

電力需要構造の計量経済学的分析

富田 輝博

An Econometric Analysis of the Structure of Electricity Demand in Japan and U. S.

Teruhiro Tomita

Summary

This paper analyzes the structure of electricity demand in Japan and U. S. with econometric methods. First, residential, commercial, industrial, and peak demands in Japan are estimated by the Cochrane-Orcutt or Maximum likelihood with grid search methods. Income and price elasticities are measured in the short-run and long-run. Secondly, for the comparison, total electricity demand in U.S. is estimated using same models. Thirdly, I examined the structural change of electricity demand by CUSUM and CUSUMSQ tests.

The results of estimation show that long-run income elasticities are 0.7 to 2.0 and price elasticities are -0.03 to -0.43 in Japan. Elasticities of U. S. are more elastic in total demand, but we may notice that sample periods are different between two countries. The results of structure change test clarified considerable structural changes of demand for Japan and U.S.

1. はじめに

本稿の主要な目的は、わが国の電力需要の構造を計量経済学的手法により分析することである。電力需要を電灯、業務、産業、総需要の需要種別に分類し、その特徴を探る。近年、気温と電力需要の関係が関心を集めているが、気温の上昇が、冷房需要を増大させ、それが電力需要、特に、ピーク需要を押し上げ、需給の逼迫状態をもたらす、と考えられる。

そこで、本稿では以下の3点について検討する。第一に、計量経済学方法を用いて、電力需要と経済要因、気温との関係を定量的に考察していく、第二に、米国の電力需要についても同じモデルを用いて計量し、日米の需要構造を比較する。第三に、計測期間中に需要構造に変化があったか否かをいくつかの構造変化テストにより分析し、もし構造変化が生じている場合、その時期はいつかを明らかにする。

2. 我が国電力需要構造の特徴

電力需要は9社体制になった1951年から1990年までの40年間で、前年実績割れとなった年はわずか3回だけである。74年、80年、86年の3年だが、この内、74年、80年はそれぞれ第一次石油危機、第二次石油危機の始まった翌年に当たり、電気料金を大幅に値上げした年である。86年は、円高不況の影響で、特に、大口電力の落ち込みが激しかった。実質GNPがこの間前年実績割れとなったのは、74年のみで、しかもわずかに減少しただけと比べると、いかに、電力需要が、景気や経済情勢の影響を強く受けるかを示しているといえよう。

そこで、最近20年間で4つの時期に分けてその特徴を検討してみよう。

年度	電力需要 成長率	最大電力 成長率	GNP 成長率	GNP 弾力性
70—74	6.2	8.8	4.6	1.35
74—80	4.6	4.2	4.4	1.05
80—86	3.5	3.8	3.6	0.97
86—90	6.1	6.7	5.3	1.15

4つの時期のうち、初めの3期はGNPが4.6%から3.6%へと低下するにつれて、電力需要も6.2%から3.5%へと低下している。ところが、86—90年はGNPは5%台と石油危機後最も高い成長を遂げ、電力需要も増加した。これをGNP弾力性で見ると、70年代の1以上から、80年代前半は1を割る値となった。しかし、86—90年には再び、1を超える高い弾力性が復活した。最大電力は74—80年を除いて最も高い伸び率を示している。特に、86—90年は石油危機以前につぐ高い成長であり、需給逼迫の一因となっている。

図1 電気料金(名目)

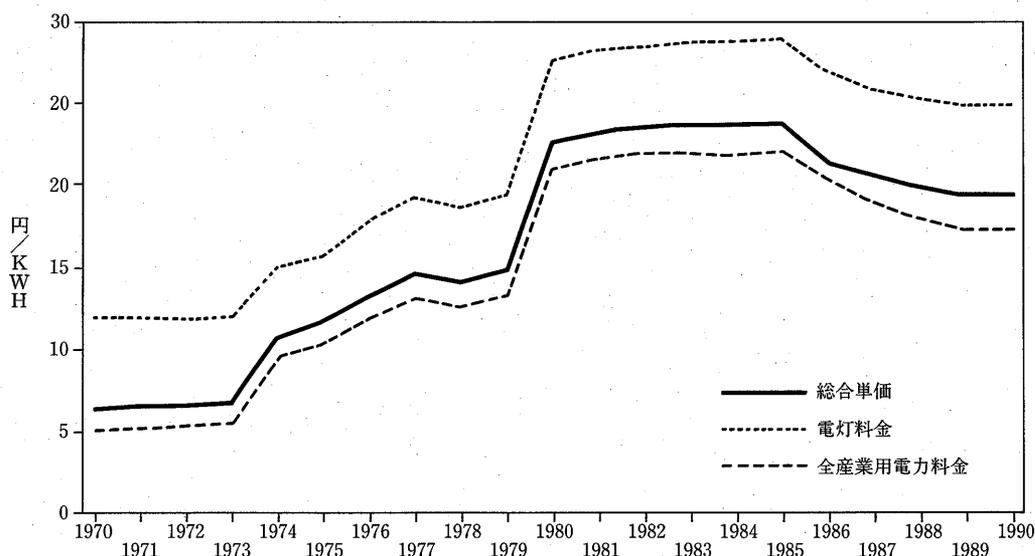
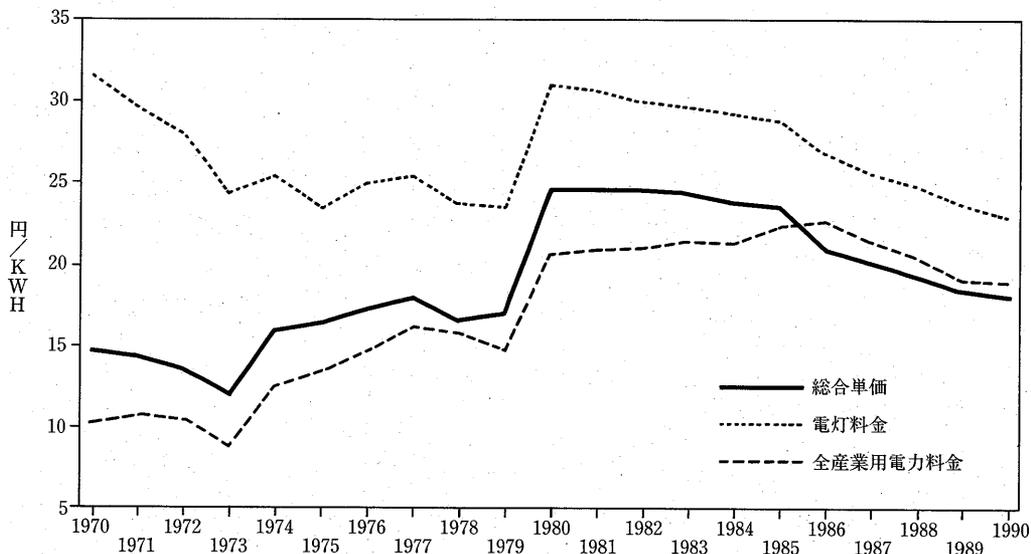


図2 電気料金（実質）



次に電気料金の動向を見てみよう。図1で示すように、名目料金で見ると、原油価格高騰に伴い、74、80年の二度、大幅に値上げされたが、85年以降、原油価格の低下により値下げが行われた。これを実質料金で見ると（図2）、電灯料金は消費者物価指数とほぼ平行に推移したため、73—79年はそれ程変動していない。そして80年の値上げで大幅に上昇した後は低下傾向を示し、90年の水準は第一次石油危機直後（74年）よりやや低い実質料金となっている。これに対して、全産業用平均料金は、74、80年と大幅に上昇し、80年以降も86年までは漸増し87年以降ようやく下がり始め、結局90年水準は石油危機直後（74年）と比較して五割ほど上昇している。

最大電力は、89年の1億2820万KWから90年には猛暑も手伝って1億4270万KW（90年8月24日）へと1450万KWも増加した。なかでも東電は、650万KW増、供給予備率わずか2%（120万KW）という状況になったが、他電力会社からの融通、大口需要家による需給調整によりようやく停電の危機を乗り切った。しかし、需給調整に協力する企業も調整が必ずしも円滑には進まない。その例として、87年にトヨタ自動車が中部電力と契約した需給調整がある。7、8月の休日振替契約で、土、日曜を工場稼働日とし、木、金曜を振替休日とした。これに対して豊田市が「社会生活が混乱する」として翌年から自粛を要請し、会社側はこの契約を廃止した。¹⁾

3. 電力需要モデル

電力需要モデルの基本型は、(1)式に示すように、電力需要を所得と価格要因によって説明するタイプである。²⁾

$$D = F(Y, P) \tag{1}$$

ここで、Dは需要、Yは所得、Pは価格である。自動車の需要に自動車の保有台数が影響を与えるように、電力需要には電気機器のストックが影響を及ぼす。Fisher-Kaysenは、短期電灯用需

要関数において、直接電気機器ストック・データを用いず、間接的にこれを推定している。関数型は次のような一階の定差方程式である。

$$\ln D - \ln D_{t-1} = a_0 + a_1(\ln Y - \ln Y_{t-1}) + a_2(\ln P - \ln P_{t-1}) \quad (2)$$

(2)式において、定数 a_0 が電力需要機器ストックの成長率を示している。

次に、長期モデルについてみよう。今、時点 t における現実の電力需要を y_t で表し、長期の望ましい、あるいは、均衡電力需要を y_t^* とする。長期均衡消費量は、所得、価格やその他の要因によって影響を受ける。説明変数を x_{1t} , x_{2t} , ..., x_{mt} とすると、長期均衡方程式は次のような対数型で表される。

$$\ln y_t^* = b_0 + b_{11} \ln x_{1t} + b_{21} \ln x_{2t} + \dots + b_{m1} \ln x_{mt} + u_t \quad (3)$$

ここで、 u_t は平均 0、分散 σ^2 の独立で正規分布をする攪乱項である。電力消費の実現量と欲求量との間の関係は、次のように表される。

$$\ln y_t - \ln y_{t-1} = k(\ln y_t^* - \ln y_{t-1}) + v_t \quad (4)$$

ここで、 v_t は攪乱項である。 $k=1$ ならば、望ましい電力消費量に対する調整は瞬時に行なわれるが、 $k=0$ ならば、調整のプロセスは存在しないことになる。そこで、 $0 < k \leq 1$ を取る。

(4)式を y_t^* について解くと、

$$\ln y_t^* = (1/k) \cdot \ln y_t + ((k-1)/k) \cdot \ln y_{t-1} - (1/k)v_t \quad (5)$$

となる。(3)式に(5)式を代入して整理すると、(6)式が得られる。

$$\ln y_t = b_{0k} + (1-k)\ln y_{t-1} + b_{1k}\ln x_{1t} + b_{2k}\ln x_{2t} + \dots + b_{mk}\ln x_{mt} + w_t \quad (6)$$

ここで、合成攪乱項 w_t は、 $w_t \equiv ku_t + v_t$ である。また、 $d \ln y_t / d \ln x_{1t} = b_{1k}$ より、 x_1 に関する電力需要の短期弾力性は b_{1k} 、長期弾力性は b_1/k である。

4. 推定結果

4.1 わが国電力需要構造の推定結果

わが国電力需要について、基本型(6)式に基づき需要種別に推定を行なう。需要種別としては、電灯用、全産業用、総需要に大別する。さらに、全産業用電力に関しては、業務用と産業用に二分する。推定期間は71年から90年までの20期間である。推定法はまず単純最小自乗法 (OLS) で行い、系列相関が見られる場合、コ克蘭・オルカット法 (CORC)、最尤法 (ML)、グリッド・サーチ最尤法 (MLGRID) を用いた。説明変数にラグ付き内生変数が含まれ、しかも系列相関がある場合、単純最小自乗法で推定すると、バイアスが生じ、効率的な推定量が得られない。しかも、D-W比は2程度の一見無相関の結果が得られる。このようなモデルにおける系列相関の検定には、ダービンの t 統計量を用いる。

1) 電灯需要関数

電灯需要関数はコ克蘭・オルカット法を用いて次の推定結果を得た (記号の説明は本節末に一括して記載)。

$$\text{LRH} = -0.7873 + 0.3918\text{LG} - 0.1113\text{LPR} + 0.6687\text{LRF}(-1) + 0.0138\text{TEM}$$

(-4.85)
(5.31)
(-3.96)
(11.80)
(5.08)

$$S=0.0116 \quad R^2=0.9983 \quad D-W=1.9637 \quad RHO=0.003$$

結果より、調整速度は0.332であり、したがって、長期 GNP 弾力性は1.18、価格弾力性は-0.426である。気温の効果は、32度より一度上昇すると、電灯需要は10.14億 KW H 増加し、冷房用需要が大きいことを示している。³⁾

次に、Fisher—Kaysen 型の推定結果を示そう。

$$DLRH=0.0322+0.5407DLG-0.1892DLP$$

(2.24) (1.73) (-3.03)

$$S=0.0212 \quad R^2=0.4623 \quad D-W=2.2251 \quad RHO=0.153$$

GNP 弾力性は0.54、価格弾力性は-0.19で、いずれも前式の短期弾力性よりやや大きな値である。また、電気機器ストックの成長率は年3%である。

2) 全産業用電力需要関数

全産業用電力需要の推定結果は、CORC 法によると、

$$LIH=0.4769+0.7640LG-0.1302LP+0.1419LIH(-1)+0.0068TEM$$

(0.76) (5.65) (-2.86) (1.00) (2.04)

$$S=0.0166 \quad R^2=0.9086 \quad D-W=2.2515 \quad RHO=0.750$$

となり、産業用電力の調整速度は0.858と家庭用と比べるとスピードは早い。長期弾力性は GNP 弾力性が0.890、価格弾力性は-0.152となり、いずれも家庭用と比べると小さい。特に価格弾力性は一般に産業用の方が大きいという米国等の実証結果と異なるものである。ただし、産業用のうちの鉄鋼、紙、パルプなど業種を細分化した場合の価格弾力性はかなり大きいという実証研究は、わが国について得られている。気温の効果は家庭用よりやや小さい。

3) 業務用電力

業務用電力需要の推定結果は次のとおり (MLGRID)。

$$LCH=-5.9138+1.6259LG-0.0253LP+0.1803LCH(-1)+0.0147TEM$$

(-5.64) (5.91) (-0.55) (1.40) (3.60)

$$S=0.0223 \quad R^2=0.9920 \quad D-W=1.4362 \quad RHO=0.850$$

この結果では、価格とラグ付き内生変数の係数は符号条件をみたすものの有意でない。そこで、ラグ付き変数を落とした推定結果を示す。

$$LCH=-4.2404+1.4739LG-0.0787LP+0.0127TEM$$

(-7.92) (15.87) (-2.98) (5.70)

$$S=0.0124 \quad R^2=0.9589 \quad D-W=1.7656 \quad RHO=0.866$$

短期 GNP 弾力性は1.47と極めて高く、経済のサービス化は業務用需要の拡大をもたらしていることが分かる。価格弾力性は-0.08と小さく、サービス産業では価格による省エネルギーの効果が少ないことを示すものである。気温の効果は冷房需要が大きいとほぼ同じ一度の

気温上昇により約10億 KW Hの増加が見られる。

4) 産業用電力

産業用電力関数は CORC 法により推定した。

$$LIH1 = 1.2738 + 0.5820LG - 0.1464LP + 0.1483LIH1(-1) + 0.0054TEM$$

(1.56) (4.48) (-2.56) (0.84) (1.29)

$$S = 0.0206 \quad R^2 = 0.8093 \quad D - W = 2.2691 \quad RHO = 0.726$$

業務用電力を除く産業用需要関数は、調整速度は0.852と全産業用需要とほぼ同じである。GNP 弾力性は0.683と全産業用と比べてやや小さく、価格弾力性は-0.171とやや大きい、両弾力性は鉄鋼、化学、パルプ等電力多消費型の素材産業の所得、価格効果を反映したものと考えられる。

5) 電力総需要関数

電力総需要関数は CORC 法により次の結果を得た。

$$LH = 0.5957 + 0.784LG - 0.0804LP + 0.1536LH(-1) + 0.0082TEM$$

(1.28) (5.66) (-1.76) (0.99) (2.46)

$$S = 0.0158 \quad R^2 = 0.9473 \quad D - W = 2.3694 \quad RHO = 0.690$$

電力総需要の調整速度は0.846と産業用よりやや遅い。長期弾力性は、GNP 弾力性が0.931と1を下回っており、価格弾力性は-0.095と小さく、一期前総需要のt値が低く有意となっていない。そこで、前期総需要変数を落して CORC 法で推定すると、

$$LH = 0.8759 + 0.9082LG - 0.0709LP + 0.0071TEM$$

(2.64) (15.88) (-2.14) (2.37)

$$S = 0.0158 \quad R^2 = 0.9369 \quad D - W = 2.2451 \quad RHO = 0.720$$

となり、GNP 弾力性は0.908、価格弾力性は-0.071といずれも長期と比べてやや小さい値となっている。

次に、Fisher-Kaysen 型の需要関数についての推定結果 (CORC) を示す。

$$DLH = 0.0001 + 1.0846DLG - 0.0832DLPR$$

(0.01) (3.01) (-1.65)

$$S = 0.0220 \quad R^2 = 0.5444 \quad D - W = 2.0022 \quad RHO = 0.071$$

短期の GNP 弾力性は1.08と1を超えており基本式の0.91とくらべると大きい。価格弾力性は-0.08とほぼ同じである。電気機器ストックの成長率はゼロに近く、また有意でない。

6) 最大電力関数

最大電力関数は CORC 法により推定し、次の結果を得た。

$$LKW = -0.7418 + 0.4214LG - 0.0777LP + 0.6118LKW(-1) + 0.0173TEM$$

(-2.80) (2.52) (-2.03) (3.68) (3.26)

$$S = 0.0225 \quad R^2 = 0.9883 \quad D - W = 2.0732 \quad RHO = 0.107$$

最大電力の長期 GNP 弾力性は1.09、価格弾力性は-0.20に対して、短期の GNP 弾力性は0.42、価格弾力性-0.08である。気温の効果は32度より1度上がると102万 KW 最大電力が増加するというので、35度になれば約300万 KW 増加すると解釈される。⁴⁾電力総需要と比べると、長期 GNP 弾力性は総需要の0.93に対して最大電力は1.09とかなり大きく、需要の伸びに比して、供給の拡大の方がより必要であったことを示している。価格弾力性も-0.09に対して-0.20と倍以上の大きさである。

以上の結果をまとめて、GNP および価格に関する長期・短期弾力性を示したのが表1である。表1より、GNP 弾力性が最も大きいのは長期、短期とも業務用でいずれも1.6以上の大きさである。これに対して産業用は0.7弱と小さく、石油危機以降の産業構造の変化によるところが大きいと考えられる。価格弾力性は家庭用の長期弾力性を除き、いずれも-0.1程度という低い値となっている。

表1 需要種別 GNP・価格弾力性

	長 期		短 期	
	GNP	価 格	GNP	価 格
電 灯	1.18	0.43	0.39	0.11
全 産 業	0.89	0.15	0.76	0.13
業 務 用	1.98	0.03	1.63	0.03
	—	—	1.47	0.08
産 業 用	0.68	0.17	0.58	0.15
総 需 要	0.93	0.09	0.79	0.08
最大電力	1.09	0.20	0.42	0.08

備考) 推定結果は5%水準で有意。ただし業務用の上段のみ5%水準で有意でない。

記号一覧

- H 電力総需要 (10億 KWH)
- IH 全産業用需要 (10億 KWH)
- RH 電灯用需要 (10億 KWH)
- CH 業務用需要 (10億 KWH)
- IH1 産業用需要 (10億 KWH)
- KW 最大電力 (100万 KW)
- G 実質 GNP (兆円, 1985年価格)
- P 実質電気料金総合単価 (円/KWH)
- PR 実質電灯料金平均単価 (円/KWH)
- PI 実質全産業用料金平均単価 (円/KWH)
- PC 実質業務用料金平均単価 (円/KWH)
- PII 実質産業用料金平均単価 (円/KWH)
- TEM 年間最高気温 (°C)

(備考) : 方程式中, L は対数, D は増分を表す。

4. 2 米国電力需要の推定結果

米国についてもわが国と同様のモデルを用いて推定する。⁵⁾ 総電力需要関数の推定結果は次式のとおり。

$$DLH = 0.0447 + 0.4122DLG - 0.4350DLP$$

(6.53) (2.24) (-4.58)

$$S = 0.0350 \quad R^2 = 0.6157 \quad D - W = 0.9574$$

この結果ではダービン・ワトソン比が0.96と低く、明らかに系列相関が認められる。そこで、系列相関を除くため CORC 法により、再推定すると、次の結果が得られた（推定期間1953—84年）。

$$DLH = 0.020 + 0.6914DLG - 0.2660DLP$$

(5.48) (5.67) (-3.34)

$$S = 0.0165 \quad R^2 = 0.8039 \quad D - W = 1.5867 \quad RHO = 0.535$$

t 値は何れも有意であり、決定係数は0.62から0.80に増加し、D-W 比も1.59となって系列相関は認められない。定数項が0.020より、電気機器ストックの年平均成長率は2.0%と、わが国電灯需要関数で得られた値より小さい。

次に、長期均衡モデルをCORC法により推定する。

$$LH = -1.9720 + 0.8707LG - 0.1456LP + 0.4462LH(-1)$$

(-5.84) 8.20 (-2.98) (6.46)

$$S = 0.1655 \quad R^2 = 0.9898 \quad D - W = 1.6374$$

推定結果より、短期弾力性は、GNP弾力性が0.8708、価格弾力性が-0.1456である。基本型(1)式による推定では、GNP弾力性が0.7880、価格弾力性が-0.1759とほぼ同様の結果となっている。次に、調整係数は0.5538だから、長期弾力性は、GNP弾力性が1.5724、価格弾力性が-0.2629といずれも短期弾力性の2倍弱の大きな値となっている。

日米の電力総需要を比較すると、GNP、価格弾力性とも米国のほうが弾力的である。しかし、両国ではサンプル期間が異なるため厳密な比較は困難である。わが国のデータは1950、60年代のデータを含んでいない。そこで、次に、サンプル期間中に構造変化が起きているか否かをテストしてみよう。

5. 構造変化テスト

前節では、わが国の電力需要の構造を需要種別に検討し、さらに日米間の総需要構造の違いを見てきた。しかし、サンプル期間がわが国で20年、米国で33年と長期にわたるため、当該期間中構造変化が生じているかもしれない。構造変化を計量経済学的に分析する方法は、パラメータ不変の仮定をテストすることであり、Chowテスト、CUSUMテストなどがある。また、可変パラメータにより推定する方法もある。⁶⁾ 可変パラメータ法としてよく使われるのはダミー変数法であるが、そのほかにKalman-filter法、Pure-random-coefficient法などがある。以下では、構造変化テストのうちCUSUM、CUSUM SQテストを用いる。⁷⁾ そこで、これらのテスト方法につい

てその概要を説明しておこう。

CUSUM テスト

逐次残差の累積和 (Cumulative Sum) を求めてテストする方法である。いま次のような回帰モデルを考える。

$$y_t = x_t' \beta_t + u_t, \quad t=1, \dots, T \quad (7)$$

ここで、 x_t は k 個の独立変数に関する観測値の列ベクトルである。パラメータの列ベクトル β_t は、時間と共に変化するかもしれないので、 t が添え字として付いている。誤差項 u_t は独立で、平均ゼロ、分散 σ_t^2 の正規分布をするものと仮定する。構造変化無しの仮説を H_0 とすると、 H_0 はは次のように表される。

$$\begin{aligned} \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_T = \beta, \\ \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_T^2 = \sigma^2, \end{aligned} \quad (8)$$

T 個の観測値のうち最初の r 期までの観測値を用いて β の最小自乗推定値 b_r を求める。

$$b_r = (X_r' X_r)^{-1} X_r' Y_r \quad (9)$$

ここで $Y_r = (y_1, \dots, y_r)'$, $X_r = (x_1, \dots, x_r)'$ である。 b_r を得るには最低 k 個の観測値が必要となる。 b_k, b_{k+1}, \dots, b_r と逐次 $T-k+1$ 個の推定値が得られる。この b_r を用いて、 $T-k$ 個の予測誤差 w_r が逐次計算される。

$$w_r = y_r - x_r' b_{r-1} \quad (r=k+1, \dots, T) \quad (10)$$

この予測誤差を f_r で基準化した誤差を w_r^* とすると、 w_r^* は逐次残差 (Recursive Residuals) である。

$$\begin{aligned} w_r^* &= w_r / f_r^{1/2} \\ f_r &= 1 + x_r' (X_{r-1}' X_{r-1})^{-1} x_r \quad (r=k+1, \dots, T) \end{aligned} \quad (11)$$

各逐次残差 w_r^* は r 期での従属変数の実績値と、それ以前の $r-1$ 個の観測値に含まれる情報だけを用いた最適予測との間の誤差を基準化したものである。CUSUM は次式により求められる。

$$W_r = \frac{1}{s} \sum_{i=k+1}^r w_i^* \quad (r=k+1, \dots, T) \quad (12)$$

ここで s は残差の標準偏差の推定値で、

$$s^2 = w^* w^* / (T-k) \quad (13)$$

である。 W_r がその平均値線 $E(W_r)=0$ からどの程度乖離すれば有意となるかをテストする。 $W_r=0$ と上下対称な一組の線を求め、2線のうちの何れか一方、あるいは両方と交わる確率が有意水準 α となるようにし、変わったら H_0 の仮説を棄却する。

$$W_r = \pm \{a(T-k)^{1/2} + 2a(r-k) / (T-k)^{1/2}\} \quad (r=k+1, \dots, T) \quad (14)$$

a と α の関係は次のとおり。

$$\alpha=0.01, a=1.143,$$

$$\alpha=0.05, a=0.948,$$

$$\alpha=0.10, a=0.850$$

CUSUMSQ は CUSUM の自乗で次式により求められる。

$$W_r^2 = \frac{\sum_{i=k+1}^r w_i^{2*}}{\sum_{i=k+1}^T w_i^{2*}} \quad (r=k+1, \dots, T) \quad (15)$$

W^2 は仮説 H_0 のもとで平均 $(r-k)(T-k)$ のベータ分布をする。CUSUMSQ テストは W^2 の各値が、平均値線と平行な二本の直線、 $W_r^2 = \pm c_0 + (r-k)(T-k)$ と有意水準 $\alpha\%$ で交わるかを調べ、交わったら H_0 の仮説を棄却する。 c_0 の値は $\alpha\%$ の有意水準のもとで、 $n\{ただし、n=0.5*(T-K)-1\}$ における数表から求められる。⁸⁾

そこで以下わが国の電力需要について、CUSUM および CUSUMSQ テストを行なった結果について示そう。CUSUM, CUSUMSQ テストは単純最小自乗法でしか行えないので、系列相関のある場合、正しいパラメータが得られない。そこで、コクラン・オルカット法で一次自己相関係数を求めておき、その RHO を用いてあらかじめ、変数変換を行って系列相関を取り除いた上で、テストを行った。

5. 1 わが国電力需要の構造変化テスト

1) 全産業用需要

CUSUM では各独立変数の係数の経年的変化がプロットされる。そこでまずこれから見ておこ

表2 全産業用需要の各パラメータの経年変化

	GNP 弾力性	価格弾力性	気温係数
1979	1.01791	-0.11231	-0.00248
1980	0.97586	-0.12441	-0.00221
1981	0.91978	-0.12757	-0.00258
1982	0.81536	-0.12359	0.00111
1983	0.85385	-0.11530	0.00486
1984	0.90888	-0.11609	0.00433
1985	0.90524	-0.11614	0.00439
1986	0.82573	-0.11606	0.00540
1987	0.83275	-0.11653	0.00547
1988	0.83479	-0.11677	0.00542
1989	0.83852	-0.11719	0.00546
1990	0.86064	-0.11792	0.00581

う(表2)。GNP弾力性は1.0から0.86へと減少している。最後の90年の値は定義により回帰式の係数と同じ値になる。価格弾力性は、 -0.11 から -0.12 の間の値となっている。80, 81, 82の3年間は -0.12 台とやや高く、料金値上げの効果と思われるが、それ以外はほとんど変化していない。気温については、 -0.002 から 0.0058 へと年々上昇している。特に82年以降係数はプラスとなり、気温感応的になっていることが読み取れる。

次にCUSUMテストの結果についてみよう。図3でUはWの上限、Lは下限を示し、*がCUSUMを表す。77年から83年まではゼロを中心とする小さな変動で84, 85年には収束したのが、86年以降再びゼロ線から乖離を始めて、構造変化の可能性を示唆している。

図3 全産業用需要のCUSUMテスト

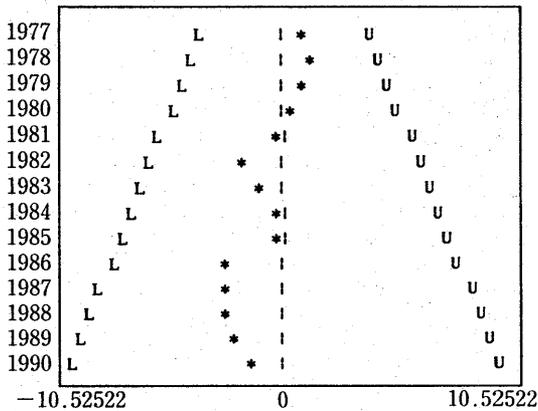
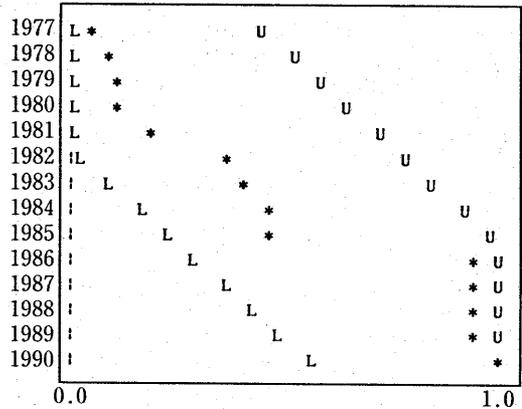


図4 全産業用需要のCUSUMSQテスト



次にCUSUMSQテストで見ると図4に示すように、77—80年、81—85年、86—90年と3つの期間に分けて変動が見られ、特に85年以前と86年以降に大きな段差が見られるので、CUSUMテストの結果と同じく86年以降構造変化に直面していた可能性がある。

2) 電灯用需要

電灯用需要の各係数の経年変化をみると、表3に示すとおりである。価格弾力性と気温係数は

表3 電灯用需要の各パラメータの経年変化

	GNP弾力性	価格弾力性	気温係数
1979	0.41714	-0.13159	0.01081
1980	0.41419	-0.13605	0.01075
1981	0.42286	-0.13537	0.01089
1982	0.41679	-0.13468	0.01109
1983	0.41707	-0.13347	0.01145
1984	0.50708	-0.13598	0.01073
1985	0.60994	-0.13924	0.00969
1986	0.59628	-0.13609	0.00987
1987	0.65176	-0.13787	0.01021
1988	0.71858	-0.14073	0.00942
1989	0.75280	-0.14206	0.00967
1990	0.81944	-0.14135	0.01022

ほとんど変化していないのに対して、GNP弾力性は0.42から0.82へと徐々に増加して所得効果が年々拡大している。産業用需要が1.0から0.86へと低下しているのと対照的である。価格弾力性はほぼ-0.13から-0.14と一定で、産業用より若干大きいと同じ傾向である。気温係数は0.009-0.011と一定しており、冷房需要により増加しているのではないかという予想と異なるものである。

CUSUM テストの結果は図5のとおりである。85年辺りから乖離が目立ち始め、90年には上限を超えており、産業用と類似の傾向を示している。CUSUMSQ テストでも同じく85年から変動が大きくなっている(図6)。従って、産業用より1年早く構造変化が始まったと考えられる。

図5 電灯用需要CUSUMテスト

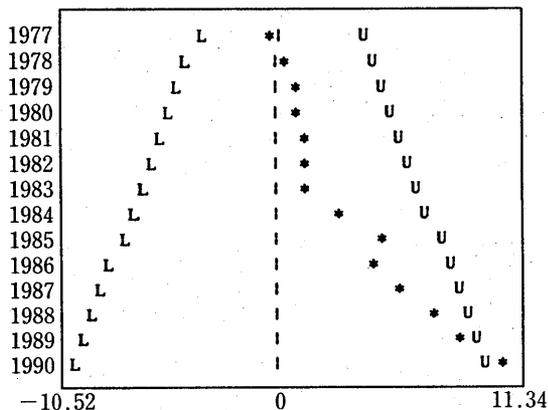
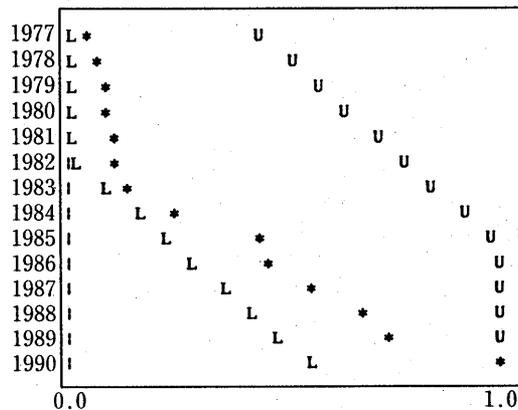


図6 電灯用需要CUSUMSQテスト



3) 業務用電力

業務用需要のGNP弾力性は83年までの1.3程度から84年の1.39、85年以降の1.47台へと増加している。価格弾力性は-0.07から-0.08とほとんど変化していない(表4)。気温係数は0.018から0.012へと若干低下している。従って、業務用需要は84、5年以降の経済のサービス化に伴う需要増加が顕著であることを示している。

図7のCUSUMテストの結果を見ると、83年まではマイナス、84年以降プラスの乖離がはっきりと表されており、ここを境に構造変化があったと見ることができよう。典型的な例としてはディズニールランドの開園が85年であり、契約電力3万KWはその年の東京電力の新規契約では最大であった。また、84年以降の都市開発ブームの中で、ビルのOA化、インテリジェント化が需要増加に拍車をかけている。CUSUMSQテストでも84年以降乖離が目立ち、89、90年には上限と交わり、構造変化の可能性を示唆している(図8)。

4) 最大電力

GNP弾力性は0.75から0.96の間の値を取っているが、80-83年の間が0.8前後とやや低い。気温係数は0.011から0.018の間であるが、80-83年の間はGNP弾力性と逆に係数は0.014から0.018と大きな値となっている(表5)。

最大電力のCUSUM、CUSUMSQテストの結果は図9、10のとおりである。図から読み取れるように、90年に大きな乖離が認められる。これは昨年の最大電力の異常な増加によるためとおもわれる。

表4 業務用需要各パラメータの経年変化

	GNP 弾力性	価格弾力性	気温係数
1980	1.22045	-0.07062	0.01803
1981	1.24245	-0.06916	0.01830
1982	1.31905	-0.07511	0.01530
1983	1.30121	-0.08058	0.01353
1984	1.39421	-0.07942	0.01286
1985	1.47145	-0.07888	0.01210
1986	1.48241	-0.08010	0.01194
1987	1.48924	-0.07992	0.01199
1988	1.45193	-0.07920	0.01249
1989	1.47707	-0.07838	0.01270
1990	1.47387	-0.07865	0.01267

図7 業務用需要CUSUMテスト

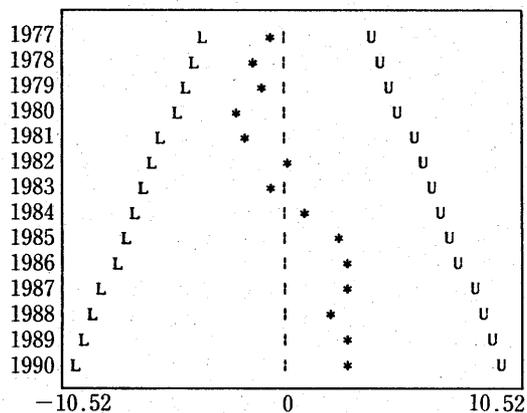


図8 業務用需要CUSUMSQテスト

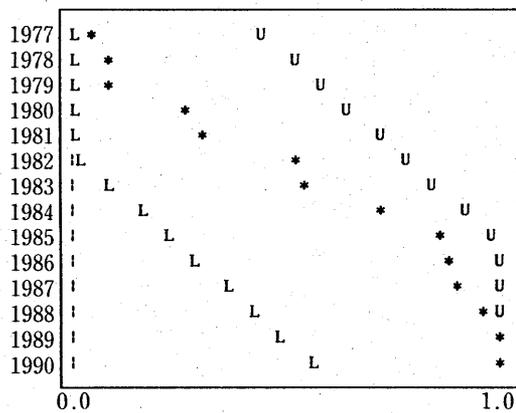


表5 最大電力各パラメータの経年変化

	GNP 弾力性	気温係数
1979	0.90808	0.01252
1980	0.76721	0.01604
1981	0.82206	0.01624
1982	0.79203	0.01777
1983	0.75142	0.01395
1984	0.86965	0.01277
1985	0.88952	0.01233
1986	0.87707	0.01259
1987	0.86512	0.01237
1988	0.89987	0.01100
1989	0.90720	0.01111
1990	0.96140	0.01261

図9 最大電力CUSUMテスト

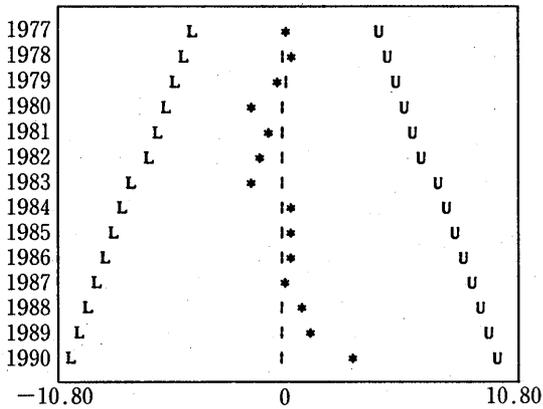
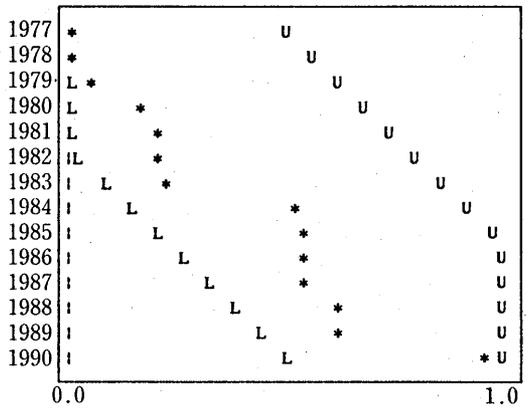


図10 最大電力CUSUMSQテスト



5. 2 米国電力需要の構造変化テスト

米国の電力総需要について1953年から1984年までの期間中に構造変化が生じているか否かを検討してみよう。テストに用いた推定式は増分型で、推定期間は53—84年である。まず個々の係数が時系列的にどのように変化しているかを見てみよう(表6)。GNP弾力性は、60年代の0.9から低下傾向を示しはじめ、第一次石油危機直後の76年から84年まで0.7前後を推移している。価格弾力性は60年代は-0.1台であったのが、70年以降-0.2台に上昇した。ただし、74、75の2年は若干低下しているが、その後も上昇傾向を示し、最終的には-0.27となっている。

次に図11のCUSUMテストの結果についてみよう。60年代から第一次石油危機まではきれいに平均線上に乗っていたのが、73年以降乖離を示し始め、84年まで乖離が拡大している。従って第一次石油危機以降明らかな構造変化を示しているといえる。

CUSUMSQテストの結果も第一次石油危機まではほとんど累積誤差の自乗和がゼロで変動していないが、73年以降増加し始めている。しかし、84年まで下限値以下のままであり、大きな構造変化があることを示しているといえよう(図12)。

6. むすび

わが国の電力需要構造は二度にわたる石油危機を経て顕著な変貌を遂げている。CUSUM、CUSUMSQテストによれば、全産業用需要は86年以降構造変化を示している。また、電灯用需要および業務用需要に関しては、84、5年から変化を示し始めている。一方、米国の需要は、第一次石油危機後の構造変化が鮮明に現れている。

最大電力に関しては、CUSUMSQテストによれば、84年、90年に大きく変化している。電力需要と最大電力をつなぐ概念として負荷率と不等率がある。負荷率は一年間における平均電力に対する最大電力の比をとったもので、表7は負荷率の国際比較を示している。表から分かるように米国と日本は67年以降一貫して低下傾向を示しているのに対して、英国、旧西独は増加傾向を示している。この違いの理由の一つは、日米両国は夏ピークなのに対して、英独両国は冬ピークであることだ。日米もかつては冬ピークであったが、米国は64年、我国は68年より夏ピークに移行して以来、負荷率は悪化の一途を辿っている。その理由は夏の冷房需要である。もう一つの理由

表6 米国電力需要パラメータの経年的変化

	GNP 弾力性	価格弾力性
1965	0.86099	-0.12457
1966	0.86119	-0.12506
1967	0.87670	-0.11419
1968	0.87356	-0.12760
1969	0.85339	-0.14034
1970	0.84017	-0.15078
1971	0.76702	-0.22369
1972	0.78638	-0.20682
1973	0.74040	-0.24722
1974	0.77693	-0.18900
1975	0.77713	-0.18883
1976	0.71627	-0.23212
1977	0.71119	-0.23680
1978	0.68395	-0.24753
1979	0.69054	-0.24545
1980	0.69149	-0.24358
1981	0.68944	-0.24274
1982	0.72207	-0.25438
1982	0.72207	-0.25438
1983	0.71047	-0.24879
1984	0.69138	-0.26604

図11 米国電力需要CUSUMテスト

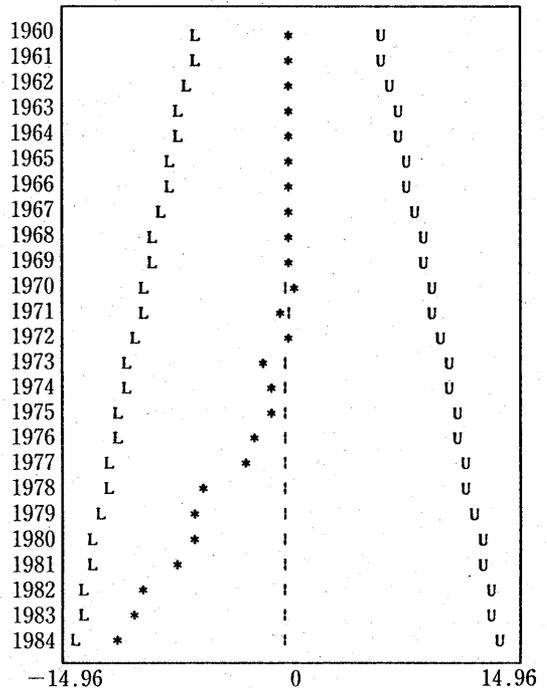


図12 米国電力需要CUSUMSQテスト

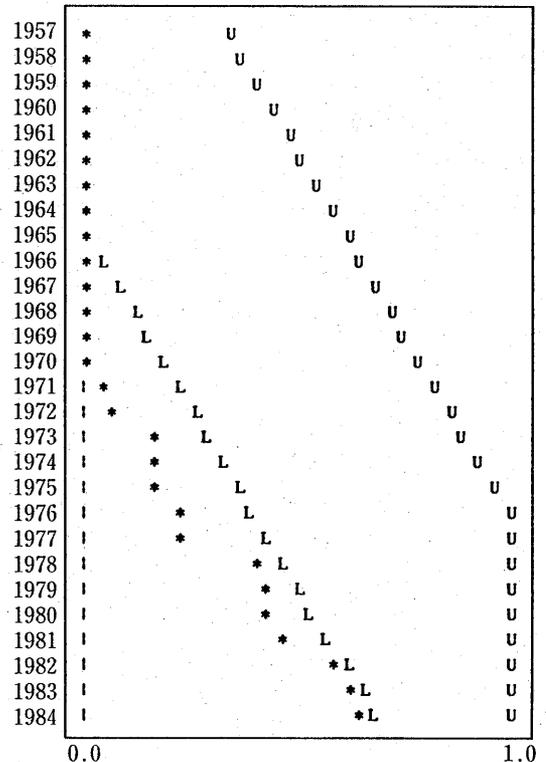


表7 負荷率の国際比較

(単位：%)

年度	米国	英国	旧西独	日本
67	65.3	50.6	59.7	66.1
70	63.9	52.0	64.4	64.8
73	62.0	58.0	66.5	62.0
76	62.6	55.7	66.5	59.9
79	62.9	59.4	69.0	62.1
82	62.1	57.1	66.9	61.8
85	62.0	57.8	69.4	60.4
86	60.7	56.1	72.9	60.1
87	60.8	59.4	71.5	61.6
88	59.5	62.1	69.3	60.3

出所：電気事業便覧各年版

は、英独、特に旧西独が負荷平準化対策に積極的で、最近20年間に10%負荷率を向上させたのに対して、日本は石油危機の頃に負荷平準化対策が打ち出されたが掛け声倒れで結局改善されていない点である。

もう一つの不等率の概念は、各需要家毎の最大需要が時間的にどのように分散するかを示すものである。不等率は1以上の値をとり、この値が大きければ大きいほど、その需要種別における需要家の最大電力は異なった時刻に分散して現れることになる。不等率に関する統計はわが国では公表されていないので、どの程度か不明である。因に、わが国では最大電力の時刻は例年夏の午後2時から3時までの工場のフル稼働時間帯である。これに対して、ヨーロッパ諸国では冬の夕食時の時間帯である。フランスでは、このピーク時間帯の電気料金が最も高く設定されている。わが国もかつては点灯時（夕食時）がピークであったが、産業構造の変化とともに真昼の時間帯に移行した。電灯の最大電力はおそらく点灯時であるから、電灯の不等率は産業用電力の不等率より大きいと考えられる。従って、不等率の小さい需要家の基本料金はより高くするなどの対策も考えられる。わが国の負荷平準化対策としては、季節別・時間帯別料金制や負荷適応型料金制など電気事業料金制度の抜本的改革および省エネルギー、ライフスタイルの変更などが挙げられる。これらの施策が実行されなければ需要構造の変革は困難であろう。

注

- 1) 日本経済新聞91年4月12日
- 2) 電力需要モデルのサーベイに関しては、Berndt (1991) chapter 7が優れている。
- 3) 横浜地方気象台発行の気象年報（1975年以前は7、8月の気象月報）からその年の最高気温を採用した。過去21年間の最高気温の最低は32度なので、データは原データから32をマイナスした数値を用いた。なお、気象に関する最も基本的なデータは理科年表であるが、最高気温は、過去30年間の平均でしかでていない。30年間の原データを時系列で表示されることが望まれる。
- 4) 電力会社は、1980年代には1度気温が上昇すると、300万KW需要が増えると言っていたがこれとはほぼ一致する。ただし、最近400万KW増加すると広告している。

- 5) 米国電力需要データは, Berndt (1991) 所収の ASCII disk data を使用した。
- 6) 可変パラメータの推定については, Maddala (1977) のchapter 17参照。
- 7) Chow テストは, Chow (1960) 参照。CUSUM テスト, CUSUM SQ テストについては, Brown-Durbin-Evans (1975) 参照。動学的モデルに対する CUSUM テストの適用に関しては Kramer-Ploberger-Alt (1988) 参照。TSP による CUSUM テストについては和合・伴 (1988) が参考になる。
- 8) CUSUM テストのための数表は, Johnston (1984) p. 560に記載されている。

参考文献

- Berndt, E. (1991), *The Practice of Econometrics*, Addison-Wesley.
- Brown, R., J.Durbin, and J. Evans (1975), "Techniques for testing the constancy of regression relationships over time," *Journal of Royal Statistical Society*, seriesB, 37.
- Chow, G. (1960), "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions," *Econometrica*, 28 : 3.
- Johnston, J. (1984), *Econometric Methods*, 3 rd ed., McGraw-Hill.
- Kramer, W., W. Ploberger, R. Alt, (1988), "Testing for structural change in dynamic models," *Econometrica*, 56 :6.
- Maddala, G. (1977), *Econometrics*, McGraw-Hill.
- 和合肇, 伴金美 (1988) 『TSP による経済データの分析』 東京大学出版会