

## ■ 研究論文 ■

# 家庭用都市ガスの地区別需要特性

## — 近畿地域のパネルデータによる分析 (その2) —

Spatial Characteristics of City Gas Demand in Residential Sector  
— Analysis by Panel Data in Kansai Region of Japan (Part 2) —

辻 毅一郎\*・竹田 功\*\*

Kiichiro Tsuji Isamu Takeda

(1994年10月4日原稿受理)

### Abstract

This paper presents some findings from a detailed study on the city gas demand in residential sector. The database used in this study has been constructed for 80 small areas in Kansai region of Japan for the period of 1976 to 1989. The annual city gas demand per household (city gas supplied household) has been disaggregated into two parts, i.e., summer demand (from May to Oct.) and winter demand (from Nov. to April), and the demand structure has been analyzed by estimating the parameters of demand functions. Emphasis was placed on revealing the factors which dominate spatial distribution of the unit demand over the region. The results indicate that the size of residential house is the main factor in determining city gas demand in residential sector.

### 1. はじめに

わが国においては近年家庭用のエネルギー需要が増加し続けているが、欧米諸国に較べてまだ低い水準にある家庭用エネルギー需要がどの程度増加し得るかは、今後のエネルギー問題を考察する上で重要な検討項目である。筆者らは、近畿地域内の小さな地区ごとの需要データを用い、民生用電力および都市ガスの需要特性の分析を行ってきた<sup>1~4)</sup>。文献 [1~3] では1980年までのデータによる分析結果、文献 [4] では1985年までのデータによる分析結果を述べた。本論文では家庭用都市ガスについて、需要データを1989年まで更新し分析を行った結果を述べる。とくに、地区による需要原単位の差異に注目し、その要因を明らかにすることを試みた。なお家庭用電力需要に関する分析結果は文献 [6] にまとめられている。

### 2. 家庭用都市ガス需要原単位の分布と推移

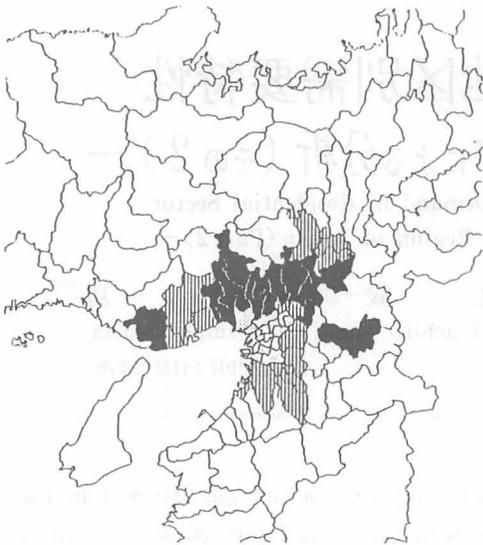
分析の対象とした家庭用都市ガス需要データは、「地域エネルギーシステム研究」<sup>5)</sup>において推定したもので、近畿地域を分割した118地区(図-1参照)の内、都市ガスの普及している80地区についての1976年から1989年のデータである。家庭用都市ガスの用途の主なものは給湯、厨房および暖房である。本来、これらの用途別に分析を行うのが望ましいが、用途別のデータは存在しない。本研究で利用したデータは月別であるので、月別需要の変化から電力需要の場合と同様用途別への分解が行えるものと期待される。しかし、これまでにどの地区においても整合的な分解が行える方法は見いだされていない。そこで少なくとも暖房分の有無による違いを考慮するため、年間の需要を夏期分(5月~10月)と冬期分(11月から翌年4月)とに分解して分析を行った。

家庭用都市ガス原単位は、都市ガス需要家あたりを考えた。需要家の数は同じく「地域エネルギーシステム研究」で推定したものをを用いた。図-2に以上のような

\*大阪大学工学部電気工学教室教授

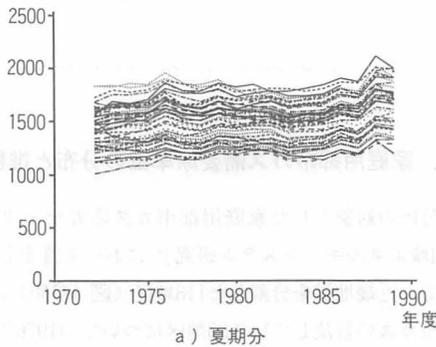
\*\*大阪大学大学院工学研究科電気工学専攻

〒565 大阪府吹田市山田丘2-1

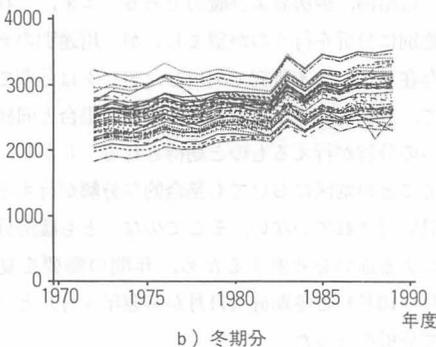


所得階層 I : [stippled] II : [vertical lines] III : [solid black]  
 (京阪神の都市ガス供給地域の一部)

図-1 分析の対象地区と階層への分割



a) 夏期分



b) 冬期分

(縦軸：需要量 [Mcal/世帯・年])  
 (近畿地域内50地区)

図-2 家庭用都市ガス原単位の分布の推移

に分解した家庭用都市ガス需要原単位のうち第4節以降の推定で使用した50地区について、原単位の分布とその推移を示した。この50地区は都市ガスの普及している80地区から1976年度時点で都市ガス普及率が50%未満の地区、ならびに特殊な事情があると判断される3つの地区を除いたものである。ただし需要家数を普通世帯数で除したものを都市ガス普及率と考えている。同図から明らかなようにこれらの地区で原単位はここ数十年にわたって大きくは変化していないが、冬期分は全期間で漸増傾向にあり、夏期分については、1985年以降若干増加に転じている。

### 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、冷房日または暖房日を用いる。

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う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

式(1)~(3)の係数の推定は両辺の対数をとった後の線形式で行われる。モデルタイプ1については

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

と書ける。ただしi：地区、t：年度、Y<sub>it</sub>：被説明変数、X<sub>it</sub>：(1×n)説明変数ベクトル、β：(n×1)係

表1 家庭用都市ガス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) / (普通世帯数), CPIにより実質化 (1990年価格).
都市ガス価格 (円/Mcal)	ガス会社統計による平均単価. (CPIにより実質化. 1990年価格)
冷房度日 (°C・日) 暖房度日 (°C・日)	「府県統計書」の月別平均気温より作成. 限界温度22°C (冷房), 14°C (暖房). 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 (普通世帯における平均畳数), (普通世帯における平均室数), (普通世帯人員/普通世帯数). 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 <sup>2</sup> )	(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.

数ベクトル,  $\beta_0$ : 定数項,  $n$ : 説明変数の数である. 誤差項  $\epsilon_{it}$  は期待値ゼロ,  $i, t$  について独立の正規分布を仮定するが, その分散は  $W_{it}$  を地区  $i$  年度  $t$  の需要家数として  $\sigma^2/W_{it}$  であるものと仮定する. これは需要データが大きき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  $W_{it}$  を重みとする一般化最小二乗法を適用する. 式(4)による推定を以下では「プールデータ」による推定と呼ぶこととする.

次に, モデルタイプ2については

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

と書ける. ただし  $\lambda_i$  は地区固有の定数で, 係数  $\beta$  は

$$Y_{it} - Y_{i.} = (X_{it} - X_{i.})\beta + (\epsilon_{it} - \epsilon_{i.}) \quad (6)$$

に対して一般化最小二乗法を適用することにより推定できる. ただし  $Y_{i.}$ ,  $X_{i.}$ ,  $\epsilon_{i.}$  等の記号は

$$Y_{i.} = \frac{\sum_t W_{it} Y_{it}}{\sum_t W_{it}} \quad (7)$$

の意味で用いている. 式(6)による推定を以下では「年度差データ」による推定と呼ぶこととする.

モデルタイプ3の推定は

$$Y_{it} = X_{it}\beta_i + \lambda_i + \epsilon_{it} \quad (8)$$

と仮定して地区ごとに係数  $\beta_i$ ,  $\lambda_i$  を定める.

一方, 式(5)とは全く別に

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (9)$$

ただし  $\delta_t$  は年度固有の定数と考え, 係数  $\beta$  は

$$Y_{it} - Y_{.t} = (X_{it} - X_{.t})\beta + (\epsilon_{it} - \epsilon_{.t}) \quad (10)$$

に一般化最小二乗法を適用して推定できる.  $Y_{.t}$ ,  $X_{.t}$ ,  $\epsilon_{.t}$  は式(7)と同様の操作を施したものである. 式(10)による推定を以下では「地区差データ」による推定と呼ぶこととする. このデータによる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.

$$F_{i,j} = \frac{(S_i - S_{i+j}) / (N_i - N_{i+j})}{S_{i+j} / N_{i+j}}, \quad i=1 \text{ or } 2. \quad (11)$$

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~1989年のデータについての推定結果を述べる. 推定には第2節で述べた50地区のデータを用いたが, 明らかに異常のある年度のデータを除いたため標本数は695である.

##### 4.1 所得・価格弾力性

式(1)において気温の補正項だけを取り入れた形の需要関数を推定した結果を表2に示した. 都市ガス価格に関して符号条件は満足されている. 冷房度日の係数が負となっているが, 気温と水温との相関が高いと考えれば整合的である. 暖房度日の符号も同様に整合的である. 決定係数は夏期分, 冬期分ともに比較的高く, 単純な需要関数で家庭用都市ガス需要原単位がかなりよく説明できることが分かる. 次に世帯所得の係数に着目すると, 夏期分については地区差データによる推定値と年度差データによるそれとの差が大きく, 経年的・空間的な効果が互いに異なっていると判断される. 一方冬期分に関しては両者の値の差は小さい.

図-3に各地区ごとに求めた所得弾性値を示した. a) は値の小さい地区から, b) は所得の小さい地区から, c) は共同住宅比率の小さい地区からそれぞれ順に並べたものである. 共同住宅比率は1980年の値を使用し

表2 原単位関数の推定結果(所得・価格弾力性)

区分	データの種類	使用説明変数				決定定数
		世帯所得	ガス価格	冷房度日	定数項	
夏期分	プール	0.483 <29.23>	-0.177 <-7.34>	-0.106 <-11.36>	4.522 <22.72>	0.725
	地区差	0.610 <34.67>		-0.095 <-8.18>		0.796
	年度差	0.191 <14.97>	-0.232 <-20.73>	-0.076 <-14.73>		0.650
冬期分	プール	0.461 <34.40>	-0.127 <-5.93>	0.152 <11.14>	3.466 <28.02>	0.757
	地区差	0.467 <27.69>		0.108 <6.02>		0.700
	年度差	0.513 <47.57>	-0.158 <-14.66>	0.217 <23.16>		0.821

<>内はt値。1976~1989年の近畿地区の50地区のデータを使用。ただし明らかなデータ異常値は除いた。標本数695。対数線形モデル。  
空欄はその項が推定式に取り込まれていないことを示す。

た。図から明らかなように所得弾力性は各地区でかなりばらつき、その傾向は夏期分の方が大きい。b) から夏期分の所得弾力性は所得の高い地区でやや低いような傾向があること、c) から夏期分の所得弾力性が共同住宅比率の高い地区で大きくばらついていることなどが指摘できるが目立った特徴はない。所得弾力性が負となっている地区は原単位が減少している地区で、冬期分では都心地区であるが、夏期分については必ずしも都心の地区ではない。

表3は表2のモデルに対する共分散分析の結果である。この結果からはF値は十分高く有意である、すなわちモデルタイプ1, 2ともに精度の上では地区別モデルに及ばない。

4.2 地区差の説明変数を含めた推定

この節では、表2で推定した需要関数に、地区による原単位の差異を説明すると思われる変数を取り入れた場合の推定結果を示す。表4は説明変数として考えた指標間の相関係数を示したものである。これらの変数はいずれも地区による差の指標として考えているので、年度による変化の影響を除くため $X_{it} - X_{.t}$ という格差として表現している。予想されるように、所得と室数との相関は空間的にもかなり高い。

表3 表2のモデルに関するF値

	$F_{32} (N_2 - N_3, N_3)$	$F_{21} (N_1 - N_2, N_2)$
夏期分	2.68 (147,495)	64.7 (49,642)
冬期分	7.52 (147,495)	39.1 (49,642)

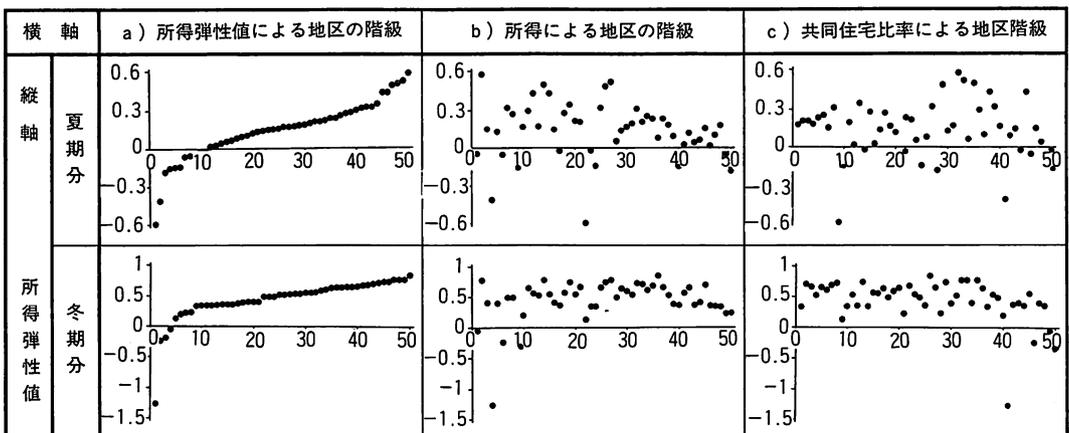


図-3 地区別にみた所得弾力性(近畿地域内50地区)

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	0.757	1.00	-----	-----
世帯人員	0.654	0.858	1.00	-----
人口密度	-0.584	-0.697	-0.665	1.00
従業者密度	-0.400	-0.374	-0.562	0.125

1976~1989年の近畿地区50地区の「プールデータ」.

4.2.1 夏期分

表5は、夏期分についての結果である。第1段目の推定では、表2における世帯所得を、近畿平均の世帯所得と所得格差とに分離し、両者をともに説明変数として取り入れた。近畿平均世帯所得の係数は、所得の経年的変化に対する需要の変化を表わしており、所得格差の係数は所得の空間的変動に対する需要の変動を表わしている。表5第1段目の年度差データに対する推定結果から、所得格差は経年的にも有意であることがわかる。すなわち、所得格差の改善された地区の需要の伸びは、平均的所得の地区のそれより大きいことがわかる。地区差データによる推定では、その定義上変数が両者同一となるため表2と表5とで同一の結果を与えている。

第2段目の推定では所得格差の代わりに室数格差を用いた。家庭用都市ガス需要の大きな特徴は、これま

での報告<sup>2-4)</sup>でも指摘したように、世帯あたり畳数あるいは室数など住宅床面積に関連する変数との相関が強いことである。第2段目の推定結果から明らかなように室数格差は、空間的にはもちろんのこと経年的にも有意である。住宅床面積の代理変数としては畳数の方が適当であると思われ、実際1985年までのデータによる推定では畳数を用いた場合の方が決定係数が高かった。しかし1990年には畳数は調査されていないので、やむを得ず室数を用いている。世帯人員も説明変数として有意であるが、著者らの推定結果では決定係数で所得格差、あるいは室数に及ばない。人口密度は有意ではない。

第3段目の推定では、所得格差と室数格差をともに用いた。この両変数は相関係数が比較的高く、重共線性の影響が懸念される。しかし、プールデータによる推定結果では両者ともに有意で、決定係数は0.903となった。

4.2.2 冬期分

表6は、冬期分についての結果である。第3段目までの説明変数の組み合わせは夏期分のそれと同一であるが、第4段目ではさらに従業者密度を考慮した。冬期分については、表2からも明らかなように、所得の経年的・空間的効果に大きな差はなかったため、平均と格差へ分離したことによる決定係数の向上は僅か

表5 原単位関数の推定結果（夏期分：地区差の変数の追加）

データの 種類	使用説明変数						決定 係数
	近畿平均 世帯所得	都市ガス 価格	冷房度日	所得格差	室数格差	定数項	
プール	0.230 <10.28>	-0.228 <-10.64>	-0.088 <-10.74>	0.618 <36.13>		6.608 <29.49>	0.800
地区差			-0.095 <-8.18>	0.610 <34.67>			0.796
年度差	0.232 <16.85>	-0.218 <-19.58>	-0.072 <-14.26>	0.602 <9.91>			0.678
プール	0.179 <8.90>	-0.250 <-12.97>	-0.085 <-11.46>		0.901 <41.64>	7.189 <36.13>	0.836
地区差			-0.075 <-7.28>		0.911 <41.50>		0.841
年度差	0.180 <15.98>	-0.247 <-23.08>	-0.080 <-16.02>		0.933 <11.11>		0.692
プール	0.217 <14.36>	-0.220 <-15.23>	-0.063 <-11.26>	0.332 <20.77>	0.579 <25.82>	6.624 <43.79>	0.903
地区差			-0.029 <-4.04>	0.342 <25.42>	0.609 <31.90>		0.919
年度差	0.220 <16.43>	-0.230 <-21.12>	-0.076 <-15.35>	0.355 <5.22>	0.685 <7.25>		0.706

対数線形モデル。<>内はt値。1976~1989年の近畿地区50地区のデータ。ただし明らかな異常値は除いた。標本数695。空欄はその項が推定式に取り込まれていないことを示す。

表6 原単位関数の推定結果（冬期分：地区差の変数の追加）

データの 種類	使用説明変数						決定 係数	
	近畿平均 世帯所得	都市ガス 価格	暖房度日	所得格差	室数格差	従業者 密度		定数項
プール	0.503 <24.42>	-0.124 <-5.85>	0.163 <11.58>	0.436 <26.76>			3.042 <15.16>	0.759
地区差			0.108 <6.02>	0.467 <27.69>				0.700
年度差	0.515 <43.38>	-0.158 <-14.43>	0.217 <23.10>	0.536 <10.14>				0.821
プール	0.465 <23.83>	-0.116 <-5.75>	0.124 <8.98>		0.673 <29.96>		3.687 <19.04>	0.795
地区差			0.031 <1.76>		0.752 <32.59>			0.761
年度差	0.478 <51.60>	-0.173 <-17.10>	0.209 <23.61>		1.071 <15.30>			0.849
プール	0.486 <28.85>	-0.094 <-5.38>	0.103 <8.61>	0.228 <12.73>	0.452 <17.41>		3.571 <21.45>	0.837
地区差			-0.014 <-1.02>	0.255 <16.52>	0.523 <22.77>			0.830
年度差	0.501 <45.07>	-0.166 <-16.25>	0.210 <23.94>	0.210 <3.70>	0.923 <11.54>			0.853
プール	0.488 <28.99>	-0.090 <-5.17>	0.098 <8.18>	0.254 <13.79>	0.517 <18.33>	0.022 <5.87>	3.578 <21.51>	0.846
地区差			-0.025 <-1.77>	0.285 <18.07>	0.599 <24.15>	0.024 <7.77>		0.844
年度差	0.487 <41.93>	-0.169 <-16.60>	0.210 <23.96>	0.156 <2.69>	0.941 <11.78>	0.071 <4.06>		0.857

対数線形モデル。<>内はt値。1976年～1989年の近畿地区50地区のデータを使用。ただし  
 明らかな異常値は除いた。標本数695。空欄はその項が推定式に取り込まれていないことを示す。

ある。4段目の結果から分かるように従業者密度は有意である。データを更に詳細に分析した結果、従業者密度は都心地区における需要原単位の差を説明していることが明らかとなったが、どのような実状を説明しているのかは定かではない。

2, 3ならびに4段目の地区差データに対する推定結果から分かるように、地区差の説明変数として室数格差を用いた場合、暖房度日の地区差データに対する有意性が失われている。この原因についても明確でないが、一部の地区で暖房度日と室数との相関が高い（北部の郊外地区ほど室数が大きい傾向にある）ためではないかと思われる。

## 5. 期間別の推定

表5および表6で得られた原単位関数について、1976年～1985年のデータに対する推定結果を表7に示した。

夏期分について平均所得は有意でない。夏期分は1985年以降伸びていることが図-2から窺える。その結

果全期間での推定では平均所得が有意になったものと思われる。冬期分については、平均所得の係数は両期間で同程度である。その他の説明変数についても夏期と同様で、期間によるきわだった変化はないといえる。

世帯人員、人口密度等他の変数も取り入れ、様々な組合せについて推定を行ったが、いずれのデータ期間についても表7に示す変数の組合せが最も説明力が強い。これらの点を考えて、家庭用都市ガスの需要構造はここ数十年にわたって大きな変化はなかったといえるだろう。

## 6. 地域階層別の推定

ここでは、家庭用都市ガスの需要構造の所得階層への依存性を調べるため、地区を所得によって3つの地域へ分割し、各地域について需要関数の推定を行った。分割した地域は図-1に示すとおりで、階層Ⅰ、Ⅱ、Ⅲの順に所得の高い地域となっている。結果的には地区同士が互いに繋がった地域を形成し、都心部が所得の最も低い地域となっている。

表7 1976年～1985年のデータによる推定結果

用途	使用説明変数							決定係数
	近畿平均世帯所得	都市ガス価格	冷房度日	所得格差	室数格差	従業者密度	定数項	
夏期分	0.024 <0.826>	-0.078 <-3.39>	-0.043 <-7.44>	0.360 <21.43>	0.577 <24.69>		7.645 <39.06>	0.912
	0.517 <13.71>	-0.117 <-4.57>	0.111 <7.88>	0.274 <12.20>	0.495 <14.95>	0.031 <7.17>	3.320 <13.08>	
冬期分	0.517 <13.71>	-0.117 <-4.57>	0.111 <7.88>	0.274 <12.20>	0.495 <14.95>	0.031 <7.17>	3.320 <13.08>	0.818
	0.517 <13.71>	-0.117 <-4.57>	0.111 <7.88>	0.274 <12.20>	0.495 <14.95>	0.031 <7.17>	3.320 <13.08>	

対数線形モデル。<>内はt値。近畿地区50地区。空欄はその項が推定式に取り込まれていないことを示す。標本数500。

表8 地域階層別の推定結果

用途	地域階層	説明変数							決定係数
		平均所得	都市ガス価格	暖房度日	所得格差	室数格差	従業者密度	定数項	
夏期分	階層Ⅰ (223)	0.293 <10.67>	-0.196 <-7.61>	-0.094 <-7.45>	0.628 <8.50>	0.403 <5.42>		6.115 <21.79>	0.702
	階層Ⅱ (250)	0.251 <9.32>	-0.201 <-8.73>	-0.063 <-7.27>	0.328 <4.09>	0.565 <10.58>		6.304 <23.01>	0.723
	階層Ⅲ (222)	0.113 <5.28>	-0.271 <-13.31>	-0.044 <-5.76>	0.226 <7.52>	0.488 <17.18>		7.513 <34.99>	0.827
冬期分	階層Ⅰ (223)	0.465 <19.70>	-0.146 <-5.92>	0.190 <9.97>	0.274 <4.06>	0.721 <11.50>	0.039 <11.06>	3.333 <14.08>	0.774
	階層Ⅱ (250)	0.462 <15.44>	-0.068 <-2.50>	0.073 <4.16>	-0.227 <-2.53>	0.713 <11.50>	-0.023 <-3.24>	3.927 <14.10>	0.744
	階層Ⅲ (222)	0.413 <17.01>	-0.216 <-8.87>	0.196 <10.13>	0.282 <8.18>	0.506 <8.50>	0.108 <6.51>	3.852 <15.37>	0.825

1976年から1989年のプールデータによる推定結果。<>内はt値。空欄はその項が推定式に取り込まれていないことを示す。( )内は標本数。

表8は各地域階層ごとの推定結果である。夏期分について平均所得の係数は高所得地域で小さいが、冬期分ではその傾向は明確ではない。夏期分の主たる用途は生活に基本的に必要な厨房、給湯分である。そのため、夏期分は所得に対して飽和の傾向にあるが、冬期分には暖房分が含まれるため所得に比例する部分が生じ、結果として所得に対する飽和傾向がみられないものと推察される。表9は表8のモデルに対する共分散分析の結果である。夏期分の所得階層Ⅲでモデルタ

イプ2が支持される以外は、やはりモデルタイプ3の方が精度が高い。

### 7. むすび

本論文では近畿地域内の小さな地区ごとのデータを用いて家庭用都市ガスの需要に関する分析を行った結果をまとめて示した。主な結論は以下のとおりである。  
1) 近畿平均世帯所得、都市ガス価格、冷房度日、所得格差、室数格差により夏期分の全変動の約90%が、また従業者密度を加えることにより冬期分の全変動の約84%が説明できた。これらの説明変数の中でも室数が地区による需要の差をもっとも良く説明する要素である。

2) 近畿平均の世帯所得に対する係数(所得弾性値)は夏期分で0.2程度、冬期分で0.5程度で冬期分の伸びの方が大きい。また、所得階層別の推定から夏期分所得に対する飽和傾向がみられるが、冬期分ではその

表9 表8のモデルに関するF値

	地域階層	F <sub>32</sub>	F <sub>21</sub>
夏期分	階層Ⅰ	2.56 (74,127)	31.5 (15,202)
	階層Ⅱ	1.56 (85,142)	36.7 (17,227)
	階層Ⅲ	0.98 (74,126)	43.5 (15,201)
冬期分	階層Ⅰ	3.82 (90,111)	25.7 (15,201)
	階層Ⅱ	1.76 (102,124)	48.2 (17,226)
	階層Ⅲ	1.85 (90,110)	58.1 (15,200)

傾向は認められない。暖房分の伸びが著しいものと推察される。

3) 期間別推定の結果から、家庭用都市ガス需要の需要構造は、ここ数十年にわたって余り変化していないといえる。

本研究で用いたデータは「地域エネルギーシステム研究」<sup>5)</sup>で整備したものである。関係諸氏に謝意を表す。また有益なコメントをいただいた査読者に謝意を表す。

#### 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), 569-575.
- 2) 辻 毅一郎, 久保田 英之, 鈴木 胖; 近畿における地区別家庭用都市ガス需要原単位の分析, エネルギー・資源, Vol. 8, No. 3 (1987), 286-292.
- 3) 辻 毅一郎, 中村 哲, 鈴木 胖; パネルデータに基づく民生用都市ガスの需要構造の分析—近畿地域を例として—, 電気学会論文誌, Vol. 108-C, No. 2 (1988), 119-126.
- 4) Tsuji, K. and Suzuki Y.; Spatial Energy Demand analysis-Electricity and City Gas in Residential Sector-, Selected Papers from the IFAC/IFORS/IAEE Symposium, Pergamon Press (1991), 199-204.
- 5) 助新エネルギー財団; 地域エネルギー導入促進調査(4), 平成2年度通商産業省資源エネルギー庁委託業務成果報告書, (1991).
- 6) 辻 毅一郎, 竹田 功; 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)— 本誌掲載.

協賛行事ごあんない

## 「第3回 燃料電池シンポジウム」開催のお知らせ

- 会 期: 平成8年6月10日(月)~11日(火), (懇親会 6月10日夜)
- 会 場: 池之端文化センター (東京都台東区池之端1-3, TEL 03-3822-0151)
- 主 催: 燃料電池開発情報センター (FCDIC)
- 協 賛: エネルギー・資源学会 他
- 講演申込期限: 3月29日(金)                      ●講演予稿期限: 5月10日(金)
- 参加申込期限: 5月17日(金)
- 参加費 (期限までに申込みの場合):
  - ・会 員 8,000円            ・非会員 15,000円            ・懇親会 10,000円
  - (共催, 後援および協賛各機関の会員は会員扱いとします.)
- 申込連絡先: 燃料電池開発情報センター (FCDIC)
- 〒101 千代田区神田小川町2-1-7, TEL (03)3296-0935, FAX (03)3296-0936