



家屋の断熱構造, 保有しているエネルギー消費機器も大きな要因である一方で, 機器の稼働率等は構成員のライフスタイルに大きく依存している. このため, 統計調査による分析方法も有用であると考えられる.

本報告では, 全国消費実態調査の1984年, 1989年, 1994年のマイクロデータを用い, 世帯の収入, 構成員の年齢, 就業状態等の要因について, 電力消費量に対する依存関係を分析した結果について報告する.

## 2. 分析対象となるデータと分析の背景

本研究では, 全国消費実態調査のリサンプリング・データを分析対象としている. 全国消費実態調査は, 総務省庁により5年毎に実施されている家計の消費支出, 耐久消費財保有量を中心とした調査で, 毎月実施されている家計調査を補完するものである. 調査は, 当該年の9月から11月の3ヶ月間について行われ, 調査期間における家計簿形式による支出内容及び, 世帯構成, 住居及び耐久消費財の保有状況が調査される. 単身世帯については, 調査期間はこれより短めにされている. 調査のサンプル数は4万~5万件と大規模で, この種の調査, 規模で唯一のものである. 調査結果は, 公表される以外は統計法の規定するところにより厳格に管理されているが, 今回はマイクロ統計データ活用研究会が作成したマイクロ統計データベースのリサンプリング・データを, 調査票の目的外使用承認を得て分析した. なお, リサンプリング・データは, データの一部を抽出して貸与されるもので, 利用可能であったサンプル数は, 世帯構成員が2人以上の世帯(普通世帯)について1万件程度である. 世帯毎の3ヶ月間の費目別支出の合計, 構成員の年齢等の特性が分析対象となる. 単身世帯は, 調査の上で別の扱いをされているため, 今回の報告では割愛する.

既報<sup>14)</sup>では, 1984年, 1989年, 1994年の調査を対象に電力エネルギーに対して, 世帯年収と年齢層別構成員の人数についての回帰分析を行った. その結果, 電力エネルギー消費量は, 通常考えられているように所得に依存することが確かめられた. しかし, 一方で年齢に関しては, 青少年期, 中年期, 高年齢期で異なる様子を示した. 5歳刻みの年齢別世帯人員に対する係数を検討すると, 10歳代前半までは年齢別世帯人員当たりの電力消費量に対応する係数は小さく, その後10歳代後半になると急激に係数が増大した. 一方で, 20歳代になると係数が一度減少する傾向が見られた. 20歳後半以降60歳前後までの中年期においては, 係数が次第に増加し, 60歳前後にピークを迎え, その後減少する傾向が見られた.

84年, 89年, 94年の結果を比較すると, 94年においては, 収入に対する係数の大きさが減少する一方で, 年齢別世帯人員に対する係数が増加する傾向が見られた. これは, 94

年においては, それ以前より収入に対する依存性が減少していることを意味する. 一方で, 年齢層別世帯人員に対する係数では, 中年期から高年齢期に移行して係数が減少し始めるのが遅くなることを示唆する形状を示していた. 84年と94年の間には国民生活上に大きな影響を与えたいわゆるバブル景気と呼ばれる, 86年11月から91年2月にかけての景気の拡張期とその崩壊<sup>16), 17)</sup>があった. このため, その前後においては, ライフスタイルの変化による消費構造の変化があった可能性がある.

今回の分析においては, 89年, 94年, 99年のリサンプリング・データを用いて, 94年に現れた現象が99年にも継続しているか, また年齢による係数が調査年度相互で変化しているか, 他の世帯の経済的な要因に対する依存関係はあるかについて, 電気料金支払額の分析を進めた. 線形回帰による分析を以下3節で報告し, 4節では年齢別世帯人員を変数とする平滑スプラインを導入した分析の結果を報告する.

## 3. 電力消費についての回帰分析

### 3.1 分析方法

3ヶ月間の電気料金の平均(合計額の1/3)を従属変数, 説明変数として住居面積, 世帯年収, 構成員の年齢を主要な独立変数とし, これに加えて, 住居の構造, 住居の所有関係, 貯蓄・負債の金額を説明変数に取り入れたときのパラメータの変動を線形回帰を行い検討した. 世帯人員については, 全体の人数に加え, 5歳刻みの年齢区分に属する人数を説明変数として用いた. 1歳刻みのデータに基づく分析は, 4節で報告する. 既報<sup>14)</sup>においては, 線形型のモデルに加え対数型のモデルについての考察を行った. 決定係数の値を比較すると, 対数型のモデルの方が当てはまりが良いという結果が得られた. しかしながら, 今回の分析では年齢別世帯人員の分析等を行っており, 対数型のモデルより線形型のモデルの方が世帯人員の年齢別の分解の意味が明瞭であること, 線形型のモデルでも回帰式の統計的有意性の目安であるF値が十分に大きいことから, 線形のモデルを用いる.

世帯年収については, 非線形性の可能性を考慮し全体を8階級に分け, 一番収入が低い階級を基準として他の階級についてダミー変数を導入した. 分割は, 年収1千万円未満においては200万円刻みに5階級, 1千万円以上については, 1,250万円, 2,500万円を3階級とした.

### 3.2 世帯人員等に対する回帰と経年変化の検討

エネルギーの消費量において, 世帯人員の与える影響は大きい. 既報<sup>14)</sup>では, 84年, 89年に比べ, 94年において収入による影響が緩和され, 世帯人員に関する係数が増大している傾向が見られた. この変化が, 99年に継続しているか分析する. 住居面積, 世帯年収, 世帯人員, フルタイム

表1 住居面積, 年収階級, 就業/学人数による回帰

	1989年			1994年			1999年		
	係数	標準誤差	t値	係数	標準誤差	t値	係数	標準誤差	t値
(定数項)	2,250.7	256.7	8.77 **	2,554.0	369.5	6.91 **	2,277.0	313.2	7.27 **
住居面積	12.9	0.6	20.91 **	17.5	0.8	22.58 **	9.7	0.5	17.79 **
所得ダミー (年収 200-400 万円)	842.7	255.8	3.29 **	261.6	374.0	0.70	835.3	313.7	2.66 **
所得ダミー (年収 400-600 万円)	1,253.0	254.6	4.92 **	985.6	366.4	2.69 **	1,369.4	307.5	4.45 **
所得ダミー (年収 600-800 万円)	1,976.5	261.1	7.57 **	1,619.8	370.6	4.37 **	2,238.2	314.1	7.13 **
所得ダミー (年収 800-1,000 万円)	2,741.5	275.5	9.95 **	2,533.1	379.0	6.68 **	2,938.9	322.9	9.10 **
所得ダミー (年収 1,000-1,250 万円)	3,492.8	291.5	11.98 **	3,301.4	389.6	8.47 **	4,117.5	332.7	12.37 **
所得ダミー (年収 1,250-2,500 万円)	5,254.7	308.3	17.04 **	5,097.0	396.7	12.85 **	5,113.5	339.3	15.07 **
所得ダミー (年収 2,500 万円 以上)	7,191.8	567.8	12.67 **	7,917.7	647.3	12.23 **	7,126.2	595.6	11.96 **
世帯人員	720.7	46.3	15.55 **	1,373.3	61.0	22.51 **	1,611.1	57.9	27.82 **
学生人数	-154.3	56.3	-2.74 **	-612.5	71.9	-8.52 **	-736.8	68.3	-10.78 **
フルタイム勤務者人数	-814.0	60.3	-13.50 **	-1,174.2	73.8	-15.92 **	-894.9	70.5	-12.68 **
パートタイム勤務者人数	-318.5	121.8	-2.61 **	-761.0	119.1	-6.39 **	-552.9	103.5	-5.34 **

89年 n: 10138 決定係数: 0.20 F値/F検定自由度: 212.3/(12,10125); 94年 n: 10061 決定係数: 0.24 F: 260.5/(12,10048); 99年 n: 9856 決定係数: 0.25 F: 267.2/(12,9843)

勤務の就業人員, パートタイムとしての就業人員, 学生人数を説明変数とした回帰を実行した. なお, 通学していて, かつ就労している場合, パートタイムとして就労している場合は学生として, フルタイムで就労している場合は就労側に数え, 二重計算を避けた. 表1は, 89年, 94年, 99年の調査データに基づく住居面積, 年収階級, 世帯/就労/就学人員による電気料金の回帰計算による係数である. t値の欄に5%有意の場合星印を1つ, 1%有意の場合星印を2つを付した(表2においても同様). 世帯年収に対するダミー変数に対する係数は, 他の条件が同一であるときに年収200万円以下の場合と比較した電気料金支払額の増分の推定値となる. 99年の結果では, 年収1,000万円以下の範囲では, 世帯年収が200万円多い分類に対して700~800円/月程度支払額が増大している. 100万円当たり年間5,000円程度と所得の増加に占める比率は小さいが, 所得が増大すると支出が増えるという傾向は一貫している. 住居面積が広いほど, また世帯人員が多いほど電気料金は多くなる. 在宅時間に影響を与える要因となり得る就学人数, 就業人数は, 符号が負でt値が有意となっている. 数値の大きさはフルタイムの就業が絶対値が一番大きく, 89年においては, ほぼ世帯人員の増を打ち消す程度の大きさを持ち, パートタイム就労, 就学の順に係数の絶対値が小さくなっている. この傾向は, 94年, 99年のデータについても同様に見られ, 有意性は保たれていた. 住居面積, 所得については相互に関係があるとも考えられるが, t値が十分に大きく, 住居面積に対する符号が正で, 所得ダミーに対する係数が所得が増加するに従い大きくなるため, 相関を考慮してもなお, 住居面積, 所得の両者共に電気料金への影響をもつと考えられる.

表1の係数の調査年毎の差異を比較すると, 収入に対する係数は, 89年と94年の間では, 有意性についての検討を要するものの, 上位以外の階層においてわずかに減少する

傾向が見られる. 一方, 99年における係数は, 所得が高い階層においてはあまり変化が見られず, 中間層において係数が増加しており, むしろ89年の結果に近くなった. 所得依存性は, 既報<sup>10)</sup>では, 94年はそれ以前より所得弾力性が小さくなる可能性を示唆していたが, 今回の分析からは, 94年に所得弾力性の減少が起こった可能性がある一方で, 99年における傾向は89年以前に似ているという結果が得られた. 一方, 世帯人員に対する係数は, 一貫して増加しているため, 各世帯人員当たりの電力の消費量は増加しつつあることになる. 一方で, 定数項については変化が小さく, 世帯単位で用いる機器の利用による電力消費の変化は小さかったと考えられる.

### 3.3 住宅・貯蓄負債に関する要因等を考慮した分析

表2に年齢層別世帯人員, 住居の構造, 住居の所有関係, 及び貯蓄, 負債, 住居及び土地に関する負債(負債の内数)に関する変数を加えた回帰計算の結果を示す.

ここで, 住宅の構造については戸建て住宅を基準とし, 長屋建て, 共同住宅(1・2階建), 共同住宅(3階建以上), その他に該当する世帯に対しては, ダミー変数を割り振って回帰を行った. また, 住居の所有関係は, 自己所有, 賃貸, 給与住宅の3分類とし, 自己所有を基準とし, 後二者に対してダミー変数を導入した. 年齢層別世帯人員の係数は, 10歳代前半までは小さく, 20歳代以降は若干の上下があるものの60歳代まで上昇傾向にある. 説明変数として, 住居面積, 世帯年収, 構成員の年齢構成, 地域, 都市階級, 住居の構造を用いた場合には, 共同住宅についてt値は有意であったが, 住居の所有形態を加えると有意性は失われた. 一方, 所有形態が賃貸及び給与住宅に対するダミー変数への係数は負で, t値は有意であった. 住居の構造(共同住宅)の係数の有意性が失われたのは独立変数間の相関の存在によるものと考えられる. 熱収支の計算等により, 共同住宅は戸建住宅に比べエネルギー消費量が少ない傾向に

表2 住宅の構造, 所有関係, 貯蓄負債の検討 (99年)

	係数	標準誤差	t値
(定数項)	1,171.414	352.86	3.32 **
住居面積	7.334	0.58	12.60 **
所得ダミー (年収 200-400 万円)	722.681	305.86	2.36 *
所得ダミー (年収 400-600 万円)	1,035.682	302.34	3.43 **
所得ダミー (年収 600-800 万円)	1,487.430	310.33	4.79 **
所得ダミー (年収 800-1,000 万円)	1,660.268	320.54	5.18 **
所得ダミー (年収 1,000-1,250 万円)	2,553.171	331.26	7.71 **
所得ダミー (年収 1,250-2,500 万円)	3,245.831	339.12	9.57 **
所得ダミー (年収 2,500 万円 以上)	5,521.944	622.40	8.87 **
年齢別世帯人員 0~4歳	702.493	110.05	6.38 **
年齢別世帯人員 5~9歳	423.222	100.78	4.20 **
年齢別世帯人員 10~14歳	832.756	101.31	8.22 **
年齢別世帯人員 15~19歳	1,412.378	105.73	13.36 **
年齢別世帯人員 20~24歳	1,420.051	119.27	11.91 **
年齢別世帯人員 25~29歳	1,378.862	111.84	12.33 **
年齢別世帯人員 30~34歳	1,404.417	120.37	11.67 **
年齢別世帯人員 35~39歳	1,655.311	125.05	13.24 **
年齢別世帯人員 40~44歳	1,802.991	133.87	13.47 **
年齢別世帯人員 45~49歳	1,697.943	126.88	13.38 **
年齢別世帯人員 50~54歳	1,673.389	123.33	13.57 **
年齢別世帯人員 55~59歳	1,892.682	116.83	16.20 **
年齢別世帯人員 60~64歳	2,093.482	114.70	18.25 **
年齢別世帯人員 65~69歳	1,920.001	115.86	16.57 **
年齢別世帯人員 70~74歳	1,763.649	128.44	13.73 **
年齢別世帯人員 75~79歳	1,952.682	167.28	11.67 **
年齢別世帯人員 80歳以上	1,692.260	147.15	11.50 **
地域ダミー (関東)	1,502.800	153.50	9.79 **
地域ダミー (北陸・東海)	1,398.254	171.60	8.15 **
地域ダミー (近畿)	2,506.410	173.52	14.44 **
地域ダミー (中国・四国)	1,874.337	193.30	9.70 **
地域ダミー (九州・沖縄)	1,439.895	184.47	7.81 **
都市階級ダミー (人口15万未満の市)	-292.077	110.71	-2.64 **
都市階級ダミー (郡部)	-260.915	128.28	-2.03 *
住居構造ダミー (長屋建て)	-671.731	292.36	-2.30 *
住居構造ダミー (共同住宅 1・2階建)	-355.007	269.06	-1.32
住居構造ダミー (共同住宅 3階建以上)	-722.616	160.72	-4.50 **
住居構造ダミー (その他)	2,603.445	1,422.60	1.83
住居所有関係ダミー (賃貸)	-921.009	170.41	-5.40 **
住居所有関係ダミー (給与住宅)	-939.343	265.54	-3.54 **
貯蓄現在高 (万円)	-0.043	0.03	-1.54
負債現在高 (万円)	0.464	0.11	4.33 **
うち住宅・土地のための負債 (万円)	-0.203	0.11	-1.77

データ数: 9856 決定係数: 0.29 F値: 98.17\*\* 自由度: (41,9814)

あるといわれているが、ここでの結果は住居の所有形態、ひいては家計の経済状態が電気料金に影響を及ぼしている可能性を示唆している。住居の構造と所有形態は関連性が深いので詳しい分析が待たれる。

貯蓄、負債及び家屋土地に関わる負債 (内数) の額 (1万円単位) を説明変数に加えると、調査年により若干の差異があったが、貯蓄に関しては符号が正 (89年, 94年はt値が有意, 99年は符号が反転し有意性なし)、負債に関しても符号が正 (89年は有意性なしの一方, 94年, 99年はt値が有意) という傾向があった。一方、土地家屋に関する債務の内数に対する係数は、安定していなかった。貯蓄、負債両方に対する符号が正であるということは、両者の差である実質的な資産よりも、経済活動、ひいては日常生活の活発さが電力消費に影響している可能性を示唆している。

4. 電力消費の年齢依存性についての検討

前節表2では、5歳刻みの年齢別世帯人員を説明変数に取り入れて電力消費に対する年齢依存性の抽出を試みた。調査においては1歳刻みの年齢が記録されているため、年齢に対する依存関係の分析を進めるためには、さらに細か

い刻みに基づく分析が望まれる一方で、通常の線形回帰で1歳刻みの年齢別世帯人員を変数に取り入れようとするとパラメータ数が膨大となり、推定誤差が増大する。年齢が消費行動に与える影響はある程度の連続性を持っていることが予測される。このため、平滑スプラインによる回帰を行うことにより、1歳刻みの情報を生かした分析を行うことを試みた。通常の線形回帰が、二乗誤差  $L_0$

$$L_0 = \sum_i (\hat{y}_i - y_i)^2 \dots\dots\dots (1)$$

を最小にするようにパラメータを推定するのに対し、ここでは、パラメータの変化率に対応する二階差分に対するペナルティー項を第2項として加えた評価関数  $L$

$$L = \sum_i (\hat{y}_i - y_i)^2 + \lambda \sum_j (\beta_{2,j-1} - 2\beta_{2,j} + \beta_{2,j+1})^2 \dots\dots\dots (2)$$

を最小にするように推定を行った。ここで、 $y_i$ は観測された従属変数の値 (ここでは、電気料金支払額)、 $i$ はデータの一連番号、 $\hat{y}_i$ は回帰式での対応する値を独立変数  $x_i$ により予測した値

$$\hat{y}_i = x_i \beta, \dots\dots\dots (3)$$

$\lambda$ はペナルティー項の重みを表す係数である。また、 $\beta_{2,j}$ はベクトル  $\beta$ のうち平滑対象となる部分の要素で、ここでは1歳刻みの年齢別世帯人員である。推定における計算は、通常の回帰式と類似の線形方程式を解くことに帰着される。

図1に、説明変数として年収階級、住居面積及び1歳刻みの年齢別世帯人員により1999年の電気料金に対する推定をいくつかの  $\lambda$  に対して行ったときの、年齢別世帯人員に対する係数の値の例を示す。  $\lambda$  の値を変化させることにより、推定される曲線の曲がり具合が変化し、  $\lambda$  を大きくするに従って平滑が強くなり確率的なばらつきが減少する一方でバイアスが大きくなる。図2に、89/94/99年の各調査のデータについての同様の計算結果を示す。  $\lambda$  の値としては、曲線の値の誤差を小さくするという基準による評価指標であるPSS (Prediction Sums of Squares) により選択された値によるものと、これより若干大きな  $\lambda$  によるものをそれぞれ細線、太線でプロットした。PSSにより選択された曲線においては、10歳代後半において係数が増大した後、20歳を過ぎると一度値が減少している。その後50~60歳程度まで値が増大し、60歳を過ぎると値が減少していくカーブをどの年も描いている。一方、60歳程度以降での値の減少の開始年齢は89年, 94年, 99年にかけて後ろに移動している傾向がある。これをより明瞭にするため  $\lambda$  を大きくした推定も行い太線で重ねてプロットした。曲線の形の推定という点では、  $\lambda$  を大きくすることはバイアスの増大という犠牲が伴う一方で、傾向の主たる要因の抽出のために有効であると考えられる。得られた曲線は、細かい凸凹

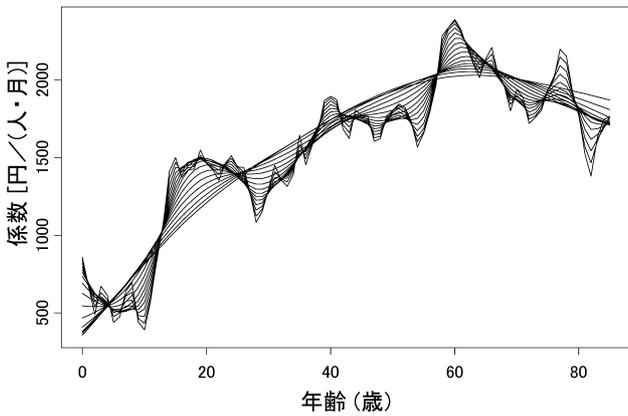


図1 電気代への係数 (1999年)

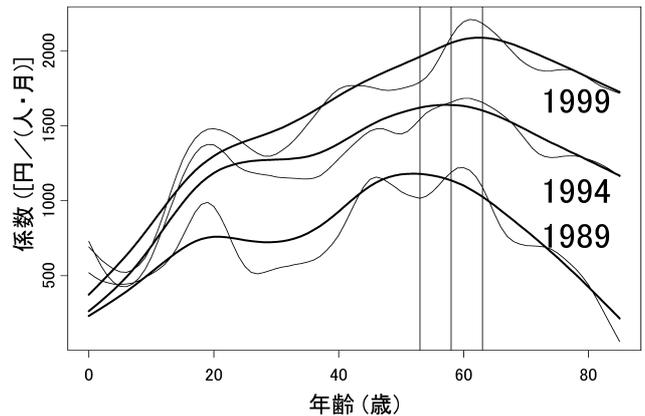


図2 電気代への係数 (1999年)

がなだらかになって、60歳近辺のピークが明瞭となっている。図中に53/58/63歳の位置に縦線を引いた。この図からは、ピーク位置が5年程度ずつ後ろにシフトしていることが読みとれる。調査年が5年ずれると、調査対象の母集団には流入、流出があるものの大部分が5歳年齢が大きくなる。いずれも、電力料金に対する係数がピークに達するのが1936年生まれのコーホートに対応しており、このような結果となるのは世代間におけるライフスタイルに対する考え方の差がエネルギー使用量に大きく影響しているものと考えられる。

年齢別の係数に関しては、年齢により在宅時間等の生活パターンが変化しているということも原因の一つとして考えられる。表1の結果も就労/就学状況が電気料金に大きな影響を及ぼしていることを示唆している。しかしながら、就労/就学状態のみでは、世代間の差異の説明は困難である。NHK放送文化研究所による生活時間調査<sup>18)</sup>によると、電力使用量に大きな影響を及ぼすと考えられる起床在宅時間は、有職者(平日平均6<sup>h</sup> 21<sup>m</sup> [時間] 21<sup>m</sup> [分], 以下同様)、無職者(12<sup>h</sup> 00<sup>m</sup>)で差が大きいものの、年齢別分類においては20歳代(6<sup>h</sup> 19<sup>m</sup>)、30歳代(7<sup>h</sup> 05<sup>m</sup>)、40歳代(7<sup>h</sup> 33<sup>m</sup>)、50歳代(7<sup>h</sup> 28<sup>m</sup>)、60歳代(10<sup>h</sup> 11<sup>m</sup>)、70歳以上(12<sup>h</sup> 10<sup>m</sup>)となっており、20歳代は短く、60歳以上は長い傾向がある。従って、20歳代に係数の減少が見られるのは平均的な在宅時間が短いことも一つの要因であると考えられる。一方、60歳以上の係数が減少していく傾向は、在宅時間だけでは説明できない要因もあることを示唆している。

5. まとめ

世帯のエネルギー消費出費目について、世帯年収、構成員の年齢、就学就労状態、住居の要因について回帰分析を行い、説明変数の影響について検討を行った。また、係数の経年変化の検討をした。就業・就学している構成員は、そうでない構成員に比べ電気料金に対する影響が小さくなっており在宅時間の影響だと考えられる。住居の構造も電

気代に影響を及ぼしていることが確認された。世帯人員に係わる係数は、分析対象である89年から99年にかけて増加を続けており、世帯単位でなく個人単位で用いる機器利用による電力消費は増加していると考えられる一方で、世帯単位での機器利用は、これに対応する定数項の変化が小さいことから、必ずしも増加していないと推定された。世帯年収に関する係数は、94年に減少する可能性が考えられたが、99年については89年と同様な傾向を持っており大きな変化は検出されていない。

エネルギー消費項目を含む消費支出の金額について、構成員の年齢、世帯年収、住居面積を変数とし構成員の年齢について平滑を行う回帰分析を行った。その結果、電気料金を含む一部の支出項目にコーホートの効果が検出され、出生が1930年代以前の世帯員は、それ以後の世帯員に比べ、電力消費が少ないという傾向が検出された。分析結果からのみ結論付けるのは危険であるが、世代間のライフスタイルの差が現れているものとも考えられる。

謝辞 本研究において使用した全国消費実態調査のマイクロデータは、日本学術振興会の平成15年度科学研究費補助金(研究成果公開促進費)の交付を受けて、マイクロ統計データ活用研究会(代表:井出満大阪産業大学経済学部教授)が作成された「マイクロ統計データベース」のデータ(全国消費実態調査のリサンプリング・データ)である。

本研究遂行のため、マイクロ統計データベースの使用に当たっては、全国消費実態調査調査票の目的外使用承認を得ている。総務省統計局及び独統計センターの関係各位並びにマイクロ統計データ活用研究会事務局の方々には多大なお世話を頂いた。記して謝意を表する。

参考文献

- 1) 科学技術庁資源調査会編;家庭生活におけるエネルギー有効利用, (1994), 大蔵省印刷局.
- 2) 加賀城俊正, 中村哲, 工藤拓毅;類型化世帯モデルによる家庭用エネルギー消費変化の分析, 第13回エネルギーシステム・経済コンファレンス講演論文集, (1997), 219-224.

- 3) 辻毅一郎, 佐伯治; 電力日負荷曲線生成のためのボトムアップシミュレーションモデル, 第14回エネルギーシステム・経済・環境コンファレンス講演論文集, (1998), 239-224.
- 4) 井口貴司, 井上英俊, 村越千春, 西田和宏, 藤原智史; 北海道における家庭用エネルギー調査(1)-エネルギー消費と生活モードに関する実態調査結果-第9回エネルギーシステム・経済コンファレンス講演論文集, (1993), 131-136.
- 5) 村越千春, 井上英俊, 井口貴司, 西田和宏, 室田泰弘; 北海道における家庭用エネルギー調査(2)-照明・動力・その他用エネルギー消費の解析-第9回エネルギーシステム・経済コンファレンス講演論文集, (1993), 137-142.
- 6) 中田道子, 橋口由岐子, 長谷川百合, 武藤恵美子, 村上明子; エネルギー消費とライフスタイル, 第9回エネルギーシステム・経済コンファレンス講演論文集, (1993), 121-124.
- 7) 倉田修; 家庭のエネルギー消費パターンの計測, 機械研ニュース1999年12月号, (1999), 7.
- 8) 倉田修, 高橋三餘, 長谷川裕夫; 家庭のエネルギー消費パターンの計測, 平成11年7月機械技術研究所研究発表予稿集, (1999), 34.
- 9) 石野友夫; 家庭用暖房需要と気温の関係~灯油と電力の競合を考える~, 第9回エネルギーシステム・経済コンファレンス講演論文集, (1993), 125.
- 10) 佐野史典, 鈴東新, 上野剛, 佐伯修, 辻毅一郎; 住宅用途別エネルギー消費日負荷曲線の推定-関西文化学術研究都市における計測調査報告(その1), エネルギー・資源, 24-5 (2003), 347-353.
- 11) 上野剛, 佐野史典, 佐伯修, 辻毅一郎; 実測に基づく住宅用エネルギー消費情報提供システムによる省エネルギー効果, エネルギー・資源, 25-5 (2004) 347-353, 同(その2) エネルギー・資源, 25-6 (2004) 421-427.
- 12) 助省エネルギーセンター; 平成13年度省エネルギー設備等導入促進情報公開対策等事業「住宅におけるエネルギー使用に係る実態調査事業及び情報提供事業」成果報告書, (2002). (株)ヒューマンスペース, 矢崎総業(株), イセツト(株), (株)日本リサーチセンター; 同(2002). (株)エヌ・ティ・ティ ネオメイト中国; 同(2002).
- 13) 青柳みどり, 森口祐一, 近藤美則, 清水浩; 家計のエネルギー支出の特性について, エネルギー・資源16-6, (1995), 615-623.
- 14) 野村昇, 大矢仁史; 世帯の構成員年齢と電力エネルギー消費, 日本エネルギー学会誌, 80, 8, (2001), 727-735.
- 15) 中村昌広, 乙間末廣; 家計消費に由来する二酸化炭素発生量-世帯属性による差に着目して-, 環境科学会誌, 17, 5, (2004), 289-401.
- 16) 内閣府経済社会総合研究所, 景気基準日付 <http://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/041112hiduke.html>. (アクセス日2004.3.7)
- 17) 経済企画庁, 平成11年度年次経済報告書, <http://www5.cao.go.jp/j-j/wp/wp-je99/wp-je99-001m1.html>. (アクセス日2005.5.13)
- 18) NHK放送文化研究所; データブック 国民生活時間調査2000《全国》, (2001), 日本放送出版協会.

## 公 募

## 「九州大学教員公募」

1. 公募人員：教授 1 名
2. 所属部門：大学院総合理工学研究院,  
エネルギー理工学部門
3. 研究教育内容：水素とトリチウムの移動現象を中  
心としたエネルギー化学工学分野
4. 就任時期：採用決定後できるだけ早い時期
5. 応募資格：博士の学位を有する者。
6. 選考方法：提出書類にもとづいて選考し、必要に  
応じて面接を行う。
7. 提出書類：
  - (1) 履歴書
  - (2) 発表論文リスト
  - (3) 研究業績概要 (2000字程度)
  - (4) 就任後の抱負 (2000字程度)
  - (5) (推薦者があれば、その所属と連絡先を記載し  
た) 推薦書
8. 公募締切：平成18年 2 月28日
9. 書類送付先, 問い合わせ先：
 

九州大学大学院総合理工学研究院,  
エネルギー理工学部門  
教授 清水昭比古  
〒816-8580 福岡県春日市春日公園 6 - 1  
電話, FAX : 092-583-7601  
E-mail : shimizu@ence.kyushu-u.ac.jp