

■ 研究論文 ■

家庭用電力の地区別需要特性

— 近畿地域のパネルデータによる分析 (その1) —

Spatial Characteristics of Electricity Demand in Residential Sector

— Analysis by Panel Data in Kansai Region of Japan (Part 1) —

辻 毅一郎*・竹田 功**
Kiichiro Tsuji Isamu Takeda

(1994年8月8日原稿受理)

Abstract

This paper presents some findings from a detailed investigation on the electricity demand in residential sector. The database utilized was constructed for 40 small areas in the Kansai region of Japan, and for the period of 1976 ~1989. The electricity demand per household has been disaggregated into three end-use purposes, that is, cooling, space heating and base use by using monthly variation of the total demand. In addition to income and electricity price, independent variables such as degree-days, number of rooms per household, number of persons per household, population density and employees density are considered. Emphasis is placed on identifying those factors that can explain the spatial distribution of the unit demand. It is found that those independent variables considered here are significant factors to explain the distribution. Also the results over different periods and on partitioned regions are presented.

1. はじめに

電力の需要構造の分析は、電力需要予測のための基礎的な情報を提供するという重要な役割を担っている。電力需要は石油危機以降産業部門で停滞したが家庭部門では着実な増加を示している。そのため家庭用電力の需要構造の分析に対する関心が高まり、これまでもいくつかの研究が行われている。著者らは近畿地域を対象として家庭用電力需要を地区別に推定し、そのデータに基づいて種々の角度から家庭用電力の需要構造の分析を行ってきた。すでに文献 [1-2] において、1974年から1985年までのデータに基づいた分析の結果を報告した。本論文では新たに整備した1989年までのデータに基づく分析の結果を述べる。

地区別・経年のデータはしばしばパネルデータと呼ばれる。このデータには、種々の条件の下での電力消費の実態に関する情報が埋め込まれていると考えられ、電力需要の構造を明らかにするのに有用であるものと

期待される。とくに同一地域内の小さな地区ごとの需要の差異の要因を探ることは需要構造を論じる上で重要である。本論文ではそのような視点に立って種々の分析を行っている。

これまでに家庭用に関しては家計調査報告に基づいて、エネルギー種別（電力、都市ガス、灯油）および使用目的別（暖房、冷房、給湯等）に所得・価格弾力性や各エネルギー種のシェアに関する分析が行われている。また電力需要だけに限定し、所得階層別に所得・価格弾力性が求められている³⁻⁶⁾。最近では首都圏のアンケート調査に基づく電力需要の価格効果についての研究が行われている⁷⁾。また文献[8]では需要を決定する要因となる様々な指標が提示されている。本論文ではこれらの分析結果を参考にし、国勢調査などから得られる社会経済指標の項目を地区の需要特性を決定する要因として取り上げている。

2. 家庭用電力需要原単位の分布と推移

分析の対象とした家庭用電力需要のデータは、「地域エネルギーシステム研究」⁹⁾において推定した、近畿地域内40地区（ほぼ市郡レベル：図-1参照）の1976

*大阪大学工学部電気工学教室教授

**大阪大学大学院工学研究科電気工学専攻

〒565 大阪府吹田市山田丘2-1

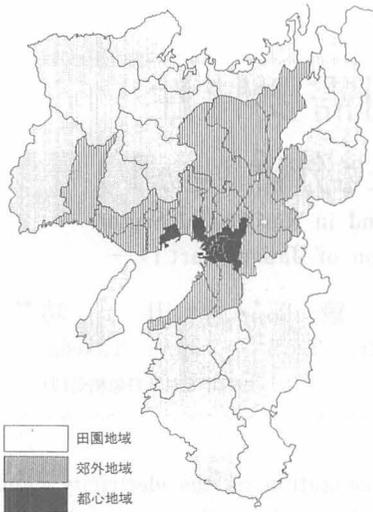


図-1 地区分割

年から1989年までのデータである。

家庭用のエネルギー需要は住宅ごとに発生するから、一住宅当たりの需要を原単位とするのが望ましいが、住宅数に関するデータを精度よく整備することは困難であるため、普通世帯当たり（1980年の国勢調査における普通世帯の定義に従う）の需要を家庭用電力需要原単位（kWh/世帯・年）とした。地区ごとの普通世帯数の推定には国勢調査の町丁目データも活用した。また国勢調査間の年度においては、まず世帯人員を補間し、その後人口から世帯数を推定している。

需要構造は冷房、暖房、厨房などの用途によって異なるものと考えられる。原データが月別であるため、中間期では冷房・暖房需要がないものと仮定し、冷房分、暖房分およびベース分の3つの用途に分解した。まず4月5月の需要の平均と翌年のそれとを直線で結びその線分上の値をその月のベース分とする。もしこの値がその月の需要量を上回った場合は需要量をベース分とする。冷房分は6-9月の需要量とベース分の差、暖房分は11-3月の需要量とベース分の差とする。10月については需要量とベース分との差を2等分して冷房分、暖房分とする。図-2にこれを概念的に示した。以下の分析結果はこのような用途別需要の推定方法に依存している。

図-3に推定した家庭用電力原単位の分布とその推移を示した。冷房分、暖房分は家庭用電力需要のそれぞれ約10%を占めている。各用途とも原単位はかなり広範囲に分布していること、冷房分は最近伸びが停滞していること、それに対して暖房分は最近急激に増加していること、ベース分はここ10年以上にわたって堅調

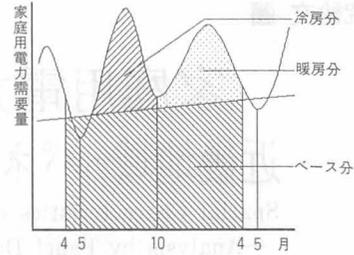
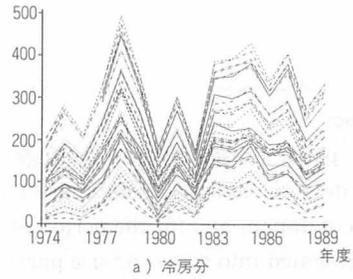
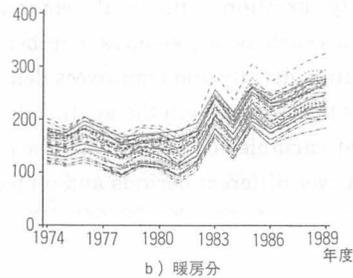


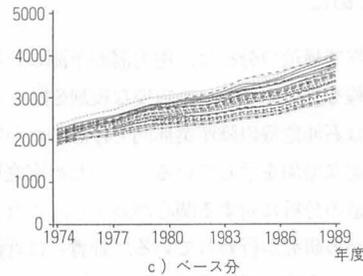
図-2 用途別への分解



a) 冷房分



b) 暖房分



c) ベース分

(縦軸：需要量[kWh/世帯・年]，横軸：年度)

図-3 家庭用電力原単位の分布の推移

に増加していることなどが観察される。またここでは明示されていないが分布の大まかな特徴として冷房分は都心地域で大きく、暖房分・ベース分は田園地域で大きいこと、また原単位の伸びは郊外地域で大きいことなどが指摘できる。

3. 分析の視点と方法

3.1 モデルと説明変数

本論文では、式(1)に示すような一般的によく用いられるフロー型の需要関数を考える。

$$D = kI^a P^b (DD)^c Z^d \quad (1)$$

ただし、D：エネルギー需要、I：所得、P：エネルギー価格、DD：気温の補正項、Z：その他の説明項、k：定数項、a、b、c、d：係数である。(DD)の項は需要が気温の影響を受ける場合に取り入れるもので、冷房度日または暖房度日を用いる。

式(1)でkを地区に固有の定数とみなした場合は

$$D_i = k_i I^a P^b (DD)^c Z^d, \quad i: \text{地区} \quad (2)$$

なる形の関数に書くことができる。また、式(1)の推定を地区ごとに行くと次の形の関数が得られる。

$$D_i = k_i I^{a_i} P^{b_i} (DD)^{c_i} Z^{d_i} \quad i: \text{地区} \quad (3)$$

以下では便宜上式(1)をモデルタイプ1、式(2)をモデルタイプ2、式(3)をモデルタイプ3と呼ぶことにする。これらのモデルの間に有意な差があるかどうかをF検定を用いて論じる方法は一般に共分散分析として知られている。ここではもっとも普遍的なタイプ1の需要関数を求めることを目標としているが、その精度は必要に応じて共分散分析により検討する。Zとして所得、価格、気温との相関が小さいことを前提に、住宅床面積に関連する指標、都市化の度合を表わす指標などが考えられる。著者らは表1に示すような、地区別に得られる指標を説明変数として考えた。

3.2 年度差ならびに地区差データによる推定²⁾

式(1)の係数の推定は両辺の対数をとった後の次の線形式で行う。

$$Y_{it} = X_{it} \beta + \beta_0 + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

ただしi：地区、t：年度、Y_{it}：被説明変数、X_{it}：(1×n)説明変数ベクトル、β：(n×1)係数ベクトル、β₀：定数項、n：説明変数の数である。誤差項ε_{it}は期待値ゼロ、i,tについて独立の正規分布で、その分散はW_{it}を地区i年度tの普通世帯数としてσ²/W_{it}であるものと仮定する。これは需要データが大き

さの異なる地区の平均値であることを考慮したためである。そのため係数の推定に当たってはW_{it}で加重した一般化最小二乗法を適用する。

式(4)の推定はモデルタイプ1の推定に相当する。これを以下では「プールデータ」による推定と呼ぶ。

次に式(2) (モデルタイプ2)の推定は、各地区に固有の定数項λ_iを仮定し、次の式で行う。

$$Y_{it} = X_{it} \beta + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

いま、Y_{i.}、X_{i.}、ε_{i.}などの記号を

$$Y_{i.} = \frac{\sum_t W_{it} Y_{it}}{\sum_t W_{it}} \quad (6)$$

の意味で用いる。式(5)の両辺に式(6)と同様の操作を施すと次式が得られる。

$$Y_{i.} = X_{i.} \beta + \lambda_i + \varepsilon_{i.} \quad (7)$$

式(5)および(7)より

$$Y_{it} - Y_{i.} = (X_{it} - X_{i.}) \beta + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i.}) \quad (8)$$

が得られる。式(8)にW_{it}で加重した一般化最小二乗法を適用することによっても式(5)のβの値を求めることができる。式(8)による推定を「年度差データ」による推定と呼ぶことにする。

モデルタイプ3では、

$$Y_{it} = X_{it} \beta_i + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

の形を仮定して地区ごとに係数を推定する。

一方、式(5)とは全く別に

$$Y_{it} = X_{it} \beta + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

なるモデルを仮定することができる。これは経年変化を年度固有の定数項δ_tで表せるものと仮定した場合である。上と同様、Y_{t.}、X_{t.}、ε_{t.}などの記号を

$$Y_{t.} = \frac{\sum_i W_{it} Y_{it}}{\sum_i W_{it}} \quad (11)$$

の意味で用いて

表1 家庭用電力需要の分析に用いた社会経済指標

指標(単位)	定義
世帯所得(千円/世帯・年)	(「個人所得指標」の一人当たり所得)×(人口)/(一般世帯数)、CPIにより実質化(1990年価格)。
電力価格(円/kWh)	「電気事業便覧」より従量電灯甲総合単価、CPIにより実質化(1990年価格)。
冷房度日(℃・日)	「府県統計書」の月別平均気温より作成。限界温度22℃(冷房)、14℃(暖房)。
暖房度日(℃・日)	約120地点の気温データを各地区に当てはめて使用。
世帯畳数(畳/世帯) 世帯室数(室/世帯) 世帯人員(人/世帯)	「国勢調査」より(一般世帯における平均畳数)、(一般世帯における平均室数)、(一般世帯人員/一般世帯数)。ただし、畳数は1990年には調査されていない。
人口密度(人/ha)	(人口)/(可住地面積)：可住地面積は1976年度の土地面積メッシュデータを使用。全土地面積から森林、荒地、湖沼、河川地Aおよび海浜を除いたもの。
従業者密度(人/km ²)	(業務商業従業者数)/(業務商業地面積)：業務商業従業者数には製造業管理部門の従業者を含めている。業務商業地面積は、上記メッシュデータから建物用地Aと同Bの和をとったもの。
共同住宅比率(%)	「国勢調査」より(共同住宅数/全住宅数)。ただし1975年は調査されていない。

$$Y_{it} - Y_{.t} = (X_{it} - X_{.t})\beta + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{.t}) \quad (12)$$

に一般化最小二乗法を適用すれば、式(10)の β の値が得られる。式(12)による推定を「地区差データ」による推定と呼ぶことにする。この分析は原単位の空間的分布の要因を明らかにするのに有用である。

以上のように本研究ではモデルタイプ1～3の推定に地区差データによる推定も加えた分析を行っている。なお、モデルタイプ*i*と同*j*との間のF値は次の式で与えられる。

$$F_{i,j} = \frac{(S_i - S_{i+1}) / (N_i - N_{i+1})}{S_{i+1} / N_{i+1}}, \quad i=1 \text{ or } 2. \quad (13)$$

ここで、 S_i , N_i はそれぞれモデルタイプ*i*の残差平方和、自由度である。

4. 需要原単位関数の推定と地区差の要因

この節では、1976年から1989年までの期間についての分析結果を述べる。

4.1 所得・価格弾力性

各地区について式(3)の形の需要関数（ただし*Z*は含めていない）を推定し、所得弾力性を求めた結果を、地区の階級（順位）をそれぞれ a) 弾性値、b) 世帯当たり所得、c) 共同住宅比率、の大きさの順（右へ行くほど大）にとって図-4に示した。同図からわかるように所得弾力性は地区によりかなり異なっており、その分散は暖房分、ベース分で大きい。地区の階級との関係では、暖房分について共同住宅比率の高い地区ほど所得弾力性が大きい傾向にあることが注目される。ベース分において所得が中程度の地区の弾力性が大きい傾向にあることも指摘できる。

表2にプールデータ、地区差データ、年度差データによる推定結果を併記して示した。表中の数値は係数 β の値を表し、 $\langle \rangle$ 内の数値は*t*値を表している。ただし、各データにおけるモデルの誤差項に関する仮定は互いに異なっていることに注意しておく。

まず、価格項について電力価格は地域で一定であるので地区差データからは係数は求められない。冷房分の符号がプラスとなっており整合的でないことについては節5で考察を加える。所得項について、いずれの用途についてもプール・地区差・年度差データからの係数値は互いに大きく異なっており、所得項の空間的・時間的効果は同じでないと考えられる。とくにベース分については所得は空間的には有意でないことがわかる。単にデータをプールしてモデルタイプ1の関数を推定しても、その係数の意味するところが明確でないことが指摘できる。

一方冷房度日・暖房度日については、プール・地区差・年度差データいずれについても*t*値が高く、空間的・時間的に有意であると考えられる。

表3に共分散分析の結果を示した。この結果によるといずれの場合も高度に有意であり、地区別のモデルタイプ3に対してタイプ2（年度差データから得られるもの）およびタイプ1（プールデータから得られるもの）のモデルはどちらも支持されない。つまり所得弾力性が地区によらず一定と見ることは適当ではないことがわかる。

4.2 地区差の説明変数を含めた推定

表3から地区によって係数値が同じとは見なせないことが分かったが、地区の需要構造の違いを適当な説

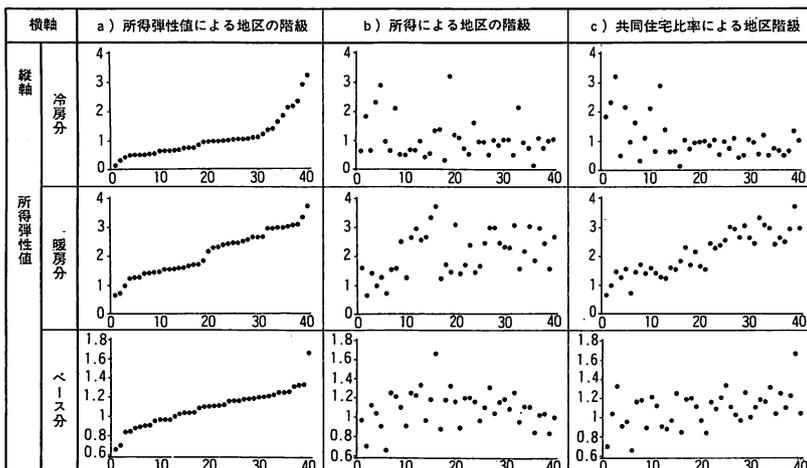


図-4 地区別にみた所得弾力性

表2 原単位関数の推定結果(所得・価格弾力性)

用途	データの 種類	使用説明変数				決定係数
		世帯所得	電力価格	冷房度日	定数項	
冷房分	プール	0.476 <7.02>	0.713 <5.18>	1.605 <41.73>	-10.32 <-12.11>	0.756
	地区差	0.232 <3.15>		1.693 <35.50>		0.670
	年度差	0.977 <15.47>	0.574 <7.23>	1.420 <49.55>		0.838
暖房分		世帯所得	電力価格	暖房度日	定数項	
	プール	0.930 <14.70>	-0.922 <-7.46>	0.539 <8.83>	-3.046 <-4.74>	0.481
	地区差	0.269 <7.53>		0.650 <18.09>		0.520
	年度差	2.097 <36.53>	-0.973 <-11.58>	0.818 <12.87>		0.761
ベース分		世帯所得	電力価格	定数項		
	プール	0.268 <8.26>	-0.145 <-2.31>	6.231 <17.89>		0.140
	地区差	-0.136 <-5.73>				0.065
	年度差	1.055 <102.1>	-0.018 <-1.53>			0.951

<>内はt値, 対数線形モデル, 1976年-1989年の近畿地域40地区のデータによる推定, 標本数551, 空欄はその変数が使用されていないことを示す。

表3 表2のモデルに関する共分散分析の結果

	$F_{23}(N_2-N_3, N_3)$	$F_{12}(N_1-N_2, N_2)$
冷房分	1.91 (117,391)	29.2 (39,508)
暖房分	4.39 (117,391)	18.7 (39,508)
ベース分	10.0 (78,431)	278 (39,509)

表4 各種格差変数の相関係数

	世帯所得	世帯室数	世帯人員	人口密度
世帯室数	-0.229	1.000	-----	-----
世帯人員	-0.072	0.932	1.000	-----
人口密度	0.161	-0.880	-0.824	1.000
従業者密度	-0.051	-0.598	-0.623	0.710

1976年~1989年の「プールデータ」。

明変数を取り入れることにより考慮すれば, 統一的に需要構造を説明することのできる関数が得られるのではないかと期待される。表2で明らかとなおり, 世帯所得の空間的・時間的効果は互いに異なっており, 当然のことではあるが時間的変化に対する説明力が強い。そこで以下では説明変数を近畿平均を表す変数 X_{it} と「格差」を表す変数($X_{it}-X_{.t}$)とに分離し, 両者の効果を一つの関数に同時に取り込むことを考えた。この場合「格差」の変数は式(1)のZの候補として考える。所得については近畿平均の世帯所得(簡単のため以下では単に平均所得と記す)と所得格差とに分離した。同様に, 室数, 世帯人員, 業務商業従業者密度(以下では単に従業者密度と記す)ならびに人口密度についてもそれぞれ「格差」を考えた。表4にこれら格差変数間の相関係数を示した。

地区差を表す変数として種々のものを試みたがプールデータから得られる関数のなかで決定係数が比較的高くなるものについての結果を表5~7に示した。

4.2.1 冷房分

表5は冷房分についての結果である。表2で指摘し

たように電力価格の項は整合的でないが, 他の用途に関する結果と比較するため, 得られた結果をそのまま掲げている。まず, 冷房度日についてはt値が高く有意である。所得格差はt値から見て冷房分の地区差および年度差を有意に説明している。しかし, プールデータによる推定係数値と年度差データによる値とは大きく異なっている。次に人口密度について地区差に対する説明力は所得格差の場合よりやや強い。しかし年度差データからの係数のt値は低く結局, 人口密度は地区差をある程度説明しているだけといえる。

4.2.2 暖房分

表6は暖房分についての結果である。価格項は負となり整合的である。暖房度日の効果については冷房分と同様であるが, 説明力は冷房分における冷房度日より弱い。所得格差は冷房分と異なり年度差に対して説明力がない。室数格差は地域差をある程度説明しているといえる。所得弾力性はおおよそ2.2と高く, 灯油や都市ガスなどの暖房分を代替しているものと考えられるが, この点に関する分析は現在のところデータ不足などのため行っていない。

表5 原単位関数の推定結果(家庭用冷房分)

データの 種類	使用説明変数					決定係数
	平均所得	電力価格	冷房度日	所得格差	定数項	
プール	1.009 <9.01>	0.803 <6.03>	1.608 <43.5>	0.209 <2.62>	-14.96 <-13.12>	0.769
地区差			1.693 <35.50>	0.232 <3.15>		0.670
年度差	0.967 <15.06>	0.571 <7.18>	1.419 <49.46>	1.175 <4.50>		0.838
	平均所得	電力価格	冷房度日	人口密度	定数項	決定係数
プール	0.927 <8.44>	0.539 <4.04>	1.399 <32.17>	0.123 <8.06>	-12.27 <-10.61>	0.790
地区差			1.160 <16.78>	0.168 <9.64>		0.709
年度差	0.950 <14.77>	0.571 <7.16>	1.419 <49.31>	0.171 <0.82>		0.833

<>内はt値。1976年～1989年のデータによる推定。標本数551。対数線形モデル。
電力価格項は符号が正となっており整合的でない。

表6 原単位関数の推定結果(家庭用暖房分)

データの 種類	使用説明変数					決定係数
	平均所得	電力価格	暖房度日	所得格差	定数項	
プール	2.201 <32.47>	-0.887 <-10.61>	0.740 <17.56>	0.241 <4.86>	-14.86 <-22.16>	0.761
地区差			0.650 <18.09>	0.269 <7.53>		0.520
年度差	2.206 <42.18>	-0.956 <-12.68>	0.827 <14.49>	-0.352 <-1.64>		0.818
	平均所得	電力価格	暖房度日	室数格差	定数項	決定係数
プール	2.201 <32.06>	-0.811 <-9.11>	0.654 <12.28>	0.215 <4.11>	-14.52 <-20.93>	0.758
地区差			0.438 <8.62>	0.334 <7.89>		0.526
年度差	2.215 <41.98>	-0.955 <-12.63>	0.827 <14.45>	0.232 <0.38>		0.817

<>内はt値。1976年～1989年のデータによる推定。標本数551。対数線形モデル。

表7 原単位関数の推定結果(家庭用ベース分)

データの 種類	使用説明変数					決定係数	
	平均所得	電力価格	所得格差	ダミー	定数項		
プール	1.074 <35.95>	-0.014 <-0.42>	-0.090 <-4.19>		0.122 <11.49>	-0.743 <-2.65>	0.760
地区差			-0.091 <-4.27>		0.123 <11.70>		0.276
年度差	1.086 <143.2>	-0.011 <-1.31>	0.355 <11.37>				0.976
	平均所得	電力価格	室数格差	従業員密度	ダミー	定数項	決定係数
プール	1.077 <47.55>	-0.013 <-0.499>	0.500 <18.95>	0.074 <11.69>	0.088 <10.32>	-0.762 <-3.58>	0.874
地区差			0.498 <19.50>	0.073 <11.90>	0.087 <10.59>		0.632
年度差	1.091 <130.3>	-0.008 <-0.90>	0.608 <6.45>	-0.026 <-1.25>			0.973
	平均所得	電力価格	人員格差	従業員密度	ダミー	定数項	決定係数
プール	1.078 <46.21>	-0.014 <-0.52>	0.879 <17.17>	0.071 <10.57>	0.068 <7.52>	-0.768 <-3.50>	0.860
地区差			0.874 <17.54>	0.070 <10.66>	0.068 <7.70>		0.588
年度差	1.108 <128.5>	-0.004 <-0.48>	0.978 <9.50>	-0.134 <-5.55>			0.975

<>内はt値。1976年～1989年のデータによる推定。標本数551。対数線形モデル。

4.2.3 ベース分

表7はベース分に関する結果である。まず期間中の所得弾性値はほぼ1であったことが分かる。価格項は負となっているがt値は小さい。地域ダミーは地場産

業の発達した地区に対するダミーで有意である。所得格差は地区差の説明にはなっていないが、経年変化に対しては有意である。室数、世帯人員については、空間的にも時間的にも有意である。一方従業員密度は経

表8 1976年～1985年のデータによる推定結果

冷房分	平均所得	電力価格	冷房度日	人口密度	定数項	決定係数
	2.394 <9.57>	-0.621 <-2.83>	1.240 <24.60>	0.159 <9.22>	-19.27 <-12.34>	
暖房分	平均所得	電力価格	暖房度日	室数格差	定数項	決定係数
	2.202 <12.95>	-0.846 <-6.58>	0.699 <10.28>	0.303 <4.49>	-14.72 <-13.02>	
ベース分	平均所得	電力価格	室数格差	従業者密度	地域ダミー	決定係数
	1.025 <20.99>	0.019 <0.51>	0.471 <15.50>	0.071 <9.83>	0.088 <8.93>	

<>内はt値。近畿地区40地区のデータ。標本数は391。

表9 地域階層別の推定結果

冷房分	階層	平均所得	電力価格	冷房度日	人口密度	ダミー	定数項	決定係数
	田園 (209)	1.817 <7.25>	1.134 <3.71>	1.511 <18.41>	0.670 <8.93>	-----	-21.56 <-6.22>	
郊外 (234)	0.787 <5.12>	0.449 <2.36>	1.315 <20.31>	0.023 <0.73>	-----	-10.28 <-6.22>	0.696	
都市 (108)	0.624 <6.18>	0.211 <1.76>	1.391 <30.34>	-0.044 <-0.88>	-----	-8.47 <-7.93>	0.913	
暖房分	階層	平均所得	電力価格	暖房度日	室数格差	ダミー	定数項	決定係数
	田園 (209)	1.674 <19.48>	-0.700 <-6.43>	0.647 <10.17>	-0.483 <-4.08>	-----	-10.43 <-12.03>	
郊外 (234)	2.225 <23.14>	-0.686 <-5.26>	0.576 <6.11>	0.412 <4.37>	-----	-14.55 <-14.21>	0.734	
都市 (108)	2.549 <22.80>	-1.308 <-8.19>	0.952 <9.39>	0.948 <4.47>	-----	-17.62 <-15.60>	0.852	
ベース分	階層	平均所得	電力価格	室数格差	従業者密度	ダミー	定数項	決定係数
	田園 (209)	1.261 <45.16>	0.039 <1.23>	0.216 <2.79>	0.031 <1.30>	0.056 <8.46>	-2.378 <-9.13>	
郊外 (234)	1.030 <48.38>	-0.041 <-1.71>	0.536 <14.51>	0.016 <1.47>	0.114 <13.05>	-0.308 <-1.53>	0.936	
都市 (108)	1.111 <31.98>	0.018 <0.46>	0.761 <9.71>	0.069 <11.26>	-----	-1.057 <-3.25>	0.916	

1976年～1989年のデータによる推定。<>はt値。()内は標本数。-----: 使用せず。

年的にはほとんど無意味で、地区差だけを説明している。

5. 期間別の推定

需要構造の変化について検討するため、全期間の他に1976年～1985年についても分析した。各用途について節4で地区差を比較的良く表現していると考えられた関数を仮定し係数を推定した。表8に結果を示す。

冷房分について、価格項は1976年～1985年では負となっており整合的である。全期間での推定では価格項の係数がプラスとなったが、これは1980年以降電力料金が実質下がり続けたため所得との逆相関がきわめて高くなったこと、さらに電力価格が下がった時期に冷房需要の伸びが小さかったことによるものと考えられる。所得弾性値は暖房分、ベース分についていずれの期間においても同程度であることが分かる。とくにベース分についてはその値はおおよそ1であったことがわかる。

6. 地域階層別の推定

節4.1で示したように、地域全体で需要関数の係数

が一定であるとみなすのには無理がある。そこで図-4を参考に近畿地域を3地域(図-1参照)に分割し、それぞれの分割地域内で独立に推定を行った。「田園地域」は所得、共同住宅比率ともに低い地区、「郊外地域」は所得が高く、共同住宅比率が中程度の地区、「都心地域」は所得が低く、共同住宅比率が高い地区からそれぞれ構成した。各地域における関数の推定結果ならびに共分散分析の結果をそれぞれ表9ならびに表10に示した。

まず所得弾性値について、冷房分では図-4からも分かるように共同住宅比率の低い田園地域において大きく都心地域において小さい。暖房分ではこの逆であり、ベース分では余り差はないが所得の高い郊外地域がもっとも小さい値となっている。価格弾性値は暖房分をのぞいて有意性が乏しい。冷房度日、暖房度日については地域によらず有意である点が注目される。地区差の説明変数については、冷房分における人口密度が田園地区以外では有意でないこと、暖房分における室数格差が田園地域では整合的でないこと、ベース分における室数格差が各地域で有意であること、従業者密度が

表10 表9のモデルに関する共分散分析

	地域階層	F ₂₁	F ₁₁
冷房分	田園地域	4.49 (56,134)	27.0 (14,190)
	郊外地域	0.83 (64,149)	26.9 (16,213)
	都心地域	1.26 (28,68)	2.23 (7,96)
暖房分	田園地域	1.07 (56,134)	11.3 (14,190)
	郊外地域	0.94 (64,149)	13.7 (16,213)
	都心地域	0.80 (28,68)	4.14 (7,96)
ベース分	田園地域	5.12 (56,134)	41.4 (13,190)
	郊外地域	3.53 (64,149)	57.2 (15,213)
	都心地域	4.79 (28,68)	97.8 (6,96)

郊外地域で有意でないこと、都心地域の関数はいずれも決定係数が高いことなどが指摘できる。

共分散分析の結果によれば、冷房分については郊外地域および都心地域でタイプ2のモデル（これらの関数の推定結果はここには掲げていない）が支持されるが、田園地域では支持されず、係数が地区ごとに異なっていると考えるのが妥当である。このことは図-4からも容易に想像がつく。暖房分については、3つの地域全部でタイプ2のモデルが支持される。ベース分については表10に示されるとおり、タイプ2のモデルは支持されない。またタイプ1のモデルはいずれの場合も支持されない。しかしながら、ベース分に関しては、表9に示した需要関数によって3地域すべてにおいて全変動の90%以上が説明されており、この点は注目に値する。

7. むすび

プールデータ、地区差データ、ならびに年度差データを併用し、説明変数の有意性が主として空間的かあるいは時間的に注目しつつ、用途別家庭用電力需要原単位に関する分析を行った結果を示した。主な結論は以下のとおりである。

- 1) 所得弾性値について、ベース分の弾性値は期間中およそ1であった。冷房・暖房分については期間、地区によって異なっている。価格弾性値については明確な結論は得られなかった。
- 2) 冷房度日、暖房度日は冷房分、暖房分に対して空間的・時間的に同程度に有意で需要変動のおよそ50%を説明している。
- 3) 地区差の説明変数として、冷房分では冷房度日のほか人口密度、暖房分では暖房度日のほか室数、ベース分では室数、世帯人員、業務商業従業者密度が有意であった。また所得格差はいずれの用途に対して

も有意であった。

- 4) 年度差の説明変数として所得の他、冷房分では冷房度日、暖房分では暖房度日、ベース分では室数および世帯人員が有意であった。
- 5) 3) および4) の構造は推定期間によって変化せず、用途により特徴的である。しかし地区差の説明変数の説明力は弱く統計的に充分精度の高い、地域に共通の需要関数を求めることは困難であった。将来予測を行うためには少なくとも地区ごとに定数項の異なるタイプ2のモデルが必要である。

分析の基礎データは、「地域エネルギーシステム研究」⁹⁾において構築したものをを用いた。データベース構築にご協力頂いた関係諸氏に感謝の意を表す。また、査読者から貴重なコメントを得た。ここに謝意を表す。

参考文献

- 1) 辻 毅一郎、久保田英之、鈴木 胖；「近畿における地区別家庭用電力需要原単位の分析」、エネルギー・資源、Vol.7, No.6 (1986), 569-576。
- 2) Tsuji, K. and Suzuki, Y; Spatial Energy Demand Analysis-Electricity and City Gasin Residential Sector-, Selected Papers from the IFAC/IFORS/IAEE Symposium, Pergamon Press (1991), 199-204。
- 3) Taylor, J. D.; "The Demand for Electricity: A Survey", The Bell Journal of Economics, Vol.6, No.1 (1975), 74。
- 4) 室田泰弘、中上英俊、伊藤浩吉；「家庭用エネルギー需要について」、日本経済研究、日本経済研究センター (1983)。
- 5) 森 俊介；「家庭用エネルギー需要の用途・種類別分析」、エネルギー需給の計量分析、経済企画庁、(1983)。
- 6) 服部常晃、桜井紀久；「所得階層別電灯需要の分析」、電力経済研究、Vol.18, (1985), 1-16。
- 7) 松川 勇、真殿誠志、伊藤成康；家庭部門の電力需要における価格効果—首都圏のアンケート調査に基づく冬季の家庭用電力需要分析—、エネルギー・資源Vol.14, No.2, (1993), 207-212。
- 8) King, M. J., Scott, M. J., Forecasting Electricity Demand with an End-Use/Econometric Model, in Analytic Techniques for Energy Planning, Lev, B., Murphy, F. H., Bloom, J. A. and Gleit, A. S. (editors), Elsevier, (1984)。
- 9) 財団法人エネルギー財団；平成2年度通商産業省資源エネルギー庁委託研究成果報告書、地域エネルギー導入促進調査(4), (1991)。
- 10) Johnston, J. 著、竹内、関谷、栗山、美添、丹岡、共訳；計量経済学の方法、東洋経済新報社 (1975)。