

■ 報 文 ■

# 近畿における地区別家庭用電力需要原単位の分析

## Analysis of Electricity Demand in Household Sector Using Small Area Data in Kansai Region

辻 毅 一 郎\*・久 保 田 英 之\*\*・鈴 木 胖\*\*\*

Kiichiro Tsuji Hideyuki Kubota Yutaka Suzuki

### 1. ま え が き

民生部門は今後のエネルギー需要を決定する上で重要な役割をはたすと考えられている。ここ数年の間に、民生用のエネルギー需要構造の分析に関心がもたれ、多くの知見が得られている<sup>1-7)</sup>。筆者らは、地区別電力需要データを用いて民生用電力需要についての分析を行ってきた<sup>8-10)</sup>が、ここでは家庭用電力需要原単位に関する重回帰分析の結果をまとめて述べる。分析の対象とした電力需要データは、「地域エネルギーシステム研究」<sup>10)</sup>で推定したもので、月別需要パターンから目的別への分解がなされている。説明変数として、所得、価格、気温、世帯人員、住宅床面積、電力使用機器普及率、人口密度、および従業者密度を用い、種々の角度から需要原単位関数の推計を行った。

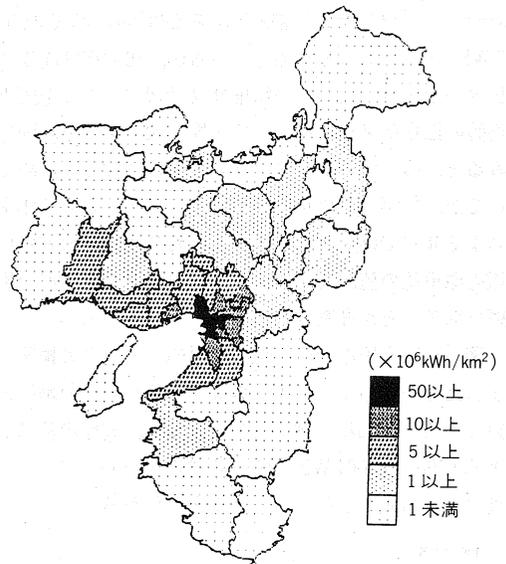


図-1 電力需要密度の地区分布(1980年)

### 2. 家庭用電力原単位の推移

分析の対象とした電力需要データは、1974~1980年の近畿地域の40地区についてのデータである。これらの地区は「地域エネルギーシステム研究」の社会経済活動シミュレーションモデルにおける120地区を統合したものである。図-1に、この地区別にみた電力需要密度の分布を示す。

それぞれの地区について電力需要から、家庭用電力需要を抽出し、普通世帯数(以下では単に世帯と記す)で割ることにより、家庭用世帯当たり電力原単位を、また常住人口で割ることにより家庭用1人当たり電力原単位を算出した。普通世帯を用いたのは、準世帯の定義が国勢調査により若干異なるため総世帯数が急変することがあるのを避けるためである。目的別への分

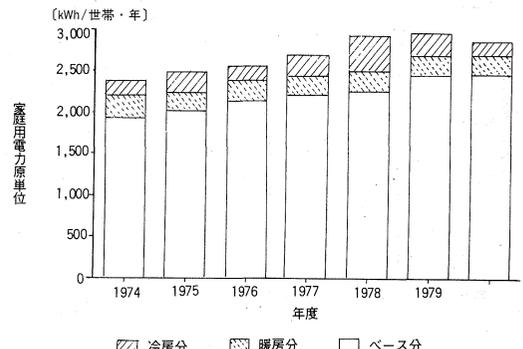


図-2 家庭用電力原単位の推移  
(近畿地域平均, 1974~1980)

解は以下の方法によった<sup>注)</sup>。まず月間需要量の年度間の最小値(通常5月~7月のうちの1つである)を毎月一定のベース分と定義する。次に7月から10月まで

\* 大阪大学工学部電気工学科助教授

〒565 吹田市山田丘2-1

\*\* 大阪大学工学部電気工学科

\*\*\* 大阪大学工学部電気工学科教授

本研究会第5回研究発表会(61/4/23)にて講演原稿受理(61/6/21)

の最小値からの増分を冷房分、12月から5月までの増分を暖房分とする。ただし、6月の値と最小値との差は5～7月の極小値が5月の場合は冷房分、6および7月の場合は暖房分とする。11月については10～12月の極小値が10月の場合は暖房分、11および12月の場合は冷房分とする。以上の方法で月毎に分解された目的別需要量を、各年度（4月から翌年3月まで）につき合計したものを目的別年間需要量とした。

図-2に近畿地域の平均でみた家庭用世帯あたり目的別原単位の推移を示す。家庭用電力原単位は、1974年のおよそ2,400kWh/世帯・年から1980年のおよそ2,900kWh/世帯・年へと増加しているが、1980年は前年に比べやや減少した。この結果は家計調査からの全国平均値の推定結果<sup>2)</sup>より10～15%程度大きい。目的別にみると、冷房分および暖房分は全体の約20%を占めているが、毎年の変化がはげしい。一方ベース分は年率およそ4%で毎年着実に増加しており1980年の家庭用電力原単位の値が前年に比べて減少したのは気温の影響であることが推察される。

図-3は家庭用電力原単位（全目的）の分布の推移を示したものである。図中の数は原単位が同一の地区の数である。1980年を例にとりて見ると、同原単位はおよそ2,500～3,400kWh/世帯・年の間に分布しており、地区による差がかなり大きいことがわかる。

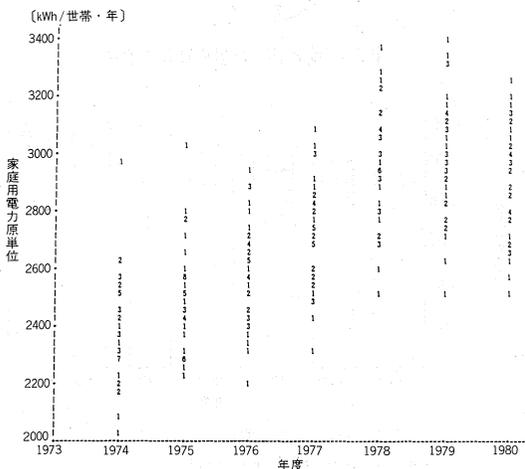


図-3 家庭用電力原単位の分布の推移  
(近畿地域40地区、1974～1980、図中の数字は原単位が同一の地区の数を表わす)

注) 他にも分解の方法は考えられるが、本報の分析では、この方法による分解が最も妥当な結果を与えている。

### 3. 家庭用電力原単位の決定メカニズムと説明変数

家庭における電力需要を定める要因と因果律についてはいろいろな見方がある。ここでは図-4のような決定メカニズムを考えて、以下の分析の基礎とした。図-4の各要素に対応する地区別の統計データが存在するかどうか問題となるがここでは表1に示した項目を説明変数として取り上げた。都市化の指数とした項目は、地区による電力原単位の差を説明する要素として

表1 家庭用電力原単位の分析に用いた説明変数

所得	<ul style="list-style-type: none"> <li>世帯あたり所得：(「個人所得指標」の1人あたり所得)×(人口)/(普通世帯数)・CPIにより実質化(1980年価格)</li> </ul>
価格	<ul style="list-style-type: none"> <li>家庭用電力価格：「電気事業便覧」より従量電灯甲総合単価・CPIにより実質化(1980年価格)</li> </ul>
気温	<ul style="list-style-type: none"> <li>冷房度日：府県統計書の月別平均気温より、限界温度22℃</li> <li>暖房度日：府県統計書の月別平均気温より、限界温度14℃</li> </ul>
住宅関連	<ul style="list-style-type: none"> <li>世帯あたり畳数：国勢調査の「普通世帯における平均畳数」</li> <li>世帯あたり室数：国勢調査の「普通世帯における平均室数」</li> <li>世帯人員：(人口)/(普通世帯数)</li> </ul>
機器	<ul style="list-style-type: none"> <li>機器普及率：電気事業便覧より「ルームエアコン普及率」</li> </ul>
都市化の指数	<ul style="list-style-type: none"> <li>人口密度：(人口)/(可住地面積)</li> <li>住宅地密度：(住宅地面積)/(可住地面積)</li> <li>従業者密度：(業務商業従業者数*)/(1976年度の土地面積メッシュデータの建物用地Aと同Bの和)</li> <li>業務商業地密度：(業務商業地面積)/(可住地面積)</li> </ul>
ダミー変数	<ul style="list-style-type: none"> <li>地場ダミー：織物産業の発達した地区=1</li> </ul>

- 可住地面積=1976年度の土地面積メッシュデータの統計より森林、荒地、湖沼、河川地Aおよび海浜を除いたもの〔1〕
- 住宅地面積および業務商業地面積は〔1〕における推定値〔1〕：(財)大阪科学技術センター、日本アイ・ピー・エム(株)、パートナーシッププログラム地域エネルギーシステム研究報告書Vol. 1, 1984. 9

\* 製造業管理部門を含む

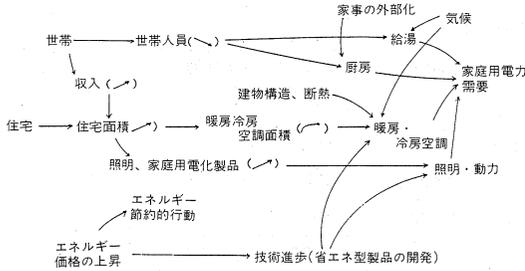


図-4 家庭用電力需要の決定メカニズム  
(一はマイナスの影響を表わす)

表 2 家庭用電力原単位説明変数の推移

		1975年		1980年	
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
所得	「千円/世帯・年」	2145	412	2258	337
価格	「円/kWh」	20.9	0	26.0	0
冷房度日	「℃・日」	444	80	208	91
暖房度日	「℃・日」	1061	157	1192	210
畳数	「畳/世帯」	25.6	6.5	28.7	7.0
室数	「室/世帯」	4.6	0.93	4.9	0.99
世帯人員	「人/世帯」	3.6	0.32	3.5	0.34
機器普及率	「%	53.8	0	94.3	0
人口密度	「人/ha」	49.4	47.2	48.9	43.4
住宅地密度	「ha/ha」	0.19	0.1	0.20	0.1
従業者密度	「人/km <sup>2</sup> 」	3681	5469	3572	3968
業務商業地密度	「ha/ha」	.033	.045	.031	.032

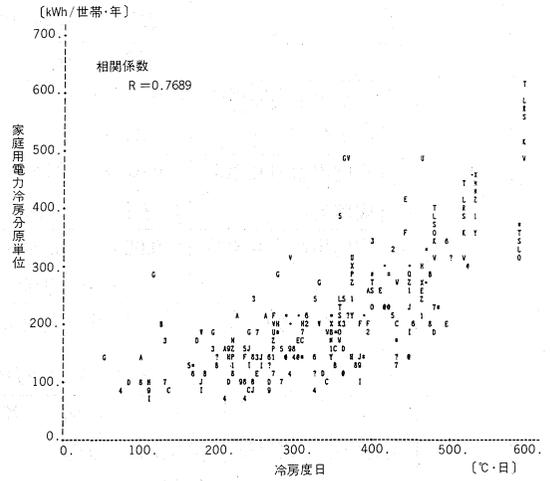
表 3 説明変数間の相関係数

	世帯人員	畳数	室数	人口密度	住宅地密度	従業者密度	業務商業地密度
世帯人員	1.00						
畳数	0.79	1.00					
室数	0.81	0.99	1.00				
人口密度	-0.75	-0.83	-0.86	1.00			
住宅地密度	-0.77	-0.88	-0.91	0.98	1.00		
従業者密度	-0.60	-0.55	-0.56	0.65	0.60	1.00	
業務商業地密度	-0.63	-0.63	-0.64	0.77	0.72	0.96	1.00

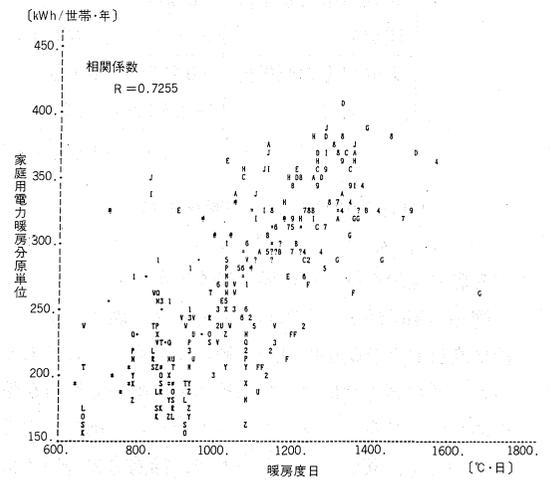
考えたもので、密度を表わすための土地面積のデータは、1976年度の土地面積メッシュデータから整備した。地場ダミー変数は織物業が地場産業として発達している地区では家庭用電力原単位が大きいかを考慮するために導入した。

冷房度日および暖房度日のデータは、近畿地域およそ120ヶ所の気象観測地点から、該当する地区の気温を最もよく表わしていると判断できる地点を選び、その月別平均気温より作成した。

表2はこれらの説明変数の値の分布の推移に関するデータを示した。世帯人員および都市化の指数については、データ期間中大きな時間変化がなかったといえる。表3は、データの期間(1974~1980)についての



(a) 冷房分と冷房度日



(b) 暖房分と暖房度日

図-5 家庭用電力使用目的別原単位の相関  
(図中の記号については図-6と同一)

説明変数間の相関係数である。

#### 4. 家庭用電力原単位の重回帰分析

##### 4.1 所得弾力性と価格弾力性

はじめに、よく用いられるフロー型のモデルによる分析結果を述べる。図-5は家庭用目的別原単位と、主な説明変数についての相関図である。冷房分と冷房度日、および暖房分と暖房度日には明らかな相関が認められる。そこで気温による違いを考慮に入れて、

$$D = kY^{\alpha} P^{\beta} DD^{\gamma} \dots \dots \dots (1)$$

ただし、D：世帯あたり需要

Y：世帯あたり所得

P：エネルギー価格

表4 所得弾力性と価格弾力性の推計

	所得	価格	冷房度日	暖房度日	定数項	決定係数
家庭用電力原単位 冷房分	0.2441 <2.60>	-0.3023 <-1.06>	0.8617 <14.99>		-0.6502 <-0.51>	0.6084
家庭用電力原単位 暖房分	-0.0912 <-1.96>	-0.8816 <-7.30>		1.1203 <21.38>	1.1935 <2.19>	0.6446
家庭用電力原単位 ベース分	-0.0200 <-0.59>	0.2488 <3.02>			7.0927 <19.79>	0.0352

・対数型線形モデル ・ < >内は t 値を示す ・ 1974~1980年度のデータ ・ 259 サンプル

表5 所得弾力性と価格弾力性の推計(短期)

	所得	価格	冷房度日	暖房度日	ラグ変数	定数項	決定係数
家庭用電力原単位 冷房分	0.0423 <0.57>	-0.6947 <-3.46>	0.6481 <15.10>		0.4568 <14.39>	0.9390 <1.00>	0.8198
家庭用電力原単位 暖房分	-0.0535 <-1.27>	-0.3385 <-3.20>		0.4617 <6.98>	0.6378 <12.55>	0.2445 <0.50>	0.7863
家庭用電力原単位 ベース分	-0.0264 <-2.53>	-0.1453 <-5.76>			0.9618 <43.60>	0.9867 <5.93>	0.9113

・対数型線形モデル ・ < >内は t 値を示す ・ 1974~1980年度のデータ ・ 213 サンプル

DD: 冷房度日および暖房度日

k,  $\alpha$ ,  $\beta$ , r: 定数

なる形で推定を行った結果を表4に示す。

図-5の相関図からも明らかであるが、表4において冷房度日および暖房度日の t 値は十分高く有意である。しかし所得弾力性については冷房分を除いて符号が整合的でなく有意な結果は得られていない。価格弾力性についても、暖房分だけが有意で、冷房分については t 値が低く、ベース分については符号が逆である。決定係数は低い<sup>注)</sup>。

次に表5は(1)式の説明変数に1期前の値を加えた場合の結果である。所得に関しては有意でないが、価格弾力性は有意な結果となっている。この結果からいわゆる調整速度  $1-d$ 、但し  $d$  はラグ変数の係数<sup>13)</sup>、を計算すると、冷房分が0.5432、暖房分が0.3622、ベース分は0.0382となりベース分の対応速度が極端に遅いことがわかる。

このように結果が十分整合的でないのは

- 1) データの期間がちょうど石油危機直後で、実質的に所得が減少した時期であること

注) 所得弾力性および価格弾力性について、地区をグループに分ける、1974~78、1978~80のように年度に分ける、所得弾力性をクロスデータから求めるなどの検討も行ったが、いずれの場合も整合性のある分析結果は得られていない。

- 2) もともと地区により消費性向が異なること

- 3) フロー型の需要関数は本来間接的な表現であって、エネルギー使用機器のストックがより直接的に需要に影響を及ぼしていること

などに原因があるものと考えられる。1)については、より長期間にわたるデータが収集できた時点で再び考察する必要がある。2) および 3) に関してはたとえば都市化の進行した地区と、田園地帯とではおのずから消費性向が異なっているであろうということや、図-4にみたようなメカニズムから考えても世帯人員や住宅の広さ等に大いに関係があるであろうということが認識される。これらについて、以下でいくつかの推計を試みる。

#### 4.2 都市化の指標による推計

ここでは、都市化の指標を説明変数に加えた場合の分析結果を示す。都市化の指標として使用したものは、表1に示されているように、人口密度、業務商業従業者密度および土地利用密度である。密度の計算の際の分母に、土地利用データのうちいかなるものを使用するかによって、異なった変数が定義できるが、表1に示した変数は筆者らの分析結果で相対的に良好な結果を与えたものである。他にも年齢別人口比などが考えられるが、予備的な分析ではとくに興味ある結果は得られていない。

分析の結果を表6に示す。冷房分については、人口

表6 所得弾力性と価格弾力性の推計(都市化の指標による調整)

		所得	価格	冷房度日	人口密度	従業者密度	定数項	決定係数
家庭用電力原単位 冷房分	(1)	-0.1729 <-1.87>	-1.4344 <-5.23>	0.4712 <7.25>	0.1942 <9.31>		7.6540 <5.41>	0.7081
	(2)	0.1702 <2.04>	-1.2070 <-4.41>	0.5648 <9.13>		0.2005 <8.44>	2.8764 <2.40>	0.6941
		所得	価格	暖房度日	人口密度	従業者密度	定数項	決定係数
家庭用電力原単位 暖房分	(3)	0.2319 <5.26>	-0.4283 <-4.26>	0.5426 <8.94>	-0.1366 <-12.87>		1.7802 <4.17>	0.7848
	(4)	-0.0262 <-0.65>	-0.5444 <-4.99>	0.7254 <11.96>		-0.1230 <-9.68>	3.3458 <6.48>	0.7404
		所得	価格	人口密度	従業者密度	地場ダミー	定数項	決定係数
家庭用電力原単位 ベース分	(5)	0.0524 <1.45>	0.2435 <3.12>	-0.0092 <-1.42>		0.1428 <5.00>	6.5698 <18.42>	0.1417
	(6)	0.0326 <0.96>	0.2443 <3.12>		0.00328 <0.41>	0.1548 <5.30>	6.6627 <18.93>	0.1355

・対数型線形モデル ・< >内はt値を示す ・1974~1980年度のデータ ・259サンプル

密度、業務商業従業者密度ともに有意であるが、前者の場合所得項がマイナスとなり、適切でない。価格弾力性は、表5から求められる長期弾力性の値に近い。暖房分については冷房分とは逆に人口密度を用いた場合所得項がプラスとなった。人口密度の係数はマイナスであり、人口密度が高くなると暖房分が減少するという解釈をした場合、常識的ではない。しかし人口密度は表2からもわかるように、データの期間中変化が少ない。したがってこの負号は、現状では田園地域の方が暖房分が大きいということを表わしているものと考えられる。

ベース分については、人口密度、業務商業従業者密度の両方とも有意ではない。価格弾力性も符号条件が整合的でない。地場産業ダミーだけが有意な結果となっている。以上の結果から冷房分および暖房分については都市化の指標を説明変数に導入したことにより、有意な推計式が得られたが、ベース分については満足できる結果が得られていない。

#### 4.3 ストックに関する指標による推計

4.1節でもふれたように、エネルギー使用機器のストックがエネルギー需要により直接的な影響を及ぼしており、所得による説明はむしろ間接的である。しかしながらエネルギー使用機器のストックに関する地区別のデータはないのが現状である。そこで、これらに密接に関連していると考えられる世帯人員あるいは住宅床面積を取り入れて分析を行った。また冷房分のス

トック変数であるルームエアコン普及台数については、近畿地域に関するデータがあるので、これも説明変数に取り入れることとした。表7に分析結果を示した。各変数について、t値は十分高く、決定係数もかなり高い。

まず冷房分についての式について考える。ルームエアコン普及率に関しては別に府県レベルのデータを収集して分析したが、結果的には近畿地域全体に関するデータの方が各変数のt値および決定係数が共に高く、表7では後者を採用している。表7の式で人口密度、業務商業従業者密度のほかにも、住宅地密度、業務商業地密度を用いたが、人口密度の説明力が最も高くなった。

つぎに暖房分についての結果では、まず都市化の指標となる変数に有意なものがなかったのが特徴である。世帯人員を用いた場合と畳数を用いた場合とでは、後者が各変数のt値ならびに決定係数ともにやや高い。

ベース分の結果では、価格項について有意な結果が得られなかった。畳数、業務商業従業者密度、地場ダミーあるいは、これらに所得項を加えた式は、各変数ともt値が高く、高度に有意であるが、決定係数は低い。これは図-2からもわかるように、ベース分は毎年着実に増加したが、これらの説明変数の中で期間中増加したものは畳数だけであるためと考えられる。ルームエアコン普及率は結果的にベース分の増加をよく説明しているがこれは種々の電力使用機器の普及状況の総合

表7 ストック関連および都市化の指標による推計(世帯あたり)

	所得	価格	冷房度日	機器普及率	人口密度	従業者密度	定数項	決定係数
家庭用電力原単位 冷房分		-1.3453	0.6315	0.6846	0.1511		2.3681	0.8231*
		<-6.38>	<12.65>	<13.07>	<10.54>		<2.66>	
		-1.1672	0.6977	0.6808		0.1691	0.6514	0.8059
		<-5.36>	<13.84>	<12.37>		<8.87>	<0.74>	
	0.1352	-1.1797	0.6959	0.6760		0.1653	-0.2894	0.8091
	<2.04>	<-5.45>	<13.88>	<12.34>		<8.69>	<-0.29>	
	所得	価格	暖房度日	世帯人員	畳数		定数項	決定係数
家庭用電力原単位 暖房分		-0.4355	0.6283	1.2022			1.0070	0.7447
		<-3.91>	<9.60>	<10.26>			<2.82>	
		-0.5033	0.5481		0.5294		1.5678	0.7901
		<-5.19>	<9.38>		<13.54>		<4.75>	
	0.0866	-0.4872	0.5140		0.5622		0.9822	0.7944*
	<2.29>	<-5.05>	<8.59>		<13.60>		<2.37>	
	所得	機器普及率	世帯人員	畳数	従業者密度	地場ダミー	定数項	決定係数
家庭用電力原単位 ベース分				0.4280	0.1179	0.1269	5.3840	0.3542
				<10.05>	<8.90>	<5.21>	<23.13>	
		0.1181		0.4720	0.1282	0.1518	4.2508	0.3932
		<4.04>		<11.03>	<9.78>	<6.21>	<11.79>	
	0.0449	0.3261		0.1734	0.0453	0.1448	5.0500	0.8143
	<2.72>	<23.95>		<6.47>	<5.63>	<10.69>	<24.93>	
		0.4020	0.5868		0.0551	0.1136	4.8228	0.8436*
		<34.78>	<9.91>		<8.38>	<9.23>	<33.68>	

・対数型線形モデル ・< >内はt値を示す ・1974~1980年度のデータ ・259サンプル  
 ・\*は図-6の推定値の算出に用いた式を示す

的な代理変数として作用したものと考えられる。ただし、将来予測を行うような場合、この変数の意味付けは困難である。

表7の結果を次のようなモデルで考察してみる。通常ストック変数を用いた場合、需要は(稼働率)×(技術効率)×(エネルギー使用機器台数)で表わされると考える。

そこで、これを

$$D/H = k_1 P^\alpha DD^\beta (KEL/H)^r \dots (2)$$

ただし、

D: エネルギー需要

P: エネルギー価格

DD: 冷房度日あるいは暖房度日

KEL: エネルギー使用機器のストック

H: 世帯

$k_1, \alpha, \beta, r$ : 定数

と表わす。近畿地域の場合Pは地域内で一定で、DDおよびKEL/Hで地区差を表わすこととなる。現状

ではKELについては、近畿地域全体に対するデータがあるだけで地区別のデータは整備されていないので、次のような仮定を設ける。

$$KEL/H = k' (KEL/H)^{\alpha'} IURB^{\beta'} \dots (3)$$

ただし

KEL/H: 近畿全体でのエネルギー使用機器のストック

IURB: 都市化の指標

$k', \alpha', \beta'$ : 定数

すなわち、都市化の指標によって各地区のストック量が推定できるという仮定である。(3)式を(2)式に代入することにより次式を得る。

$$D/H = k P^\alpha DD^\beta (KEL/H)^r IURB^{\beta r} \dots (4)$$

また

$$KEL/H = (KEL/FLA) (FLA/H) = (KEL/POP) (POP/H) \dots (5)$$

ただし

FLA: 床面積

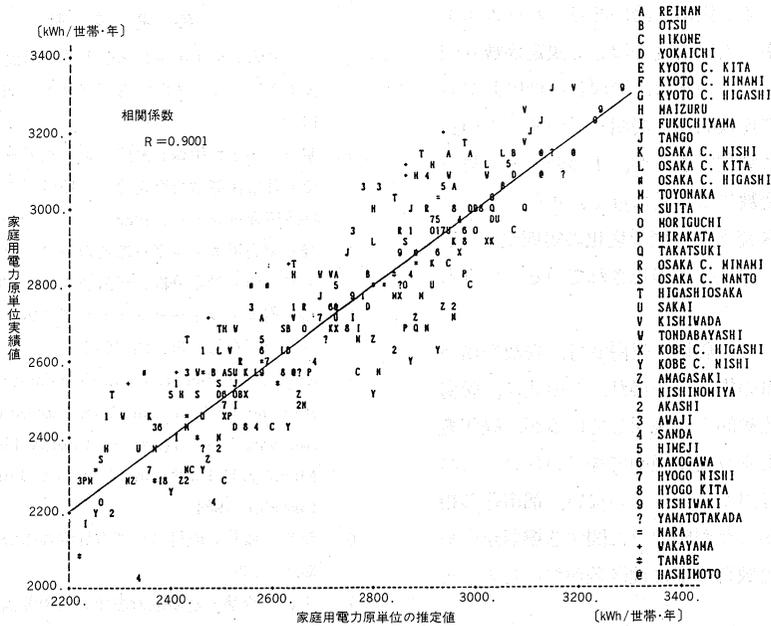


図-6 家庭用電力原単位推定式の検証

POP : 人口  
 なる恒等式が成立するので、(3)式のかわりに  

$$KEL/FLA = k' (KEL/FLA)^{\alpha'} IURB^{\beta'} \quad (6)$$
 あるいは  

$$KEL/POP = k' (KEL/POP)^{\alpha'} IURB^{\beta'} \quad (7)$$
 を仮定すれば

$$D/H = kP^{\alpha} DD^{\beta} \overline{(KEL/FLA)}^{\tau_1} \cdot IURB^{\tau_2} (FLA/H)^{\tau} \quad (8)$$

あるいは  

$$D/H = kP^{\alpha} DD^{\beta} \overline{(KEL/POP)}^{\tau_1} \cdot IURB^{\tau_2} (POP/H)^{\tau} \quad (9)$$

なる形の式が得られる。ただし —— を付した変数は近畿の平均値を表わす。

(4)、(8)および(9)式を基礎に表7の結果を考察する。冷房分については、 $\overline{KEL/H}$ としてルームエアコン普及率を、 $IURB$ として人口密度または業務商業従業者密度をとったものと考えることができる。所得項は(2)式では入らないが表7で有意であるのは、都市化の指標として作用し、地区差を表わしているものと考えられる。暖房分については、 $\overline{KEL/H}$ などに相当するデータはない。しかし世帯人員や畳数については高度に有意である。暖房用の電気器具はストーブやコタツなどで構成され、すでに十分普及しているものと考え、(8)式あるいは(9)式で $\tau_1 = 0$ 、 $\tau_2 = 0$ と考えることができ、これらの変数で地区差がかなりよく説明さ

れていると考えてよい。ベース分については、やはり $\overline{KEL/H}$ に相当するデータはない。しかし、(8)式あるいは(9)式のような考え方をすれば、ルームエアコン普及率が $\overline{KEL/FLA}$ あるいは $\overline{KEL/POP}$ の代理変数として作用したものと理解できる。 $\overline{KEL/H}$ 、 $\overline{KEL/FLA}$ あるいは $\overline{KEL/POP}$ に直接相当するデータ、あるいはそれを推計するメカニズムを考える必要があらう。

図-6に表7で\*を付した目的別原単位関数により目的別原単位を推定し、それらを合計した家庭用電力原単位推定値と実績値との散布図を示す。

### 5. むすび

近畿地域の地区別プーリングデータにより、家庭用電力目的別原単位の分析を試みた。その結果を要約すると以下ようになる。

- 1) 所得弾力性および価格弾力性については地区差を調整する変数として都市化の指標となる人口密度や業務商業従業者密度を用いた場合でも十分整合的な分析結果が得られていない。これは、データの期間が石油危機直後で、実質所得がほとんど増加せず推移した時期であったためとみられる。
- 2) 電力使用機器のストックに関係の深い世帯人員や住宅床面積を考慮して分析した結果は以下のとおりである。

イ) 冷房分について：価格、冷房度日、ルームエアコン台数普及率、人口密度を用いて決定係数 0.82 の推計式を得た。この式は、冷房分の地区差ならびに経年変化を比較的良く説明している。この式は種々の意味に解釈できるが、1つの有力な見方は、ストック変数による式に近く、ルームエアコンの台数の地区差とその経年変化の実態が、これらの変数により間接的に表現されているというものである。

ロ) 暖房分について：価格、暖房度日、畳数を用いて決定係数 0.79 の推計式を得た。この式は、暖房分の地区差を比較的よく説明しているが、経年変化についてはあまり良く説明できていない。この理由については良くわかっていない。都市化の指標は有意でなかったが暖房分に関する機器が十分普及し、その台数普及率に地区差がないためと推測される。

ハ) ベース分について：価格と世帯人員は有意でない。所得、畳数、業務商業従業者密度、地場ゲームを説明変数とした場合、各変数は高度に有意であるが、決定係数は 0.39 と低い。ベース分は毎年着実に増加しているがそれを説明する要因がとり込まれていないためである。ルームエアコン普及率を、電力使用機器のストックの代理変数とした場合、価格項は有意でないが、世帯人員は高度に有意となり、業務商業従業者密度と地場ゲームとで決定係数 0.84 の推計式が得られた。世帯人員や畳数が地区差を有意に説明していることがわかるが、経年変化を表わすために電力使用機器のストックを表わすデータが必要となる。

ここでは電力原単位をあらゆる普遍的な関数を推計することを試みたが、以上述べた結果から、経年変化の説明がかなり困難であったものの住宅、世帯関連の変数ならびに都市化の指標により地区差がかなりよく説明されることが明らかとなった。今後さらに地域格差に焦点をあてた分析を行うことが有意義であろう。

本研究は、(財)大阪科学技術センターと日本アイ・ビー・エム㈱が行ったパートナーシッププログラム「地域エネルギーシステム研究」において構築した地域情報データベースを用いて行ったものである。同プログラムにおいて熱心な協力を頂いた関係諸氏に感謝の意を表す。とくに鈴木正人氏は基礎データの整備に尽力された。ここに謝意を表す。

## 参 考 文 献

- 1) (財)日本エネルギー経済研究所；国民生活水準と民生用エネルギー需要に関する調査研究，NIRA NRS-79-11，1979
- 2) 室田，中上，伊藤；家庭用エネルギー需要について，理論・計量経済学会発表論文，1981「日本経済研究」日本経済研究センター，1983
- 3) 森；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
- 4) (財)省エネルギーセンター；省エネルギー型社会構造ビジョン調査報告書，昭和58年3月
- 5) 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
- 6) 服部，桜井；所得階層別電灯需要の分析，電力経済研究，No.18，1985
- 7) 小野，森清；夏期電力需要の気象要因分析，電力経済研究，No.18，1985
- 8) 辻，鈴木，青木，朴，鈴木；近畿における家庭用エネルギー消費原単位の分析，エネルギー・資源研究会第3回研究発表会講演論文集，No.30，昭和59年4月
- 9) 辻，鈴木，青木，鈴木；地区別民生用エネルギー需要の分析—近畿地域の例—，エネルギー・資源研究会，第2回エネルギーシステム・経済コンファレンス講演論文集 No.7-1，昭和60年1月
- 10) (財)大阪科学技術センター，日本アイ・ビー・エム㈱；パートナーシッププログラム地域エネルギーシステム研究報告書，全3巻，昭和59年9月
- 11) 室田，エネルギーの経済学，日本経済新聞社，1984
- 12) 大蔵省財政金融研究所研究部編，茅陽一チーム；エネルギーシステムの新しい展開，ソフトノミックス・フォローアップ研究会報告書，1986
- 13) 室田編；エネルギー，第II部第3章，教育社，1984