

季時別料金制度の厚生経済分析：展望

キーワード：季時別料金制度，費用・便益分析，消費者余剰

伊 藤 成 康

〔要 旨〕

本稿では、季時別料金制度の費用・便益分析の理論的枠組を概観した後、アメリカ合衆国における最近の実証研究を展望する。

1. はしがき
2. 電力需要・厚生分析の理論的枠組
3. 季時別電力需要モデル推定上の諸問題
4. 季時別料金制の厚生分析
 - 4.1 Acton-Mitchell [5], [6]
 - 4.2 Parks-Weitzel [30]
 - 4.3 Caves-Christensen-Hendricks-Schoech [15]
 - 4.4 Howrey-Varian [23]
 - 4.5 Lillard-Aigner [27]
 - 4.6 Gallant-Koenker [21]
 - 4.7 Park-Acton [29]
5. むすびにかえて

1. はしがき

巷間、為替相場、原油価格動向絡みで電気料金のあり方に関する議論が喧しい。所謂、差益還元論議が、その中心となっていることは周知の通りであるが、この機会に料金制度自体を時代の要請に応えたより適切なものに変えて行こうという動きもある。

手始めに、電灯の三段階料金制度、電力の特別料金制度の見直し等が具体的な検討対象となるが、過去、電気事業審議会料金制度部会において検討課題とされながら時期尚早として見送られて来た時間帯別料金制度の導入についても、再度注目を集めようとしている。新聞報道等で伝えられているように、先ずは料金実験と

ロード・サーベイから着手し、本格的導入の可否の決定はその結果を検討した上でということのようであるが、この過程で多くの貴重な情報が得られることが期待されている。

周知のように、合衆国をはじめ諸外国では、相当数にのぼる料金実験（一部では実施）の経験を持ち、時間帯別料金制度の経済的効果に関するある程度の評価が確立している。この間の事情は、伊藤・大屋[1]（およびその参考文献）等により知ることができるが、最近では、初期の分析手法の不備に基づく諸々のバイアスを取り除く方向で研究が進められている。

本稿では、こうした季時別料金制度の厚生分析を中心とする最近の理論展開を手短に展望することとしたい。

以下、第2節で、電力需要・厚生分析の理論的枠組について概説し、第3節で、季時別料金制の厚生分析における計量経済学的諸問題を概観した後、第4節で合衆国における季時別料金制の厚生分析に関する最近の研究成果を展望する。最後に、わが国における季時別料金実験の結果を評価する際、合衆国等での経験からは非とも何について学んでおけばよいか考えてみたい。

2. 電力需要・厚生分析の理論的枠組

これまでのところ、季時別電気料金制度の電力需要に及ぼす効果の分析に用いられたモデルは、細部の取扱いや対象とするデータの違いを別として、経済理論が提供する先験的情報を最大限利用して価格効果の正確な計測を第一義的に考える立場と、各種の負荷曲線を可能な限り精密に推定しようとする立場に大別されるようである。季時別料金制の費用・便益分析の枠組としては、前者のアプローチが大宗を占めており、いずれも、時間帯別の電力需要、その価格・所得弾力性、代替の弾力性、料金変化に伴う消費者の厚生上の変化を表わす指標、等々の重要変数を新古典派経済学における需要理論に基づいて導出し、近似度の良い関数型をあてはめてそれらを推定するという手続きに従っている。本節の目的は、こうした共通の枠組を概観することである。

まず、電灯にしる電力にしる、電力需要は、家計の予算制約下の効用最大化問題、あるいは企業の利潤最大化問題の解として定式化される訳だが、時間帯別電力需要のデータは、概ね15分から1時間程度の間隔で記録された、時間×家計の次元をもつデータであり、電力以外の財・サービスについてこれと次元をあわせた扱い

を行うことの困難性から、常套的に、電気に対する支出決定を他と切り離して考えるアプローチが採られる。この手続きの正当化のために、需要の背後にある効用関数なり生産関数なりが電気以外の財・サービスに対して相似拡大的分離可能 (homothetically separable) であるというテクニカルな仮定がおかれる。すなわち、電灯需要のケースについて少し形式的に表現すれば、効用関数が

$$(1) \quad u = u(h^e(x^e), x^0), \quad h^e: \text{一次同次}$$

ここに、 x^e : 電灯需要サブ・ベクター¹⁾、 x^0 :

その他財・サービス サブ・ベクター

の如く表されるならば、電灯需要関数は

$$(2) \quad x^e = \xi^e(p^e, m^e)$$

ここに、 p^e : 電灯価格ベクター、 m^e : 電灯への支出

と表される。かくして、一つの消費範疇として電気を他の対象から切り離して考え、あたかも、各時間帯の電灯使用量・支出配分に関する完結した意思決定が行われるかのようにモデルが構成される。

ところで、このとき間接効用関数は

$$(3) \quad v = v(g^e(p^e), p^0, m), \quad g^e: \text{一次同次}$$

ここに、 m : 総支出、 p^0 : その他財・サービス価格ベクター

と表され、Roy の公式

$$(4) \quad x_i = m(\partial v / \partial p_i) / \sum_j (\partial v / \partial p_j) p_j$$

を用いて、電灯需要関数

$$(5) \quad x_i^e = m^e (\partial g^e / \partial p_i^e) / \sum_j (\partial g^e / \partial p_j^e) p_j^e$$

あるいは、電気代の中での各時間帯への支出比

$$(6) \quad w_i^e = p_i^e x_i^e / m^e = \partial \ln g^e / \partial \ln p_i^e$$

が導かれる (Parks et al. [30] 参照)。

ここで、一般的な関数型に対し、解析的な意

1) ここでは有限個の時間帯区分に対応するベクターを考えるが、Gallant-Koenker [21] のように連続時形モデルを扱った研究もある。後出 4.6 参照。

味で良い近似を与える具体的な関数型を g に対して想定すれば、(5) または (6) が統計的推定の対象となる訳である。この関数型の選択についてはいろいろ興味深い問題があり、後段でふれることにするとして、関数型が特定化された後のモデルのパラメーター推定手順について述べておく。

推定方程式の誤差項は、独立同一な多変量正規分布に従うものと想定されることが多いが、推定式自体、需要関数よりもシェア関数を対象とすることが多い。そのほうが、しばしば正規誤差の仮定と整合的な結果が得られやすく、誤差(残差)も小さくなるからである。ここで、シェアは合計すると 1 になるので誤差項にも制約が課され、共分散行列は特異になる。このため、独立でない、いずれか 1 本の式をすてて推定を行うことになるが、最尤法(maximum likelihood method)を適用すれば、どの式を捨てるかということには全く依存しないことが Barten [13] によって証明されている。最尤推定量は、一定の正則性条件の下で、一致、漸近的正規・有効なことが知られているが、小標本で最尤法を適用するのは危険であり、どれくらいサンプル数が必要かの目安が Sargan [31] によって示されている。このためもあってか、非線型三段階最小自乗法、または、Zellner の Seemingly Unrelated Regression 法が用いられることも多い。

ところで、電灯需要が家計の最適化行動の結果として派生するものなら、効用関数に課された制約が需要関数にもなんらかの形で反映されるはずである。所謂、adding-up 条件、Slutsky 行列の対称性と準負値定符号性条件等がそれであり、推定の際、係数制約として考慮される。このうち、準負値定符号性条件は、そう単純で

ない不等式制約の形をとっており、通常、この制約は推定の際考慮せず、事後的にこの制約の充足をチェックするといういき方をとることが多い。しかし、事後的にこのテストで棄却される(統計的テストではないが)モデルがあったとして、それでは不当にこのモデルの適用性を制限していることにはならないかという批判もありえよう。先験情報をフルに使っていないという訳である。この点については、Lau [26]、Gallant-Golub [20] 等により、係数行列の符号条件を先験制約として考慮した推定法が開発されている。

さて、最後に、新料金制度への移行または時間帯別の料金比が変化したことに伴う家計の厚生上の変化をどのように評価すればよいか一瞥しておこう。

まず、ごく簡単な例から議論を進めていこう。図 1 に描かれた右下がりの線はある財の需要曲線を表わす。ここで、 $e^0 = p^0 x^0$ は価格が p^0 、所得が m^0 のときの、消費者のこの財への支出を表わすが、これは OFCB の面積で表わされる。

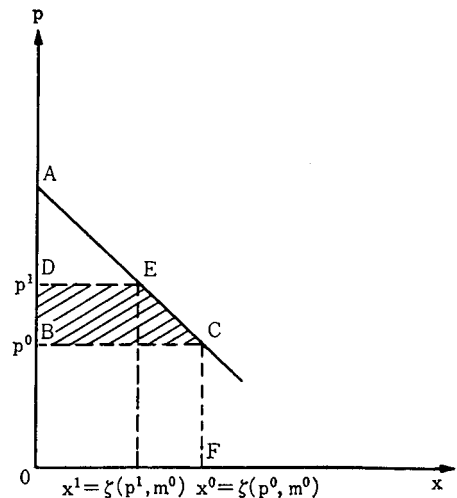


図 1 需要曲線と消費者余剰

しかるに、 $p = \zeta(x)m$ such that $x = \xi(\zeta(x), 1)$ を消費者の需要価格、いわば支払意思 (willingness to pay) 関数とみれば、台形 AOFC $= \int_0^{x^0} \zeta(x) \, dx$ はこの消費者が x^0 の需要に対して最大限支払ってもよいと考える支出を表わすものと解釈できる。したがって、これと実際の支出との差 $\triangle ABC$ を消費者が競争市場で得た潜在的な利得と解釈することは自然である。すなわち、Marshall 自身の言葉によれば、消費者余剰は「それなしですますくらいなら支払ってもよいと考える価格が実際に支払う価格を超過している分」を表わすものである。

これが所謂 Dupuit-Marshall の消費者余剰であるが、いま、 p^0 から p^1 へ価格が変化したときの消費者の厚生変化をこの消費者余剰によって測定することができる。

$$\begin{aligned} \text{価格 } p^0 \text{ のときの消費者余剰} &= \triangle ABC, \\ \text{価格 } p^1 \text{ のときの消費者余剰} &= \triangle ADE \end{aligned}$$

であるから、両者の差

$$\triangle ABC - \triangle ADE = \square BCED$$

が、 $p^0 \rightarrow p^1$ なる価格上昇によりこの家計が被った厚生上の損失である。

こうした考え方を多財のケースに一般化すれば、価格ベクトルが p^0 から p^1 へ変化したときの消費者余剰の変化分 (CS) は、

$$(7) \quad CS = \oint \sum_i \xi_i(p, m) dp_i$$

となる。ここに、 \oint は線積分 (line integral) を表わす記号である。この積分は $p^0 \rightarrow p^1$ なる経路に対して定義される訳だが、(7) が積分経路と独立に正しく定義されるためには、

$$(8) \quad \partial \xi_i / \partial p_j = \partial \xi_j / \partial p_i \text{ for all } i, j$$

の成立が必要である。しかるに、Slutsky 方程式から明らかなように、(8) は

$$(9) \quad (\partial \xi_i / \partial m) / x_i = (\partial \xi_j / \partial m) / x_j \text{ for all } i, j$$

と同値であり、結局、すべての財の所得弾力性が 1 に等しくなければならない。そしてこの条件は効用関数の相似拡大性と同値である。

こうした制約を強すぎると考えるかどうかは各人の判断に委ねられるが、Dupuit-Marshall の CS よりも直観的にわかりよい尺度はないものだろうか。その一つが以下に示す補償変分の概念である。

Hicks は、価格変化が生ずる前の厚生水準 u^0 を保つべく所得補償を行うとすればいくらになるかという所得の変化分

$$(10) \quad CV = e(p^1, u^0) - m^1$$

を、補償変分 (compensating variation) と呼んだ。

逆に、事前に価格変化後の厚生水準 $v(p^1, m^1)$ を達成するために所得補償しておくとなればいくらになるかという額

$$(11) \quad EV = m^0 - e(p^0, u^1)$$

ここに、 $u^1 = v(p^1, m^1)$

を、等価変分 (equivalent variation) と呼び

$$(12) \quad MM = e(p^0, u^1)$$

のことを貨幣的厚生指標 (money metric) と呼ぶ。

これらの尺度は、いずれも直観的な意味付けが明確であるが、 $e(p^1, u^0)$ 、 $e(p^0, u^1)$ が直接観察可能ではないから、このままでは CV、EV、MM を計算することはできない。

しかし、Diewert [18] によれば、支出関数 e がトランスログ関数 (後述) であれば、

$$(13) \quad e(p^1, u^*) / e(p^0, u^*) = \prod_i (p_i^1 / p_i^0)^{(w_i^0 + w_i^1) / 2}$$

ここに $u^* = (u^0 u^1)^{1/2}$

と表わされ、特に $m^0 = m^1$ 、かつ、効用が相似拡大的ならば

$$(14) \quad CV = \{ \prod_i (p_i^1 / p_i^0)^{(w_i^1 + w_i^0)/2} - 1 \} m^0$$

$$(15) \quad EV = \{ 1 - \prod_i (p_i^0 / p_i^1)^{(w_i^0 + w_i^1)/2} \} m^0$$

なる関係式が得られる。また、支出関数が

$$(16) \quad e(p, u) = \lambda(u) e_r(p)$$

$$(17) \quad e_r(p) = \{ \sum_i \sum_j a_{ij} p_i^{r/2} p_j^{r/2} \}^{1/r} \text{ for } r \neq 0$$

と表わされるなら

$$(18) \quad e(p^1, u) / e(p^0, u) = e_r(p^1) / e_r(p^0)$$

$$= \{ \sum_i w_i^0 (p_i^1 / p_i^0)^{r/2} \}^{1/r} \cdot$$

$$\{ \sum_j w_j^1 (p_j^1 / p_j^0)^{r/2} \}^{-1/r}$$

であり、(14)、(15)と同要領で CV, EV, MM などが正確に求められる。

しかも都合のよいことには、トランスログ関数も(17)のような関数も一般的な関数に対する良い局所近似を与えることが知られている。

この方法のメリットはモデルのパラメーターに関する情報を全く必要としない点にあり、きわめて実用的な方法といえるのだが、(14)、(15)などのフォーミュラを用いて消費者余剰を計測した例はまだない。その理由として、効用もしくは間接的効用関数を特定化してしまえば(一定の正則条件の下では)、支出関数が一意に確定するという双対性(duality)が指摘される。すなわち、電灯需要方程式システムの推定を行うために、背後にある効用関数の特定化をすると、支出関数がトランスログ関数なり(16)の関数で表わされると仮定して矛盾しないという保証はないのである。たとえば、CES (constant elasticity of substitution) 関数は、効用関数をこの関数型と想定すれば費用関数も類似の型になり、逆は逆という陽表的な相互誘導可能性をもっているから、このような難はないが、一方では、トランスログ関数などのよう

な近似の良さという点において劣るのである。

それでは需要方程式システムの推定と整合的な消費者余剰の推計法はないものだろうか。実は、補償需要関数 $x^*(p, u)$ を用いて

$$(19) \quad CV = e(p^1, u^0) - m^1$$

$$= \int_{p^0}^{p^1} \sum_j x_j^*(p, u^0) dp_j + m^0 - m^1$$

$$\left(= \int_{p^0}^{p^1} \sum_j (\partial e / \partial p_j) dp_j + m^0 - m^1 \right)$$

と表わされることに注意すれば、価格弾性値が一定との仮定をおくことにより CV を実際に計算することができる (EV についても同様)。Parks らは、この方法により、ウィスコンシン実験における家計の厚生上の得失を推計している[30]。

以上がこれまでによく知られている厚生変化の貨幣的尺度であるが、すべての財が上級財(所得効果が正)であるとの仮定のもとで、

$$(20) \quad CV < CS < EV$$

なる関係式が成立することにも注意しておこう。所得効果が無い場合は、CV, EV, CS は互いに等しくなる。

この他にも、McKenzie-Pearce の方法 [28] を始め、様々の厚生指標の計測法が知られているが、消費者余剰とこれに関連する概念についての優れた展望論文として鈴村 [2] を挙げておく。

ところで、以上は料金変化に伴う家計側の厚生変化の計測に関わる議論であるが、季時別料金制への移行による負荷移動が電気事業者の供給コストに及ぼす効果と計量(メータリング)コストを斟酌しなければ総合的な費用・便益分析はできない。通常、供給サイドの費用・便益指標としては、最も簡明な利潤の変化分を考えることが多い。しかしながら、以下のように、消費者余剰と全く平行に電力会社の費用・

便益指標を考えることができる。すなわち、Hotelling の補題

$$(21) \quad s_i(p) = \partial \pi(p) / \partial p_i$$

ここに、 s_i ：第 i 財供給、 π ：利潤、 p ：生産物価格ベクター

より

$$(22) \quad \pi(p^1) - \pi(p^0) = \int_{p^0}^{p^1} \sum_{i=1}^m s_i dp_i$$

なる関係式が導かれる。この右辺は周知の生産者余剰 (PS) であり、結局、 $-CS$ を改めて CS と書いて、

$$(23) \quad SW = CS + PS = CS + \pi(p^1) - \pi(p^0)$$

は、メータリング・コストを除いた一つの社会的厚生指標となる。pecuniary で集計可能な指標とはいえ、消費者と生産者の貨幣的な厚生指標を合計して社会的厚生尺度と考えることには疑問を呈する向きもあるが、この点に関する Varian の解釈は卓抜である[33]。

まず、補償変分を

$$(24) \quad \begin{aligned} CV &= e(p^1, u^0) - m^1 \\ &= e(p^1, v(p^0, m^0)) - m^1 \\ &= \mu(p^1, p^0, m^0) - m^1 \end{aligned}$$

と書き改め、企業利潤は配当等により究極的には家計に分配されつくすとすれば、 m^0 のかわりに $m^0 + \pi$ とおいて、

$$(25) \quad CV = \mu(p^1, p^0, m^0 + \pi(p^0)) - m^0 - \pi(p^1)$$

$$(26) \quad \begin{aligned} \mu(p^1, p^0, m^0) &= \int_{p^0}^{p^1} \sum_{i=1}^m x_i^*(p, u^0) dp_i \\ &\quad + m^0 + \pi(p^0) \end{aligned}$$

より、

$$(27) \quad \begin{aligned} CV &= \int_{p^0}^{p^1} \sum_{i=1}^m x_i^*(p, u^0) dp_i + \pi(p^0) \\ &\quad - \pi(p^1) \end{aligned}$$

が従う。(27) の両辺に -1 をかけて

$$(28) \quad -CV = CS + PS$$

が導かれる。結局、企業を擬制化して考えたとき、(23) の指標は (28) で規定される意味を持つのである。これからメータリング・コストを控除したものが、季時別料金制への移行による社会的純便益である。

次節では、間接効用関数等の関数型を特定化して、具体的に、 CV 、 EV 、 CS 、或は、社会的純便益を推計する際の問題点を検討しよう。

3. 季時別電力需要モデル推定上の諸問題

前節に述べた通り、家計の間接効用関数がパラメトリックな形で与えられれば、対応する電力需要関数、または、シェア関数が誘導される。加えて誤差項の分布型が特定化されれば、適当な推定法により、なにがしかの望ましい統計的性質をもつパラメーター推定値が得られる。

データの生成に関わる実験計画上の問題やデータ集計上の問題を別にすれば、この過程で最も重要な問題となるのは関数型の選択であろう。ひとことで言うと、未知の一般的な関数に対する良い近似を与えるところの、パラメトリックな関数型をもつ関数族を特定化するのがここでの課題である。このような性質を持つ関数型を *flexible functional form* (略して f^3 と称す) というが、本節では、Diewert の意味での f^3 と Gallant の言う Sobolev ノルムでの f^3 について、簡単に紹介する。

季時別料金制の厚生分析におけるこの他の計量経済学的トピックスについては、最後に関説するにとどめる。

まず、 f^3 の定義であるが、これは、家計の選好等を表わす数学的表現たる関数 $f(x)$ のパラメトリックな近似 $f_0(x)$ で、次の性質を満たすものをいう。

[定義1] (Diewert [17])

任意の f , x^0 に対し, パラメーター・ベクトル $\theta^0 = \theta(x^0)$ が存在して,

$$f_{\theta^0}(x^0) = f(x^0),$$

$$\partial f_{\theta^0} / \partial x |_{x=x^0} = \partial f / \partial x |_{x=x^0},$$

$$\partial^2 f_{\theta^0} / \partial x \partial x' |_{x=x^0} = \partial^2 f / \partial x \partial x' |_{x=x^0}$$

を満たすとき, 関数型 f_{θ} は伸縮的 (flexible), または, f^3 であるといわれる。

換言すれば, 任意の関数の任意に与えられた領域の点における2次までの導関数の値と同一値をとるパラメトリックな関数を f^3 という。パラメトリックという意味は, ここでは, 有限個のパラメーターを指定すれば関数の型が一意に定まる, ということ, 実用上意味があるのはこのような関数のクラスに限られる。これは, Barnett [10] が示しているように,

[定義2]

$$(f_{\theta^0}(x) - f(x)) / (\|x - x^0\|^2) \rightarrow 0 \text{ as } x \rightarrow x^0$$

ここに $\|\cdot\|$ はユークリッドノルム

と同値で, 2次の微係数までの意味での局所近似を与える。この局所近似の選び方はいろいろあるが, 最もポピュラーなのは Taylor の多項式近似であろう。近年 Barnett [9] 等により, Laurent 級数展開による近似も推奨されているが, 近似の剰余項の挙動がデータの散らばり如何により異なって来ることから近似自体の良し悪しも左右されるという訳である。

また, 近似の次数が2次までとされるのは, 大雑把にいうと, 2次までの微係数が与えられれば経済主体の基本的挙動が決まってしまうからである (高次の確率的優越 (Stochastic dominance) など, 勿論, その限りでない問題領域もあるが, 所謂, 序数的性質を扱う限りにおいては十分である)。

実際, Diewert [17] が示したように, f が効用関数, 間接効用関数, 支出関数のいずれを表わすものであるにせよ, 対応するパラメトリック近似 f_{θ} が定義1の条件をみたすならば, 代替の弾力性や需要の価格弾力性, 所得弾力性等は, 近似点において, f と f_{θ} の間で一致し, 一定の滑らかさの仮定の下で, 近似点の近傍でも近い値を取る。

これまで提唱されて来た f^3 の中には, トランスログ関数, 一般化レオンチェフ型関数, 一般化 r 次平均関数, 一般化 Box-Cox 変換関数等があり, 次節に紹介する時間帯別電灯需要の分析においても, 殆ど前二者と, f^3 でない CES 型が用いられている訳だが, すべて2次までの Taylor 近似の意味での f^3 に分類される。すなわち, 変数変換

$$(1) \quad h_i(x) = (x^i - 1) / \lambda_i \quad (\lambda_i \neq 0)$$

$$= \ln x \quad (\lambda_i = 0)$$

を施して f を Taylor 近似し,

$$(2) \quad h_0(f_{\theta}(x)) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i h_i(x_i) + \sum_{i,j} \beta_{ij} h_i(x_i) h_j(x_j)$$

とおけば, トランスログ関数は $\lambda_i = 0$ の ($i = 0, 1, \dots, n$), 一般化レオンチェフ型は

$$\lambda_i = 1/2 \quad (i = 1, \dots, n), \quad \lambda_0 = -1$$

の特殊ケースとなる。

この (1) 式の変換を **Box-Cox 変換** といいますが, 従来提唱されて来た f^3 が, 適当なパラメーターの正規化の下で, すべて Box-Cox 変換の特殊ケースとして捉えることができるのは都合良い。同様に, 母関数 f の近似が Taylor 近似でなく, Laurent 級数展開で与えられている場合にも, Box-Cox 変換を施した後の Laurent 近似を, $\lambda_i = 0$ (for all i) のときに Laurent トランスログ, 先の一般化レオンチェフ型関数に

対応するケースでは Laurent 一般化 レオンチェフ等々と呼ぶ。

この他にも異なる関数近似の考え方があって、たとえば、Gallant [19] で提唱されたように、導関数の近さまで含めた Sobolev ノルムの意味での近似を考えて、適当な次数までの Fourier 級数展開の形でのパラメトリック近似を採用する者も現れている。詳細に立ち入る余裕はないが、Taylor 近似と較べて、表現上は正・余弦級数項が付加された形になっており、パラメーターの数も多く表現も複雑になる。

いずれにせよ、多項式表現の項がトランスログの場合は Fourier トランスログ、一般化レオンチェフ型の場合は Fourier 一般化レオンチェフ等と呼び、近似の型と変数変換の組み合わせで f^3 の特定の型を定める。

このようにみえてくると、パラメトリックな関数型の選択において、伸縮的関数型のクラスの中から選ぶということは諸々の弾性値に不必要な制約を課さないという意味で重要なことであるが、それにしても、どのように変数変換の型と近似の型を決めるかが鍵となる。Taylor 近似に限定して、Box-Cox 変換のパラメータ λ をも統計的に推定し、モデルの良否を尤度基準で決めるという考え方もあるが、数多くのケース・スタディーを通じて、どの特定の f^3 が支持されているという趨勢はないようである。季時別料金制の経済的厚生評価を行う際、推定されたモデルを用いて、サンプルで与えられていない時間帯別料金の組み合わせを評価することがある。このような場合、上に述べたようなモデルの選び方はむしろ危険なアプローチかもしれないのである。というのは、 f^3 のあてはまりの良さは決定的にサンプルに依存していて、シミュレーションを行う場合、関数の大域的挙

動が如何なるものであるかを認識しておくことが重要となるからである。

たとえば、家計の効用関数は、 n 次元ユークリッド空間の適当な部分集合上で定義され、この領域で単調増加的かつ狭義準凹と仮定されるが、これは需要関数が一価で連続となることを保証する、直観的にも受け入れやすい条件として仮定されているものである。効用関数のこの性質に対応する間接効用関数の性質は、後者が単調減少狭義準凸になるというものであるが、このような経済主体の行動を制約条件付最適化行動として形式化するために必要な諸条件を、仮に正則条件と呼ぶことにする。問題は、 f^3 のパラメーターを推定する際、このような正則条件を先験制約として斟酌し得るか否かである。前節でふれたように、定義1における近似点 x^0 のような領域内の1点における正則条件の充足は、パラメーターの制約として推定の際織り込むことができる (Lau [26], Gallant-Golub [20], 和合 [4])。大雑把にいうと、準負値定符号条件の場合は、2階の微係数を表わす係数行列を Choleski 分解して別のパラメトリックな表現を与え、符号を規定する対角行列の各要素を他のパラメーターの平方の (-1) 倍とおきかえることによって制約を織り込む、というものである。とはいっても、一般には、領域の到るところで正則条件を充足することを要求すべくパラメーターに制約を課すと、伸縮性が損われる可能性があり、万能な対応策は存在しない (Barnett et al. [12])。

そこで、モンテカルロ実験のように、予めモデルのパラメーターの組み合わせをかなり細かく与えておき、これと価格等のデータから計算される代替弾性行列等が正則条件をみたすデータの範囲を検討する。この正則領域はパラメー

ターの組み合わせ毎に異なるから、ケースのチェックがかなり煩雑になるが、一様に正則領域の広い関数型というものが存在しない以上、依然として有効な手続きである。このような正則領域の態様をチェックするアプローチは、主にトランスログ関数と一般化レオンチェフ関数の比較を目的として、Caves-Christensen [14] によって始められ、Barnett et al. [12] により Laurent 一般化レオンチェフ型関数も含めた比較がなされている。雑な言い方だが、真のモデルがヨリ大きい弾性値を与えるものであればあるほど、データの分散が小さければ小さいほど、トランスログ型の方が一般化レオンチェフ型よりも良好であるが、それゆえ、時間帯別料金実験の結果に基づく分析や応用には後者の方が適しているというのが大方の評価である。Barnett et al. [12] によれば、Laurent 型はデータのレンジが広い場合、ヨリ有効であるという。

以上、季時別料金実験のデータからモデルを推定し、これを用いて当該料金制度の経済厚生に関する評価を行うという分析の流れの中で、まず問題となる関数型の選択について、これまで明らかにされてきた事実の大筋を述べて来た。今のところ季時別料金制の厚生分析に应用されている伸縮的関数型は、Taylor 近似の意味でのトランスログ型と一般化レオンチェフ型のみであるが、他の f^3 の応用は今後の課題であろう。2次の多項式に残余がつくと、補償変分、等価変分、理論生計費指数等の計算が簡単ではないという問題もあろうが、次節で展望する諸論文においても未だ取り上げられていない興味ある方向ではある。

なお、この他にも、実験が任意参加方式である場合や参加報酬が支払われることによるパイ

アス発生の可能性という、社会実験データの処理に特有の問題点がある。

すなわち、任意参加方式の場合、家計は

$$(3) \quad p^1 \cdot x \leq m \quad \text{または} \quad p^0 \cdot x \leq m$$

という予算制約に直面することになるが、顕示選好の議論により、

$$(4) \quad p^1 \cdot x \leq p^0 \cdot x$$

をみたまつ場合に限り、当該家計はこの実験に参加するものと考えられる。推定式がシェア関数なら、 $p_i^0 = \bar{p}$ (for all i) に注意して、

$$(5) \quad 1 \leq \bar{p} \sum_{i=1}^n (w_i / p_i^1)$$

の形に表現した方が便利だが、(5)の成立如何で w_i の密度関数 \tilde{f} は端切れ型 (truncated form) になり、

$$(6) \quad \tilde{f}(w_1, \dots, w_{n-1}) =$$

$$\begin{cases} 0 & \text{if } 1 > \bar{p} \sum_{i=1}^n (w_i / p_i^1) \\ f(w_1, \dots, w_{n-1}) & \\ / P_T \{ 1 \leq \bar{p} \sum_{i=1}^n (w_i / p_i^1) \} & \text{otherwise} \end{cases}$$

ここに、 f は w_1, \dots, w_{n-1} の元の同時密度関数

となる。よって、(5)の制約を考慮に入れないと推定値にバイアスが生ずる。このような場合の処理については、Aigner-Hausman [8] を参照されたい。

他にも論ずべき問題は数多く存在するが、以上の準備の下に、次節で最近の季時別料金制の厚生分析に関する実証研究の展望を試みる。

4. 季時別料金制の厚生分析

本節では、合衆国における料金実験の結果に基づく季時別料金制の厚生分析に関する最近の成果を展望する。Welfare Econometrics of Peak-Load Pricing for Electricity と題する

Journal of Econometrics 誌の特集号〔7〕では、かつて EPRI の委託研究報告として著された論文の修正版も含めて5件の研究が取り上げられており、また、同書の編者序文において Aigner は、この他に他所で発表された2件の研究を引用している。これまでに行われた季時別料金実験の結果に基づく当該電力需要関数の計測の試みはゆうに50件を超えると思われるが、原則的には、これらすべてに対応する厚生分析が存在して然るべきである。しかし、筆者の知るかぎりでも、Aigner 論文に引用されている7件の研究以外に、明示的に料金制度変更に関する厚生分析を行った論文は今のところ見当たらない。そこで、本節では、この7つの論文を中心とした annotated reference ふうの文献展望を行ってみたい。

以下で取り上げるのは、家庭用について Acton-Mitchell [5], Parks-Weitzel [30], Caves et al. [15], Howrey-Varian [23], Lillard-

Aigner [27], Gallant-Koenker [21] の6編、産業用について Park-Acton [29] の1編である。対象となった料金実験の内容を詳述する余裕はないので、家庭用実験の概要を表1、表2に掲げるにとどめる。詳細については、伊藤・大屋 [1], または、Poirier [3] を参照されたい。

4.1 Acton-Mitchell [5], [6]

この研究は、ロスアンジェルス水道・電気局 (LADWP) の料金実験の結果に基づくもので、推定された対数線型の電灯需要関数を線積分する形で消費者余剰を求めている。これに別途推計された生産者余剰を加えて算出された総余剰は、5¢/kWh の均一料金から、6¹/₈¢/kWh (12:00—21:00), 4¹/₈¢/kWh (オフ・ピーク時) という時間帯別料金への移行により、月あたり1セント (200 kWh/月以下の需要家) から同73セント (2,500 kWh/月以上の需要家) になり、同じく9¢/kWh (ピーク時), 3¢/kWh

表1. 時間帯別料金制度実験の概要

実験地域 ^a	実験期間 (月)	参加方式		使用された料金率の種類			実験の規模 (家庭数)		実験集団 の相対的 な大きさ (%)	料金収入 に対して 中立的か
		強制	謝礼支給	定率料金	季節別 料金	時間帯 別料金	基準集団	実験集団		
アリゾナ	6 ^b	×	○	0	0	28	0	140	19	×
アーカンサス	12	○	×	0	2	1	126	186	—	— ^c
コネチカット	12 ^b	×	○	0	0	1	200	200	29	×
ロサンゼルス	30	×	○	2	4	34	175	1,093	21	×
ノースカロライナI	12	○	×	0	0	1	98	102	87	○
ノースカロライナII	14, 18	○	×	0	0	13	86	514	81	○
オハイオ	18	×	×	0	0	1	60	100	12	○
オクラホマ	12	○	○	2	4	6	90	510	77	— ^c
ブエルトリコ	11	×	○	0	0	10	60	339	56	— ^c
ロードアイランド	13	○	○	0	0	1	130	170	60	×
ウィスコンシン	36 ^b	○	×	1	0	9	92	506	43	○

出典：Poirier [3] を一部修正。

a ノースカロライナI及びIIは、それぞれブルー・リッジ電力及びカロライナ電力を示している。

b 準備期間を除く。

c 不明。

表 2. 時間帯別料金制度実験の概要 (続)

地 域	料金率の種類	季 節	時間帯の長さ			平日の料金比率 (ピーク時/平均)	平日の料金差 (¢/kWh) (ピーク時料金-平時料金)	平均料金	適用日 ¹⁾	測定間隔
			ピーク時	中間時	平時					
ア リゾナ	16	年 間	3	10	11	2.75~12.0	7.0~13.0	×	毎 日	—
	6	"	5	8	11	3.0 ~ 6.0	5.0~10.0	×	"	
	6	"	8	5	11	1.67~ 6.0	3.0~ 7.0	×	"	
アーカンサス	1	夏	8	0	16	6.06	7.04	×	毎 日	—
		冬	8	0	16	1.06	0.07	×	"	
コネチカット	1	夏	4	9	11	16.0	15.0	×	平 日 ²⁾	15分
		冬	4	9	11	16.0	15.0	×	" ²⁾	
ロサンゼルス	11	年 間	3	0	21	2.5~6.5	3.0~11.0	×	毎 日	15分
	11	"	3	0	21	2.5~6.5	3.0~11.0	×	平 日	
	1	"	6	0	18	3.5	5.0	×	毎 日	
	1	"	6	0	18	3.5	5.0	×	平 日	
	2	"	9	0	15	5.0~9.0	4.0~ 8.0	×	毎 日	
	2	"	9	0	15	5.0~9.0	4.0~ 8.0	×	平 日	
	3	"	12	0	12	2.5~9.0	3.0~ 8.0	×	毎 日	
	3	"	12	0	12	2.5~9.0	3.0~ 8.0	×	平 日	
ノースカロライナ I	1	夏	8	0	16	2.1	1.26	×	毎 日	15分
		冬	8	8	8	3.8	3.39	×	"	
ノースカロライナ II	9	夏	10	6	8	2.19~6.19	2.12~5.50	×	平 日 ³⁾	15分
		冬	8	8	8	1.98~5.59	1.74~4.87	×	" ³⁾	
	2	夏	10	6	8	2.69	1.91	○ ⁴⁾	" ³⁾	
		冬	8	8	8	2.66	1.88	○ ⁴⁾	" ³⁾	
	2	春	12	0	12	1.21	0.32	○ ⁴⁾	"	
		夏	12	0	12	1.46	0.70	○ ⁴⁾	"	
2	冬	12	0	12	1.27	1.21	○ ⁴⁾	"		
	1	夏及び冬	6	0	18	22.8	8.7	×	平 日	30分
春及び秋		6	0	18	7.8	2.7	×	"		
オクラホマ	4	年 間	9	0	15	1.7~3.33	1.6~4.2	×	毎 日	—
		夏	9	0	15	3.6, 4.2	4.7, 5.7	×	"	
		冬	9	0	15	1.4, 1.94	0.7, 1.7	×	"	
プエルトリコ	1	年 間	12	0	12	3.5	7.5	×	平 日	—
	9	"	6	0	18	1.97~6.2	3.88~12.75	×	"	
ロードアイランド	1	夏	9	4	11	1.8	1.53	×	平 日	15分
		冬	13	0	11	1.8	1.53	×	"	
ウィスコンシン	3	夏	6	0	18	2~8	3.10~11.08	×	平 日	15分
		冬	6	0	18	2~8	2.64~ 9.32	×	"	
	3	夏	9	0	15	2~8	2.86~ 8.55	×	"	
		冬	9	0	15	2~8	2.45~ 8.31	×	"	
	3	夏	12	0	12	2~7.6	2.62~ 6.61	×	"	
		冬	12	0	12	2~6.9	2.31~ 5.88	×	"	
1	夏	0	0	24	1.0	0	○	"		
	冬	0	0	24	1.0	0	○	"		

1) 毎日と書かれている以外は、すべて週末(土、日)は、平時とみなす。
 2) コネチカット地域の週末の料金率は、中間時(13時間)及び平時(11時間)が各々、3¢/kWh, 1¢/kWhである。
 3) これらの料金率は、週末においては16時間の中間時及び8時間の平時を含む。
 4) 2種類の料金率のうち、一つは基本料金他に負荷管理選択金をも含む。
 出典: Poirier [3] を一部修正。

(オフ・ピーク時)なる時間帯別料金への移行により、月あたり8セント(200 kWh/月以下の需要家)から同5.78ドル(2,500 kWh/月以上の需要家)にのぼるといふ(表3参照)。全世帯平均では27¢/月の利得になる。後者は長

表3. 時間帯別料金への移行による利得(ドル/月)

使用量 (kWh/月)	ピーク：オフピーク料金比		
	$6\frac{1}{3} : 4\frac{1}{3}$	9 : 3	9 : 3 ^{a)}
0~ 200	0.01	0.08	—
201~ 400	0.02	0.19	0.43
401~ 500	0.04	0.31	0.71
501~ 600	0.05	0.42	0.90
601~ 700	0.07	0.55	1.11
701~ 800	0.09	0.75	1.31
801~ 900	0.12	1.01	1.51
901~1,000	0.13	1.08	1.70
1,001~1,100	0.17	1.38	1.88
1,101~1,200	0.21	1.72	2.08
1,201~1,300	0.22	1.81	2.26
1,301~1,400	0.26	2.21	2.48
1,401~1,500	0.29	2.38	2.71
1,501~2,000	0.35	2.84	3.19
2,001~2,500	0.49	3.81	4.23
2,500~	0.73	5.78	6.48

a) 自家用プールをもつ需要家対象

期限界費用料金に対応するものであるが、経常メータリング・コストが月1.42ドルと推計されているから(単価150ドルの計量器を15年で償却。割引率8%),月1,100 kWh程度の需要家がクリティカルになる。しかし、自家用プールをもつ需要家については、800 kWh程度でメータリング・コストをカバーするという。著者は、メータリング・コストが100ドル程度に低下し、時間帯別料金適用世帯を効果の大きい需要家にしぼるといふ形にすれば、月400~600 kWh程度の電力需要で十分純便益が出るだろうと予測している。ちなみに、このLADWPの実験は任意参加の形をとっているため、そのデータを用いた需要関数のパラメー

ター推定値はバイアスを持つ可能性があり、適切な処置を施す必要があるのだが、著者はそのようなことは行っていない。Aignerは、このバイアスが著者らの比較的大きな純便益の推定値をもたらした一因であろうと述べている。

4.2 Parks-Weitzel [30]

この研究では、ウィスコンシンの実験結果に基づく消費者余剰(補償変分)の推計が試みられている。

Acton-Mitchell等のモデルとは異なり、ここでは、一般化レオンチェフ型、および、トランスログ型の間接効用関数から誘導される支出シェア方程式が同時推定の対象となっている。トランスログ・モデルは効用関数の準凹性由来する半負値定符号性をみたまぬとして棄却されている。summary measureとして、この推定結果に基づく代替および価格弾力性の値を表4に掲げておく。

この表から見てとれるように、自己代替弾力性は負値をとるが、絶対値で1を超えるのは昼間の中間時間帯のみで、あまり弾力的とはいえない。特に、代替効果でみたオフ・ピーク時の“値下げ→需要喚起”効果は非常に小さい。交叉効果はいずれもプラスで、時間帯間の代替性が存在するが、オーダーは小さい。価格弾力性はいずれも負符号で、代替効果を上回る所得効果の存在を窺わせる。たとえば、ピーク時料金を1%上げるとオフ・ピーク需要も0.2%下がってしまい、逆に、オフ・ピーク時料金を1%下げるとピーク需要が0.5%増加する。特に、後者の効果はピーク需要の自己価格弾力性より大きく、負荷平準化のためには好ましくない結果となっている。

次に、著者らは、補償需要関数を積分する方法により、時間帯別料金制への移行に伴う補償

表 4. 代替および価格弾力性

時間帯 i	代替弾力性				支出比率 w_i	条件付価格弾力性			
	σ_{i_1}	σ_{i_2}	σ_{i_3}	σ_{i_4}		η_{i_1}	η_{i_2}	η_{i_3}	η_{i_4}
1. オフ・ピーク	-0.064 (0.011)	0.085 (0.025)	0.148 (0.026)	0.057 (0.029)	0.626	-0.666	-0.083	-0.153	-0.097
2. 中間 (昼)		-1.311 (0.136)	0.240 (0.067)	0.225 (0.105)	0.091	-0.573	-0.210	-0.137	-0.080
3. ピーク			-0.774 (0.072)	0.240 (0.071)	0.180	-0.533	-0.069	-0.319	-0.078
4. 中間 (夜)				-0.968 (0.169)	0.103	-0.590	-0.071	-0.137	-0.203

* 均一料金の下で評価した結果である。

表 5. 時間帯別料金制の厚生効果

ケース	ピーク時間・料金比	①電気料金指数 (\$/kWh)	②使用料 (kWh/月)	③補償変分 (損失: \$/月)	④月当り電気代に占める ③の割合 (%)
1	6-hour 8/1	0.0293	974.68	-1.80	7
2	6-hour 4/1	0.0310	948.72	-0.21	1
3	6-hour 2/1	0.0321	932.05	0.85	3
4	9-hour 8/1	0.0293	975.32	-1.83	7
5	9-hour 4/1	0.0307	952.56	-0.44	2
6	9-hour 2/1	0.0318	936.54	0.56	2
7	12-hour 8/1	0.0290	979.47	-2.07	8
8	12-hour 4/1	0.0302	960.26	-0.92	3
9	12-hour 2/1	0.0315	940.38	0.32	1
10	Flat 1/1	0.0312	945.35	0.00	0

* 月平均電気代は 27.30 ドルとして算出。

変分を推計している。その結果は表 5 に掲げる通りである。

この結果によると、ピーク：オフ・ピーク料金比が 2 対 1 のケースでは、時間帯別料金制のメリットは未だ十分でなく、月に 32 セントから 85 セントの損失を蒙るという結果が得られ、逆に、料金比が 8 対 1 の場合、月に 21 セントから 2.07 ドルの便益が得られる。ピーク時間は長い方が相対的に利得が大きいようである。

このように、かなり思いきった料金差をつけた場合に、やっと月平均支出額の 8% 程度の利得が期待されるというわけで、ゼロではないがそれほど顕著でもない厚生上の効果がありそう

だと結論づけることができる。Parks らは、電力サイドの厚生変化を計測していないので、Acton-Mitchell や後出の結果と直接比較可能ではないが、前者と同程度の料金比では月当り 1 ドルにほど遠い利得しか得られず、月 1~2 ドルの計量コストに見合わない。供給サイドのコスト改善効果が何ほどかによって時間帯別料金制の経済性評価が確定しよう。

このような費用面の分析を欠くことと、符号制約をおかずにパラメーター推定を行いトランスログモデルを棄却してしまったこと等が難点といえは難点だが、料金実験のデザインの特性を巧みに利用して 4 時間帯モデルに拡張してい

る点など、見落とせぬ貢献も少なくない手堅い好論文ではある。

4.3 Caves-Christensen-Hendricks-Schoech [15]

この研究では、ウィスコンシンにおける家庭用料金実験のデータを用いて家計の間接効用関数のパラメーターを求め、他方、エンジニアリング・モデルを電力供給費用の推計用に用いて、イリノイ州における4つの電力会社を対象とした時間帯別料金制への移行の効果を計測している。

ここでの純便益の評価は、等価変分および利潤変化分の合計からメータリング・コストを控除した指標に基づいている。家計の間接効用関数は、電気が他に対して相似拡大的分離可能な形をとるものと仮定され、価格指数にあたる部分は一般化レオンチェフ型、2-stage budgetingの第1段階の集計関数の部分は一般化されたCES型と想定されている。電力需要、電気への支出シェアはRoyの公式を用いて誘導され、等価変分は、第2節でみたように

$$(1) EV = (1 - \theta)m_0^e$$

$$(2) \theta = \left\{ \frac{\sum_i w_i^0 (p_i^1 / p_i^0)^{1/2}}{\sum_i w_i^1 (p_i^1 / p_i^0)^{1/2}} \right\}$$

と陽表的に求められる。

電力供給費用の推定には、ENTEC社（コンサルティング会社）のENPROというエンジニアリング・モデルを用いたというが、詳しい記述はない。電源別、燃料種別のコスト差、供給停止確率等を考慮した最適設備計画・運転計画モデルから導かれるものであるらしい。

メータリング・コストについては、General Electric社のモデルのリアル・コストを用いている。

さて、間接効用関数のパラメーターはウィスコンシンのデータに基づいて推定されるが、ここで時間帯別料金制の純便益の計測の対象となったのは、イリノイ州の4つの電力会社とその需要家である。具体的には、Illinois Power Co. (IP), Central Illinois Public Service Co. (CIPS), Central Illinois Light Co. (CILCO), Commonwealth Edison Co. (CECO)がそれであり、また、平均年間消費量が13,000 kWh～15,400 kWhの大口需要家が対象となっている。パラメーターの推定結果がParks et al.のように代替弾力性、乃至は価格弾力性に変換されていないので解釈し辛い。電力消費機器の保有量が有意かつ体系的に利いていること、所得階層が上昇するに応じて電気の消費割合が小さくなること、価格比率の如何によらず季時別料金の適用を受けているということ自体が電気の消費を押し下げること、等が示されている。

次に、時間帯別料金制への移行による純便益の推計に際し、ピーク時間帯の設定は上記各社の選択に準じ、料金比は、収入に中立的になるような料金水準が設定されるとの制約の下、2:1から8:1まで適当なきざみで変化させるが、容量コスト等に効果が現われるのが1990年代以降になることから、1991～2000年の期間にわたる割引現在価値(1982年)ベースの便益を求めることにしている。このとき各社の最大となる純便益を与えるケースの一覧表と純便

表6. 最適時間帯別料金比

会社	ピーク対オフピーク料金比	ピーク時間帯
IP	2:1	10 a.m. ~ 9 p.m.
CIPS	2:1	10 a.m. ~ 10 p.m.
CILCO	4:1	8 a.m. ~ 10 p.m.
CECO	2:1	9 a.m. ~ 10 p.m.

表 7. 純便益の計算：1982 年現在価値

(10⁶\$)

	IP	CIPS	CILCO	CECO	計
1. 消費者の便益	2.7	1.4	2.5	13.7	20.3
2. 電力会社の利得：					
費用減少分					
{ a. 容 量	0	1.8	1.2	0	3.0
{ b. 発 電	11.5	2.8	6.1	8.4	100.8
c. 合 計 (a + d)	11.5	4.6	7.3	80.4	103.8
d. 収入変化分	-23.9	-10.5	-9.2	-145.3	-188.9
e. 料金構造変化調整分	9.9	5.4	1.1	63.5	79.9
f. 純 利 得 (c + d + e)	-2.5	-0.5	-0.8	-1.4	-5.2
3. メータ費用を除く純便益 (1+2f)	0.2	0.9	1.7	12.3	15.1
4. メータリング・コスト (控除)	-34.0	-11.6	-7.8	-120.7	-174.1
5. 社会的純便益 (3 + 4)	-33.8	-10.7	-6.1	-108.4	-159.0
6. 需要家当り純便益 (\$)	-395	-367	-317	-355	

益の内訳は、それぞれ表 6、表 7 に掲げられている。

表 7 から読みとれるように、時間帯別料金制への移行による消費者便益と電力供給費用の低減効果は予期した通りプラスであるが、収入減少効果はかなり大きく、2f の純利得はマイナスになる。ここで注意すべきことは、時間帯別料金の適用を受けることによる不連続な需要低減効果 2e がかなり大きなオーダーになっていることである。これを無視すると、電力会社の損失を過大推計する。項目 3 の純利得に加えて、時間帯別料金制実施のための前提条件である、負荷計測機器のコストが非常に大きい(4)。Acton-Mitchell の倍以上の単価 400\$ である。

かくして、社会的純便益(損失)は、イリノイの 4 社計で、年間マイナス 1,600 万ドル程度(約 30 億円強)にものぼる。

最後に、著者らは、等価変分→消費者余剰、利潤変化分→生産者余剰、といった評価指標の変更による純便益評価値の感度分析も行っており、前者の変更についてはさほどでもない

が、供給サイドの利得の評価はかなりセンシティブなことに注意を喚起している。

4.4 Howrey-Varian [23]

著者らは、この研究で、1976 年にアリゾナ・パブリック・サービス社 (APSC) で行われた任意参加の料金実験のデータを用いて Parks らと同様な分析を試みている。そこでは、CES 型効用関数の相似拡大的分離可能性を仮定し、4 種類の均一料金制 (4, 6, 8, 10 セント/kWh) から 16 種類の時間帯別料金制に移行したときの厚生水準一定の電力価格指数を計算している。これは、

$$(3) \quad \pi(p^1, p^0, u) = e(p^1, u) / e(p^0, u)$$

によって表わされる理論生計費指数であり、これが 1 より小ならば価格変化後の状態の方が生計費が少なく済み better off なことを示す。 π は u にも依存するが、著者らは Laspeyres 流に $u = u^0$ で評価し、

$$(4) \quad \begin{aligned} \pi(p^1, p^0, u) &= e(p^1, u^0) / e(p^0, u^0) \\ &= e(p^1, v(p^0, m^0)) / m^0 \\ &= \mu(p^1, p^0, m^0) / m^0 \end{aligned}$$

を厚生変化の一つの評価尺度としている。ここで、間接効用関数が

$$(5) \quad v(p, m) = g(p)m$$

(相似拡大的分離可能)

$$(6) \quad g(p) = (\sum_j \alpha_j p_j^r)^{1/r}$$

(CES : 代替弾力性一定関数)

の形に表わされるならば、

$$(7) \quad v(p, m) = v(p^0, m^0)$$

を m について解き、

$$(8) \quad \mu(p, p^0, m^0) = m^0 (\sum_j \alpha_j p_j^r)^{1/r} / (\sum_j \alpha_j p_j^{0r})^{1/r}$$

または

$$(9) \quad \pi(p, p^0, u^0) = (\sum_j \alpha_j p_j^r)^{1/r} / (\sum_j \alpha_j p_j^{0r})^{1/r}$$

を得る。パラメーター α_j , r は、関係式

$$(10) \quad w_j = \partial \ln v / \partial \ln p_j$$

から、

$$(11) \quad w_j = \alpha_j p_j^r / (\sum_j \alpha_j p_j^r)$$

よって

$$(12) \quad \ln(w_i/w_j) = \ln(\alpha_i/\alpha_j) + r \ln(p_i/p_j)$$

を用いて推定される (一つのパラメーター α_j を 1 に正規化する)。

表題にもあるように、(12) 式の右辺につけ加わる誤差項が、家計間固有の変動 (時間に関し不変) を表わす部分とその他の部分に分解される、所謂、誤差成分 (error components) 型の確率モデルを定式化しているのがこの研究の一つの特徴である。共分散構造を適当に特定化し、係数制約付の反復一般化最小自乗法を適用することによりパラメーターの最尤推定値を得ることができる。

これを用いて、均一料金から時間帯別料金制へ移行した場合の厚生変化を試算することができる。4, 6, 8, 10¢/kWh の均一料金から表 8

表 8. アリゾナ実験の料金表 (¢/kWh)

	時 間 帯		
	ピーク 2 p. m. ~ 5 p. m.	中 間 9 a. m. ~ 2 p. m. 5 p. m. ~ 10 p. m.	オフ・ピーク 10 p. m. ~ 9 a. m.
1	16	5	3
2	15	4	2
3	15	7	4
4	14	4	2
5	14	6	4
6	13	3	3
7	13	4	2
8	13	7	3
9	12	5	1
10	12	6	3
11	11	4	2
12	11	7	4
13	10	4	1
14	10	6	3
15	9	5	2
16	8	4	1

表 9. 時間帯別料金への移行の効果：電力価格指数

TOU 料金	均 一 料 金 (¢/kWh)				PEQ
	4	6	8	10	
1	1.6007	1.0672	0.8004	0.6403	6.40
2	1.3526	0.9018	0.6763	0.5411	5.41
3	1.8823	1.2549	0.9412	0.7529	7.53
4	1.3059	0.8706	0.6530	0.5224	5.22
5	1.7103	1.1402	0.8552	0.6841	6.84
6	1.2114	0.8076	0.6057	0.4846	4.85
7	1.2593	0.8395	0.6297	0.5037	5.04
8	1.7132	1.1421	0.8566	0.6853	6.85
9	1.2630	0.8420	0.6315	0.5052	5.05
10	1.5409	1.0272	0.7704	0.6163	6.16
11	1.1662	0.7775	0.5831	0.4660	4.66
12	1.6981	1.1321	0.8490	0.6792	6.79
13	1.0439	0.6960	0.5220	0.4176	4.18
14	1.4487	0.9658	0.7243	0.5795	5.79
15	1.1996	0.7997	0.5998	0.4798	4.80
16	0.9511	0.6341	0.4756	0.3805	3.80

で与えられる 16 種類の時間帯別料金に移行した、それぞれのケースの価格指数 ((9) 式) 推計値が表 9 に掲げられている。表 9 の最終列 (PEQ) は、各レート・スケジュールと、価格指数が 1 になるという意味で同等になる均一料金を示すものである。たとえば、16 : 5 : 3¢/kWh

の時間帯別料金は 6.40¢/kWh 以上の均一料金よりも上の意味で優れており、8¢/kWh 均一料金と比べると 20% (=0.2÷1-0.8004), 金額ベースで(夏季)月平均 30 ドルもの利得がある (Aigner ed. [7] の序文)。

なお、アリゾナの実験は任意参加の形をとっており、この面でのバイアスに注意する必要があるかもしれない。

4.5 Lillard-Aigner [27]

この研究では、南カリフォルニア・エジソン (SCE) 社の実験データに基づく厚生分析が行われているが、Howrey-Varian と同様、電力価格指数の計測によっている。やはり、相似拡大的分離可能な間接効用関数が仮定され、電力価格集計関数の部分は CES 関数と想定される。誤差項の特定化も、誤差成分型ということよく似ているが、エアコンの保有・使用、その他の電力消費機器全般の使用に影響する気温、等々、予め識別可能な効果は誤差に含めてしまわず、説明変数として取り上げられる。興味深いのは、エアコンの保有やその性能の選択が、気温を始め、このモデルの説明変数に依存する可

能性が大きいということで、そのまま回帰分析を行うとバイアスが生じるため、転換回帰 (switching regression) モデルの形に変えて最尤推定を行っていることである。

ここでは、モデルの詳細やパラメーター推定値を示す代わりに、summary statistics として夏季需要の代替弾力性を示しておく。

まず、被験世帯は 2 種類のピーク時間帯区分 A : 10 a. m. ~ 8 p. m., B : 12 : 00 ~ 10 p. m. 適用グループに分けられ、そのそれぞれから料金比 3 : 1, 5 : 1, 7 : 1, 9 : 1 の時間帯別料金表をオファーされるセルが構成されているのだが、代替の弾力性は、SCE 平均で、グループ A : 0.062, グループ B : 0.030, 年間使用量 8,881 kWh 以上の大口需要家平均で、A : 0.153, B : 0.142 と推計された。

Hawrey-Varian の表 9 と対応する電力価格指数の計測結果については、表 10 に掲げる。

表 10 では、ほぼ限界費用差に基づく料金比 2 : 1, 3 : 1 の時間帯別料金と均一料金の比較を行っている訳だが、たとえば、SCE 全体で、均一料金からケース A のピーク時間帯区分の料

表 10. 厚生水準不変な電力価格指数

ピーク時間帯	需要家層	料金比		PEQ	価格指数 (%)						
		ピーク : オフ	均一		全世帯	El Segundo, 64.6°			Palm Springs, 85.0°		
						None	Room Air Only	Central or Both	None	Room Air Only	Central or Both
A (10 A. M. ~ 8 P. M.)	平均	2/1	.710	.753	-3.1	-4.0	-3.1	-4.1	-5.4	-1.3	3.1
		3/1	.546	.580	-5.9	-7.5	-5.5	-7.3	-9.6	-2.7	3.6
	大口	2/1	.710	.728	-2.4	-4.2	-3.3	-4.7	-2.4	4.4	5.0
		3/1	.546	.577	-5.3	-8.2	-4.2	-8.4	-5.2	5.5	6.3
B (12 noon - 10 P. M.)	平均	2/1	.710	.741	-4.2	-5.2	-6.5	-5.0	-5.6	-1.4	9.4
		3/1	.540	.590	-7.4	-9.1	-10.8	-8.5	-9.4	-1.4	13.3
	大口	2/1	.710	.730	-2.8	-4.2	-3.5	-4.1	-3.7	2.5	6.5
		3/1	.546	.579	-5.8	-8.1	-4.1	-7.5	-7.1	2.4	8.9

None : エアコン無し

Room Air Only : 室内冷房のみ

Central or Both : 集中冷房・併用

金比 2 : 1 の時間帯別料金へ移行したとき、3.1% の支出削減をもたらす。これは、月当たり 1.42\$ のメータリング・コストとほぼ同程度であるという。

南加エジソン社の実験については、原則非公開で詳細は不明だが、強制参加（謝礼、年 100 ドルあり）方式をとっている由。

4.6 Gallant-Koenker [21]

この研究では、連続時間形モデルにより、時間帯別料金より一般的な時々刻々変化する時変料金の効果が分析されている。カロライナ電力における 1978 年 7 月のデータを用いて、ある時刻の需要とその他の時刻の需要との交叉価格弾力性を計測し、消費者余剰と供給コストの変化を含む厚生分析を行うという形で分析が進められているが、数値計算により社会的厚生を最大化する最適料金を求めている点がユニークである。

著者らのモデルの概要を示すと以下の如くである。

まず電気以外の財サービスをベクトル x 、その価格を p で表わし電灯需要曲線を $q : [0, T] \rightarrow R_+$ （区間 $[0, T]$ は 1 日の時間を表わす）、その料金を $r(t)$ （for $t \in [0, T]$ ）で表わす。このとき、効用関数を弱分離可能と仮定して、家計は

$$\begin{aligned} & \text{maximize } u(u^0(x), u^e(q)) \\ (13) \quad & \text{sub. to } p \cdot x + \int_0^T r(t)q(t)dt \leq m \end{aligned}$$

をみたすように行動するものと考えられる。

u^e は電力需要に関する効用汎関数である。

上の問題を解く際、まず、所与の $\theta \in [0, 1]$ に対し、

$$\begin{aligned} (14) \quad & \text{max. } u^e(q) \\ & \text{sub. to } \int_0^T r(t)q(t)dt \leq \theta m \end{aligned}$$

および

$$\begin{aligned} (15) \quad & \text{max. } u^0(x) \\ & \text{sub. to } p \cdot x \leq (1-\theta)m \end{aligned}$$

を解いた最適値 $\bar{u}^e(\theta)$ 、 $\bar{u}^0(\theta)$ を求め、次に θ に関して

$$(16) \quad u(u^0(x), u^e(q)) =: \bar{u}(\theta)$$

を最大化する。部分問題 (14) に注目し、 u^e の連続性等を仮定すると、Berge の maximum principle により、間接効用汎関数

$$(17) \quad v(r/m^e) = u^e(q(r/m^e)), \quad m^e = \theta m$$

の存在等が知られるが、 u^e のフレシェ微分可能性、狭義準凹性、単調増加性等を仮定して、 v のフレシェ微分可能性等、対応する性質が導かれる。特に、ここで、 n 次元ユークリッド空間におけるケースと全く同様に、Roy の公式

$$(18) \quad q(t) = (\nabla_z v)(t) / \int_0^T \nabla_z v(z) \cdot z dt$$

（ここに、 $z = r/m^e$ で、 $\nabla_z v$ は v のフレシェ微分を表わす）

が導出される。Gallant-Koenker は、

$$\begin{aligned} (19) \quad & Q_i = (1/\Delta) \int_{t_i}^{t_i+\Delta} q(t) dt, \\ & \text{for } t_1, \dots, t_K \in [0, T], \quad t_1 = 0, \\ & t_K + \Delta = T \end{aligned}$$

に対し、デマンド料金 $d \cdot \max\{Q_i | i=1, 2, \dots, K\}$ が課される基本料金制の下での、拡張された Roy の公式をも導いている。この場合は、

$$\begin{aligned} (20) \quad & \text{max } u^e(q) \\ & \text{sub. to } \int_0^T r(t)q(t)dt + dQ \leq m^e \\ & Q_i \leq Q, \quad i=1, 2, \dots, K \end{aligned}$$

が解かれるべき問題となり、(予算) 制約式を

$$(21) \quad \int_0^T \hat{r}(t)q(t)dt \leq m^e$$

ここに、

$$(22) \quad \hat{r}(t) = r(t) + d\omega(t)/\Delta$$

$$(23) \quad \omega_k(t) = \sum_{k=1}^K \omega_k I_{[t_k, t_k + \Delta)}(t)$$

$$\omega_k \geq 0, \quad \sum_{k=1}^K \omega_k = 1$$

と変形して、(14)と同型な問題に帰着する。
 (23)のウェイト ω_k は、問題(20)における
 制約式 $Q_i \leq Q$ のラグランジュ乗数 λ_i を用い
 て(↗)

$$(24) \quad \omega_k = \lambda_k / \sum_{i=1}^K \lambda_i$$

と表わされるもので、最大消費電力を記録する
 区間 $[t_k, t_k + \Delta)$ に正の値をとるウェイトであ
 る。

ともあれ、間接効用関数のスペシフィケーシ
 ョンを与えれば Roy の公式を用いて需要関数
 が導出される。この研究では(↘)

$$(25) \quad v(z) = \int_0^T \alpha(t) \sqrt{z(t)} dt + \frac{1}{2} \int_0^T \int_0^T \beta(t, s) \sqrt{z(t)z(s)} dt ds$$

なる連続時形の一般化レオンチェフ型関数から、電灯需要

$$(26) \quad g(t) = \frac{z(t)^{-\frac{1}{2}} \left[\alpha(t) + \int_0^T \beta(t, s) \sqrt{z(s)} ds \right]}{\int_0^T \alpha(t) \sqrt{z(t)} dt + \int_0^T \int_0^T \beta(t, s) \sqrt{z(t)z(s)} dt ds}$$

を誘導し、15分間隔に離散近似して、

$$(27) \quad \omega_k(t/4) = \frac{\sqrt{z_k(t/4)} \left[\alpha(t/4) + \frac{1}{4} \sum_{s=1}^{96} \beta(t/4, s/4) \sqrt{z_k(s/4)} \right]}{\sum_{t=1}^{96} \sqrt{z_k(t/4)} \left[\alpha(t/4) + \frac{1}{4} \sum_{s=1}^{96} \beta(t/4, s/4) \sqrt{z_k(s/4)} \right]} + u_k(t/4)$$

なる推定式を特定化している。実際の推定にあたっては、

$$(28) \quad \alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{M_a} [\alpha_j \cos(j\delta t) + \alpha_{j+M_a} \sin(j\delta t)], \quad \delta = 2\pi/T$$

とフーリエ級数展開し、また、係数制約から、

$$(29) \quad \beta(t, s) = [\beta(t) + \beta(s)] \gamma(t-s)$$

$$(30) \quad \gamma(t-s) = \frac{1}{2} \{1 + \cos(\delta(t-s))\}$$

および

$$(31) \quad \alpha_0 = 1$$

と仮定してパラメーター推定を行っている。

このモデルを用いると異なる時間帯設定、料
 金毎に細かく価格弾性値等の推計を行いうる
 が、著者らがウィスコンシン実験のデータに基
 づいて自己価格弾性値を推定した結果が表 11
 に掲げられる。

次に、著者らは非常にシンプルな形の容量費
 用と運転費用に関するエンジニアリング・コス
 ト関数を想定し、先の需要関数と合わせて、11

種の時間帯別料金費用・便益分析を行ってい
 る。これによると、厚生利得最大のケースで月
 に 1.50 ドルのメリットがあるということで、
 Acton らの計量コストの推計値を僅かに上ま
 わる程度にとどまる。

また、料金体系 $r(t)$ を 0 次から 4 次までの
 フーリエ級数として表現したとき、その係数を
 パラメトリックに摂動すること(マルチ・グリ
 ッド)によって社会的厚生を最大にするスケジ
 ュール $r(t)$ が求められる。次数を大きくとる
 ほど負荷の態様に細かく適応した料金設計がで
 きるため、厚生は増大する。

たとえば 4 次のケースでは一日当たり 17.7 セ
 ント、月にして 5.31 ドルの利得があるとい
 う。

表 11. ウィスコンシン実験における自己価格弾力性

ピーク 時間帯	料金比	Gallant-Koenker estimates		Caves-Christensen estimates	
		η_{pp} (ピーク)	η_{oo} (オフ)	η_{pp} (ピーク)	η_{oo} (オフ)
8~12 13~17	8/1	-0.691	-0.693	-0.629	-0.539
	4/1	-0.651	-0.743	-0.510	-0.659
	2/1	-0.611	-0.792	-0.412	-0.769
	1/1	-0.577	-0.837	-0.349	-0.854
8~17	8/1	-0.813	-0.597	-0.739	-0.380
	4/1	-0.763	-0.638	-0.610	-0.500
	2/1	-0.708	-0.689	-0.475	-0.636
	1/1	-0.653	-0.745	-0.361	-0.760
8~20	8/1	-0.913	-0.493	-0.812	-0.303
	4/1	-0.890	-0.506	-0.710	-0.393
	2/1	-0.851	-0.533	-0.574	-0.523
	1/1	-0.804	-0.573	-0.437	-0.662

このように、本論文は非常に興味深い分析枠組を提示しているが、実際問題として、上にみたような連続時形の時変料金を適用することは難しく、ロバストネスという点からも問題があるように思われる。

4.7 Park-Acton [29]

産業用大口需要家を対象とする強制加入ペースの季時別料金制は、10 箇所以上、かつ多くは4年以上にわたり実施されてきているにもかかわらず、その反応についてはあまり分析が進められていない状況である。価格弾力性の計測を主眼とした、Chung-Aigner [16], Hirschberg-Aigner [22] 等の研究が知られているが、Park-Acton は、合衆国各地 10 社の約 4,000 口の産業用需要家の反応を分析している。モデルは、

(32) 相対的ピーク負荷の変化

$$= (aS)(bX) + cZ$$

(33) 相対的ピーク負荷

$$= \frac{\text{ピーク時 kWh} / \text{ピーク時間帯の長さ}}{\text{一日の kWh} / \text{一日の時間}}$$

S : 標準産業分類コードに対応する 16 個のダミー変数のベクトル

X, Z : 価格, 気象条件, 地域, 需要規模, ピーク時間帯の長さ, 等を表わす説明変数のベクトル

a, b, c : 回帰係数ベクトル

の如くに定式化され、非線型最小自乗法等によりパラメーター推定される。

著者らはこの結果に基づき、Turvey [32] の方法を用いて消費者余剰プラス生産者余剰の近似値を推計しているが、控えめな推定値で需要家当たり 900 (\$/年) 以上の厚生利得が得られたという。また分析の対象となった需要家の規模は平均で約 2,000 kWh/h, 最小で 100 kWh/h の大口需要家であるが、これより小口の需要家も同様な振る舞いを示すと仮定すれば、追加的メータリングコストとブレイクイーブンな需要家規模は 30 kWh/h (15,000 kWh/月) であるという。

いずれにせよ、既にみた家庭用需要を対象とする厚生分析と較べた場合、モデルの定式化がアド・ホックすぎて明快な理解を得難い。産業毎にスペシフィックなエンジニアリング・プロセス・モデルを構成し、産業の費用関数を推定することができない訳ではなからうが、考慮す

べき要因が広範・多様すぎて、共通のスペンションを以てのぞむには無理があったかもしれない。今後のこの分野の研究の進展に待つ所以である。

5. むすびにかえて

本稿では、季時別料金制度の厚生分析に関わる理論的枠組を概観した後、合衆国における最近の実証研究を展望した。

おしなべていえることは、ここで紹介しなかったデータの転用可能性に関する研究等も含めて、季時別料金制度の実験・実施による負荷移行の評価と費用・便益分析のためのツールは相当高度な水準まで発展せしめられており、これを用いた実証研究を通して当該料金制度に関する一定のコンセンサスが得られつつある、ということである。季時別料金制度の本格的な実施のために待たれるものは、計量・通信・制御系統機器の低廉・量産化が可能になるという技術的条件とともに、当該制度のコスト・ベネフィットに関する需要家の理解を獲得してゆくことであろう。

冒頭にわが国においても本格的な季時別料金実験が行われることになった旨述べたが、最後に、この結果を評価する際、合衆国等での経験から何を学ぶべきかについての私見を述べてむすびにかえたい。

第一。料金実験には相当多額の費用を必要とする以上、先ず以て実験計画に細心の意を払うべきである。特に、時間帯区分と料金の組み合わせを十分多様に、かつ標本の貼り付けを偏りなく行うことが最重要である。電力消費機器毎の使用記録はさほど詳細にモニターできないかもしれないが、こうした機器の保有状況や家計の属性に関するデータの蒐集はできるだけ正確に

行っておくべきである。

次に、実験結果の分析にあたり、需要家の行動を記述するモデルの選択については、できるだけ多くのオルターナティブを試してみるべきである。特に、使い慣らされている CES, LES, トランスログ, レオンチェフ, 等々といった型のものだけでなく、第3節で紹介した最近の成果をも十二分に取り入れるべきである。良いモデルを手にし得たならば、費用・便益分析等は片手間でもできるといっても過言ではない。

最後に、将来のことになるかもしれないが、季時別料金制が実施に移された場合、実験のように、時間帯区分と料金の組み合わせをコントロールして顧客に提供するという訳にはいかなくなる。そのような場合、定期的に機器保有・利用状況のサーベイや需要家の属性調査を行っておくことは非常に重要となる。その際 Jorgenson-Lau-Stoker [24] 等が開発した分析枠組が有用となるであろうし、Jorgenson-Slesnik [25] 等のように分配面の評価も含めた分析も可能となることであろう。

以上、本稿の実際の効用を問われたら自ら躊躇を禁じ得ぬ著者ではあるが、関連方面に関心を持つ読者への適当な文献案内とでもなれば幸甚である。

参考文献

- [1] 伊藤成康・大屋隆生(昭和59年)『アメリカ合衆国における時間帯別電気料金制度実験について』電力中央研究所, 内部資料 No. 255
- [2] 鈴木興太郎(昭和60年)「消費者余剰と厚生評価」経済研究 36-1, 53-66.
- [3] Poirier, D. J., (昭和58年)「家庭用電力の時間帯別電気料金制度の経済性—北アメリカと日本の比較研究」佐和隆光ほか『エネルギー需給の計量分析』経済企画庁経済研究所, 研究シリーズ第40号所収

- [4] 和合 肇 (昭和 58 年) 「シェア・モデルにおける推定と検定」竹内 啓編『計量経済学の新展開』東大出版会, 第 8 章
- [5] Acton, Jan Paul and B. M. Mitchell, "Evaluating Time-of-Day Electricity Rates for Residential Customers," in *Regulated Industries and Public Enterprise: European and United States Perspectives*, ed. by B. M. Mitchell and P. R. Kleindorfer, Lexington, 1980.
- [6] Acton, Jan Paul and B. M. Mitchell, "Welfare Analysis of Electricity Rate Changes," in *Innovative Electric Rates: Issues in Cost-Benefit Analysis*, ed. by S. V. Berg, Ballinger, Ch. 12, 1983.
- [7] Aigner, D. J. ed., *Welfare Econometrics of Peak-Load Pricing for Electricity*, *Journal of Econometrics*, 26 (1984), 1-252.
- [8] Aigner, D. J. and J. A. Hausman, "Correcting for Truncation Bias in the Analysis of Experiments in Time-of-Day Pricing of Electricity," *Bell Journal of Economics*, 11 (1980), 131-142.
- [9] Barnett, W. A., "The Flexible Laurent Demand System," *American Economic Review*, Proc. of the 1982 AEA Meetings, (1982), 82-89.
- [10] Barnett, W. A., "Definitions of 'Second Order Approximation' and of 'Flexible Functional Form'," *Economic Letters*, 12 (1983), 31-35.
- [11] Barnett, W. A., "The Minflex-Laurent Translog Flexible Functional Form," *Journal of Econometrics*, 30 (1985), 33-44.
- [12] Barnett, W. A., V. W. Lee and M. D. Wolfe, "The Three-Dimensional Global Properties of the Minflex Laurent, Generalized Leontief, and Translog Flexible Functional Forms," *Journal of Econometrics*, 30 (1985), 3-31.
- [13] Barten, A. P., "Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations," *European Economic Review*, 1 (1969), 7-73.
- [14] Caves, D. W. and L. R. Christensen, "Global Properties of Flexible Functional Forms," *American Economic Review*, 70 (1980), 422-432.
- [15] Caves, D. W., L. R. Christensen, P. E. Schoech and W. Hendricks, "A Comparison of Different Methodologies in a Case Study of Residential Time-of-Use Electricity Pricing: Cost-Benefit Analysis," in [7], (1984), 17-34.
- [16] Chung, C. and D. J. Aigner, "Industrial and Commercial Demand for Electricity by Time-of-Day: A California Case Study," *Energy Journal*, 2 (1981), 91-110.
- [17] Diewert, W. E., "An Application of the Shephard Theorem: A Generalized Leontief Production Function," *Journal of Political Economy*, 79 (1971), 461-507.
- [18] Diewert, W. E., "Exact and Superlative Index Numbers," *Journal of Econometrics*, 4 (1976), 115-145.
- [19] Gallant, A. R., "On the Bias in Flexible Functional Forms and an Essentially Unbiased Form," *Journal of Econometrics*, 15 (1981), 211-245.
- [20] Gallant, A. R. and G. H. Golub, "Imposing Curvature Restrictions on Flexible Functional Forms," *Journal of Econometrics*, 26 (1984), 295-321.
- [21] Gallant, A. R. and R. W. Koenker, "Some Welfare Econometrics of Peak-Load Pricing of Electricity: A Continuous-Time Approach," in [7], (1984), 83-113.
- [22] Hirschberg, J. G. and D. J. Aigner, "An Analysis of Commercial and Industrial Customer Response to Time-of-Use Rates," *Energy Journal*, 4 (1983), 103-126.
- [23] Howrey, E. P. and H. R. Varian, "Estimating the Distributional Impact of Time-of-Day Pricing of Electricity," in [7], (1984), 65-82.
- [24] Jorgenson, D. W., L. J. Lau and T. M. Stoker, "Welfare Comparison under Exact Aggregation," *American Economic Review*, 70 (1980), 268-272.
- [25] Jorgenson, D. W. and D. T. Slesnick,

- “Aggregate Consumer Behaviour and the Measurement of Inequality,” *Review of Economic Studies*, 51 (1984), 369-392.
- [26] Lau, L. J., “Testing Imposing Monotonicity, Convexity, and Quasi-Concavity,” in *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications*, ed. by M. A. Fuss and D. McFadden, North-Holland, 1978, 409-445.
- [27] Lillard, L. A. and D. J. Aigner, “Time-of-Day Electricity Consumption Response to Temperature and the Ownership of Air Conditioning Appliances,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 2 (1984), 40-53.
- [28] McKenzie, G. W., *Measuring Economic Welfare: New Methods*, Cambridge UP, 1982.
- [29] Park, R. E. and J. P. Acton, “Large Business Customers Response to Time-of-Day Electricity Rates,” in [7], (1984), 229-252.
- [30] Parks, R. W. and D. Weitzel, “Measuring the Consumer Welfare Effects of Time-Differentiated Electricity Prices,” in [7], (1984), 35-64.
- [31] Sargan, J. D., “Asymptotic Theory and Large Models,” *International Economic Review*, 16 (1975), 75-91.
- [32] Turvey, R., “How to judge when price change will improve resource allocation,” *Economic Journal* (1976), 825-832.
- [33] Varian, H., “Measures of Economic Welfare,” in *Analysis of Residential Response to Time-of-Day Prices*, EPRI EA-2380, May, 1982.

(いとう なりやす)
 経済部
 経営研究室)