



RIETI Discussion Paper Series 07-J-028

電力需要関数の地域別推定

秋山 修一
釧路公立大学

細江 宣裕
政策研究大学院大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

電力需要関数の地域別推定

2007年6月30日

秋山修一・釧路公立大学†

細江宣裕・政策研究大学院大学‡

要旨

これまでの日本の電力市場改革に関する議論においては、電力市場を特徴付ける最も重要な要素の1つである需要の価格弾力性について、たとえば、0.1 やゼロといった非常に小さい値が先験的に仮定されてきたが、その仮定の妥当性について検証されたことはほとんどなかった。本稿では、日本国内の電力需要関数を地域別に推定し、電力需要の価格弾力性を計測した。その結果、地域別の価格弾力性は、短期では0.06627から0.32551の間、長期では0.11326から0.69075の間にあり、都市部よりも地方部の方が相対的に高い傾向があることがわかった。先験的に仮定された0.1のような弾力性に関する仮定については、日本全体を集計して考える場合には一定の妥当性はあるものの、この仮定を地域別の分析に当てはめることや、さらに小さい0.01 やゼロという値を仮定することには問題があることが示された。

JEL Classification Number: Q41, L94, R15

キーワード: 電力需要関数, 価格弾力性, 地域別需要

† 085-8585 北海道釧路市芦野 4-1-1, e-mail: akiyama@kushiro-pu.ac.jp

‡ 106-8677 東京都港区六本木 7-22-1, e-mail: nhosoe@grips.ac.jp

Regional Electric Power Demand in Japan

Shu-ichi Akiyama, Kushiro Public University

Nobuhiro Hosoe, National Graduate Institute for Policy Studies

Abstract

In assessment and review of regulatory reforms of electric power market, price elasticity is one of the most important parameters which characterize the market. However, people have seldom estimated the elasticity for Japan but have just assumed it as small as 0.1 or zero without examining empirical validity of such a priori assumptions. We estimated regional power demand functions for nine regions to quantify the elasticity and found short-run price elasticity be 0.06627–0.32551 and long-run price elasticity be 0.11326–0.69075. Inter-regional comparison of our estimation results suggests price elasticity in rural regions is larger than that in urban regions. Popular assumptions of small elasticity like 0.1 could fit for Japan's aggregate power demand but would not fit for power demand functions focusing on respective regions. Furthermore, assumptions with smaller elasticity values like 0.01 and zero could not be statistically supported.

JEL Classification Number: Q41, L94, R15

Keywords: power demand function, price elasticity, regional demand

1. はじめに

電力産業は発電や送配電設備などに大きな固定費用を必要とする一方で、その可変費用は比較的小さい典型的な装置産業である。そのために強い自然独占性を持つと考えられ、規制当局は、一般電気事業者と呼ばれる電力会社に対して独占的な経営を許可する代わりに電気料金への公正報酬率やユニバーサル・サービスとしての供給義務等の規制を課してきた。こうした手法は、規模の経済性が大きく、かつ電力会社の費用構造を外部から正確に把握することが可能な場合には有効である。しかし、この前提が実際に成り立つとは限らない。例えば、近年の技術進歩は小型でも高効率な火力発電を可能とし、発電分野における規模の経済性を消滅させつつある。また、規制当局が電力会社の真の費用構造を正確に把握できる保証はない。このとき、独占による(潜在的)競争圧力の欠如は X 非効率と呼ばれる経営上の非効率をもたらすし、公正報酬率規制は Averch=Johnson 効果と呼ばれる過剰な資本投入を誘発する¹。

欧米では、規制緩和によって市場での競争を促進することで、独占による非効率を改善しようとする試みが既に1990年代には始まっていた。こうした規制緩和は、資源の効率的な配分をする責任と権限を規制当局から市場に移すものである。しかしながら、ただ市場に任せれば良いということではなく、規制緩和が市場参加者の行動をどのように変化させるのか、なかんずく、大きな市場占有率をもった電力会社が、独占力を行使して市場を歪めることがないか監視する必要がある。そのためには、規制当局が市場動向を把握できるだけの十分な情報を持っていないから

¹ Averch and Johnson (1962)参照。

ず蓄積されてきている。

一方、日本においても 1990 年代以降の長期的な経済低迷の中で、経済の構造改革が議論されるようになった。その一環として、それまで地域独占とされていた電力市場においても様々な規制改革が検討され、一部はすでに実施されてきた。しかし、そうした議論の根拠とされたものの多くは海外における研究成果や先行事例であり、日本の電力市場に関する分析が十分になされてきたとはいえない。海外の先行事例から多くの教訓を得ることは重要ではあるが、それがそのまま日本に当てはまるという保証も無い以上、日本独自の電力需給構造や電力ネットワーク、規制や制度等を考慮した分析が必要とされる。とくに、実際に規制改革を実施した場合の影響を議論するためには、シミュレーション等による定量的分析は不可欠である。その際に問題となるのは、電力需要の価格弾力性などの市場構造を特徴づける係数の値である。ここにどのような仮定を用いるかによって、シミュレーションの結果が大きく左右される。この重要性がしばしば指摘される一方で、実際の分析で用いられる価格弾力性の値は 0.1 や 0.01、あるいはゼロといった、分析者の直感に基づく先験的な仮定に依拠したものが多い。

需要の価格弾力性に関する検討も欧米では広く行なわれている。ただし欧米では、自由化の恩恵が小規模需要家、とくに一般家庭にまで及んだか否かに関する議論が 1 つの焦点になっており、その種の分析の多くが家庭用を中心とするいわゆる電灯需要を対象としている。その一方で、日本における小売部門の自由化は、2000 年に工場やオフィス・ビル等の大規模需要家向けの特別高圧供給について開始され、自由化の範囲がその後の数年をかけて高圧供給にまで順次拡大されてきたものの、一般家庭等の小規模需要家向けの市場における自由化の是非については、ようやく議論の緒に就いたばかりである。したがって、日本の当面の電力自由化について考察するに際に重要なことは、

家庭用の電灯需要ではなく産業用や商業用といったいわゆる電力需要に関する議論である²。

そのような視点で見ると、産業用や商業用の電力需要を対象としている研究は実はそれほど多くはない(表 1)。この分野を対象とした研究としては、Anderson (1971), Mount *et al.* (1973), Pindyck (1979)などがあり、これらの推定結果はしばしば先験的に仮定される値と近い³。一方で、近年では Hisnanick and Kyer (1995)や Kamerschen and Porter (2004)がアメリカの時系列データを用いて、それぞれ需要の価格弾力性について 0.185、あるいは 0.34 から 0.55 との推定結果を得ており、これらは先験的に仮定される値よりも大きい。

日本の電力需要に関しては、Pindyck (1979)が時系列データを用いて 10 ヶ国のエネルギー費用関数を推定する際に、その中のエネルギー構成要素の 1 つとして電力需要を分析して、電力需要の価格弾力性が 0.12 であるとしている。Matsukawa *et al.* (1993)は、地域別データを用いて日本の電力需要を推定した数少ない論文のひとつである。そこでは 1980 年から 1988 年の沖縄を除く 9 電力会社についてのプールド・データを用いて製造業のエネルギー需要関数を推定し、電力需要の自己価格弾力性が 0.63 であることを示している⁴。この他、内閣府(2001)が家庭用の電灯需要も含む全電力需要関数を推定して、0.441 という価格弾力性を得ている。

² 日本においては、大口電力や小口電力契約が産業用電力に該当し、業務用契約が商業用電力に該当する。本稿では、具体的にデータ系列に関して議論しない限り、これらをそれぞれ産業用および商業用と呼ぶことにする。また、研究によっては、産業用電力のデータ系列の中に商業用電力が含まれる場合もある。その場合には、その都度注釈する。

³ この他に、Fisher and Kaysen (1962)が、1956 年のアメリカの州別データを用いて産業別の電力需要を推定している。

⁴ Matsukawa *et al.* (1993)では、これ以外にも家庭用の電灯需要の推定を行っており、価格弾力性が 0.37 であるとしている。

こうした全国データやプールド・データを用いて推定を行うということは、分析の前提として日本全国を統合された単一の電力市場としてとらえていることを意味する。しかしながら、日本では地域ごとに発電から送配電まで垂直統合された電力会社(一般電気事業者)が、各々ほとんど独立に自らの地域の需要構造に見合った供給体制を整えてきており、送配電以外の発電と小売の分野が部分的に自由化された現在でも各地域の自給自足を前提とした需給構造は大きく変わってはいない。規模に関して言えば、東京電力が発受電量で見て世界最大の電力会社である一方、北海道電力や北陸電力、四国電力はその10分の1程度の規模しかない。また、南北に長い日本列島では気候条件が大きく異なり、北海道と九州とではこの要因のために需要構造が大きく異なることは十分に考えられる。こうして考えると、電力市場の規制改革に関して全国一律の枠組みで議論することには無理があり、個別に各地域の特徴を考慮する必要がある。そこで本稿は、電力需要関数を地域別に推定することにより、各地域電力市場を特徴付ける需要構造を明らかにする。その中で、これまでしばしば先験的に仮定されてきた価格弾力性の値の妥当性についても吟味する。

2. モデルとデータ

電力会社(一般電気事業者)の営業地域区分は日本全国に10あるが、そのうち、沖縄を除く北海道、東北、東京、中部、北陸、関西、中国、四国、九州の9地域を個別に分析する。各地域*i*において電力需要関数(1)、

$$\log(Q_{i,t}) = \alpha_i + \beta_i \cdot \log(p_{i,t}) + \lambda_i \cdot \log(\mathbf{X}_{i,t}) + \delta_i \cdot \log(Q_{i,t-1}) \quad (1)$$

を考える。ここで、 $Q_{i,t}$ は各社の電力需要量の指数、 $p_{i,t}$ は電力の平均価格の指数である⁵。そして $\mathbf{X}_{i,t}$ は電力需要に影響するその他の説明変数である。具体的には、各地域の製造業やサービス業などの経済活動の規模を表す地域内総生産($GRP_{i,t}$)、気候条件により冷暖房機器の利用度合いが変化した時の影響を表す冷房度日($Cool_{i,t}$)と暖房度日($Heat_{i,t}$)、需要家の数である電力契約口数($N_{i,t}$)を考える⁶。エネルギー間の代替可能性を考慮し、代表的な電力の代替エネルギーである石油の価格として石油製品平均の卸売物価指数($Ppet_t$)を説明変数に加える⁷。また、省エネ技術等の技術進歩や機械化の進展度合いを表すタイム・トレンド(T_t)を全国共通の変数として導入し、これらの時系列的な変化が及ぼす影響を考慮する。最後の $Q_{i,t-1}$ は 1 期ラグ付き従属変数(電力需要量指数)であり、電力需要の動学的調整メカニズムをコイック・ラグとして表現するために導入した。このモデルの特定化の下では短期の価格弾力性は β_i であり、長期の価格弾力性は $\beta_i/(1-\delta_i)$ となる。なお、価格と金額の変数については国内企業物価指数を用いて実質化した。

これらのデータについては、電気事業連合会ホームページ、『県民経済年報』、『エネルギー・経済統計要覧』など

⁵ 本稿における電力需要とは電灯電力需要使用電力量の販売電力合計から電灯合計を除いたものであり、これは、電気事業連合会ホームページの『電力統計情報』にデータ系列として示されている「電力需要」と「特定規模需要」との和に一致する。

⁶ 冷房度日とは、最高気温が 24 度を超える日の平均気温と基準温度の 22 度との差を各年度で積算した値であり、暖房度日とは、最低気温が 14 度を下回る日の平均気温と基準温度の 14 度との差を積算した値である。

⁷ 電力の代替エネルギー価格として、石油製品平均の卸売物価指数($Ppet_t$)以外に、エネルギー価格指標のいくつかを用いて推定を行なった場合でも、おおむね同様の推定結果を得た。

から入手したものであり、1976年度から2003年度までの28年間の年次データを用いて推定を行なった。なお、本稿で使用したデータに関する詳細な説明は付録に示した。

3. 推定

3.1 推定方法

本稿では、統計的諸問題を考慮して通常の最小二乗法(以下、OLS)以外にも2種類の推定方法を試みた。OLSは、誤差項と説明変数との間の直交性が満たされているという帰無仮説の下では一致性があり有効な推定方法であるが、対立仮説の下では一致性がない。これは時系列データを用いた分析においてしばしば問題となることである。この問題に対応するために、帰無仮説の下では有効性はないが帰無仮説と対立仮説のいずれの場合においても一致性をもつ推定方法である操作変数法(以下、IV)を用いた推定も行なった⁸。これら2つの推定方法を用いて推定した結果について Hausman の特定化検定を行なったところ、OLSを用いた場合の推定結果とIVを用いた場合の推定結果に有意な差はなかった。すなわち誤差項と説明変数との間の直交性が満たされているという帰無仮説は採択され、OLSが採用すべき推定方法であると判断された。

Hausman の特定化検定により、誤差項と説明変数との間の直交性には問題がないことが判明したが、この問題は別に誤差項間の系列相関の問題は残される。仮に誤差項間の系列相関があったとしても推定結果の一致性に問題はないものの、推定結果の仮説検定に歪みが生じるという問題がある。この問題を回避するため、Newey and

⁸ 操作変数にはラグ付説明変数を用いた。

West (1987)の方法を用いて誤差項の系列相関を考慮した分散共分散行列の推定を行なった(以下、NW1)。

ところで、この NW1 では、地域によっては有意でない説明変数がいくつか存在した。有意でない余分な変数が存在すると推定量の分散が大きくなり、これもまた仮説検定に歪みを生じさせる可能性がある。この問題を回避するために、定数項以外で有意でない説明変数を排除して再推定を行なった(以下、NW2)。

3.2 電力需要関数の推定結果

推定結果が表 2.1–2.9 である。NW2 により得られた推定結果では、電力価格の係数(すなわち短期の価格弾力性)の推定値は、全ての地域において一貫して有意に負であり、理論的整合性の点で問題はない。短期と長期の電力需要価格弾力性について吟味すると、地域別の価格弾力性は、短期では 0.06627(東京)から 0.32551(東北)の間、長期では 0.11326(東京)から 0.69075(北海道)の間にあることがわかる。また区間推定(信頼係数 95%)においても、短期では 0.01230(東京)から 0.43293(東北)の範囲、長期では 0.03076(東京)から 1.02810(中国)の範囲にある。これらの推定値は、表 1 に示した一連の先行研究における推定値と比較して大きく異なるものではない。また、本稿の推定結果から得られた長期価格弾力性の 95%信頼区間は、9 地域の単純平均で 0.218 から 0.631 となり、この信頼区間の上限値は、Matsukawa *et al.* (1993)が 1980 年から 1988 年の時系列データを用いて日本の製造業のエネルギー需要を推定した推定結果(0.63)と同程度である。

地域別にみると、大都市を抱える東京や中部、関西では非弾力的で、北海道や東北、北陸、中国といった地方部では相対的に弾力的である。今回の分析対象は電灯を除く電力需要、すなわち業務用、小口、大口電力としてこれま

で分類されていた需要である。このうちオフィス・ビルなどの業務用や町工場などの小口と違い、精油所や製鉄所のような大口需要家の一部は自家用の発電設備を保有している。こうした自家発電自家消費電力は、電力会社からの購入電力とは代替的な関係にあると考えられるため、需要家が必要とする総電力需要から自家発電自家消費を除いた残りが電力会社に対する電力需要となる。したがって、地域内に自家用発電設備を保有できる大口の需要家が多いほど、また、実際にこの設備を用いて発電・消費する電力量が多いほど、電力会社に対する電力需要の価格弾力性は高くなる。もちろん、自家用発電設備を設置するには、設備自体の設置費用以外に土地や環境規制といったいくつかの地域特長的な制約要因を考慮しなければならない。こうした制約を考えると都市部よりも地方部の方が自家用発電設備の設置しやすさの点で勝っており、この違いのために電力会社に対する電力需要が地方部においてより弾力的になると解釈できる。ただし、本来はこうした仮説についても推定モデル内に変数をとり入れて検証すべきであるが、自家用発電設備容量や、各地域の総発電容量に占めるその比率などの変数は有意に働かなかつた。これは、自家用発電設備の保有がそれを用いた発電量に直結する訳ではないために、この種の代理変数の説明力が弱かつたためと考えられる。

価格弾力性以外の係数について見てみると、NW1においては、いくつかの変数が有意でないことがわかる。これは各地域の特徴を示唆するものと考えられることができる。例えば、北海道は亜寒帯に属し、暖房のためには電気よりもむしろ灯油等を用いる傾向が強いことを考えれば、北海道における暖房度日の係数が有意でないことはごく自然な結果であると考えられる。東北における冷房については、この地域の気候が比較的冷涼であることが原因の1つに考えられる。ただし、そこよりさらに冷涼な北海道では冷房は有意である。様々な地域的要因が考えられるが、例えば北海道では寒冷な冬季を考慮して極めて気密性の高い建築構造が主流となっており、これが夏季には室温を大きく上昇さ

せて冷房のための電力需要を高めるのに対して、東北の冬季の気候は北海道ほど厳しくなく、それに応じて建物の気密性もそれほどではないため、夏季の室温上昇が比較的少ないといったことが考えられる。さらに、九州における冷房についても、もともと平均気温が高く冷房設備の利用が前提となっている地域であるので、限界的な気温の変化に対して大きく反応しないことも考えられる。この他、タイム・トレンドには、機械化の進展のような電力需要を押し上げる効果と、省エネ技術の進歩のような電力需要を押し下げる要因が混在しているので、必ずしも一定の方向性を持たないと考えられる。

コイック・ラグとしての1期ラグ付き従属変数は、すべての地域で有意に正であり、かつ1よりも小さい値であるので、動学的調整メカニズムとして適当であると言える。この推定された係数は、時間の経過とともに $\hat{\delta}_i$ から、 $\hat{\delta}_i^2, \hat{\delta}_i^3, \dots$ とるように、電力需要に対してより小さな影響しか与えなくなる。ある時点より s 年前のラグ変数の影響の大きさを表す係数 $\hat{\delta}_i^s$ は、ほぼ7年を経過した時点でどの地域においても5%以下となる。これを目安にすると、本稿でいう長期の価格弾力性とは、7年程度の時間の経過を考慮した場合の価格弾力性と考えればよいということになる。

3.3 電力需要の価格弾力性についての考察

伝統的に、電力需要は非常に非弾力的であるという考えが電力市場を分析する人々の間で半ば常識とされてきた。そのため、電力市場に関するこれまでの分析の中では、電力需要の価格弾力性として0.1や0.01、あるいはゼロといった非常に低い値を先験的に仮定することが多かったが、こうした仮定の妥当性について実証的に吟味されることはなかった。電気は発電と消費を同時同量に行なうという特性をもつ特殊な財である。電力会社はミリ秒単位で変化する需要に対応して過不足なく供給するという義務を負う以上、その実務的感覚として需要が価格に反応しないと考

ることは理解できなくもない。しかしながら、電圧や周波数の瞬時の調整といった電気工学的な観点からの議論ならばともかく、ある程度の時間の経過を前提としたうえで規制改革が電力市場に与える影響を議論する場合にも、こうした実務的感覚に依拠した先験的な仮定が妥当であるという保証はない。そこで、これまでの推定結果を用いて、こうした先験的仮定の妥当性について考察する。

表 3 は本稿において推定された価格弾力性の点推定値と、その推定誤差を考慮した時の 95% 信頼区間、および価格弾力性の値が 0.1 または 0.01 以下となる確率を示している。これによると、価格弾力性の推定値そのものが比較的低い地域である東京では約 60%、中部では約 40% の確率で価格弾力性が 0.1 以下となる可能性がある。また関西でもその確率は 7% 程度であり、価格弾力性が 0.1 以下となる可能性がないとは言い切れない。その一方で、それ以外の 6 地域では、最も確率が高い九州でもせいぜい 0.6% であり、価格弾力性が 0.1 以下となる可能性はほとんど無いと言える。

したがって、東京、中部、および関西の 3 地域における発受電量が日本全体の発受電量の約 3 分の 2 を占めることを考えると、電力市場を日本全体で集計して分析する場合には、価格弾力性の値を 0.1 とする仮定はある程度の妥当性があると言えるであろう。ところが、地域ごとの電力市場の特徴に注目しながら分析をする場合には、東京や中部、関西以外の地域において価格弾力性の値を 0.1 と仮定することは問題があるであろう。

価格弾力性がさらに小さい 0.01 以下となる確率は、最もその確率が高い東京ですら 2% 程度となっており、この値を仮定する根拠は見当たらない。ましてや、ゼロという仮定が妥当性をもつ確率は、表 2.1–2.9 の推定結果のなかで電力価格の係数の p 値が示すようにほぼ 0% である。

4. 結語

日本の電力市場における規制改革について議論する際には、欧米における研究成果や導入事例を根拠とすることが多い。ただし、欧米での研究成果は当然のように欧米の電力市場を前提としているため、その経験をそのまま日本の場合に当てはめる際には慎重さが必要である。本来であれば、日本の電力市場を特徴づける地理的・制度的条件を考慮した分析が要請されるものの、現時点では、そうしたものはまだ十分とは言えない。従来は、最も重要な要素の1つである需要の価格弾力性のような係数でさえ実証的に推定されることは極めてまれであり、その代わりとして先験的に非弾力的な価格弾力性が仮定されることが多かった。そこで、本稿は価格弾力性を推定するべく、電力需要関数の地域別推定を行なった。その結果、地域別の価格弾力性は、短期では 0.06627 から 0.32551 の間、長期では 0.11326 から 0.69075 の間にあり、また都市部よりも地方部の方が相対的に高い傾向があることがわかった。この推定結果は、これまで先験的に仮定されてきた需要の価格弾力性の値については、日本全体を集計して考える場合には 0.1 という仮定であれば一定の妥当性はあるものの、地域別の分析のためにはその妥当性に問題があること、また 0.01 やゼロを価格弾力性として用いるという仮定が妥当性をもつ可能性は極めて低いことを示唆する。

ところで、本稿の推定結果は地域別の電力需要関数としては概ね合理的であるが、電力市場における供給側の要因を考慮していない点で、将来的な研究の拡張の際には注意が必要である。本稿における推定では、データの観測期間のほとんどが規制改革以前の料金規制の時期にあたるために、電力価格の内生性を前提としていない。しかし、今後の自由化の進展にともなって価格規制がより大きく緩和されるようになれば、需要要因だけでなく供給要因も考慮した連立方程式体系を前提とした推定も検討する必要があるであろう。また、本稿では分析対象としなかった家庭用の需要についても、同様の分析を進める必要があるであろう。

謝辞

本研究を進めるに当たり、高木真吾氏および(独)経済産業研究所における電力自由化研究会のメンバーから有益な助言を得た。また、(独)経済産業研究所および文部科学省科学研究費補助金(萌芽研究: 課題番号 18653023)より研究資金の援助を受けた。これらに対して深く感謝したい。もちろん、本稿についてあり得べき誤りは、ひとえに筆者2名のみにも帰せられるべきものである。

参考文献

- Anderson, K. P. (1971) Toward econometric estimation of industrial energy demand: An experimental application to the primary metals industry, RAND Report R-719-NSF, the RAND Corporation, Santa Monica.
- Averch, H., & Johnson, L. (1962) Behavior of the firm under regulatory constraint, *American Economic Review* 52 (5), 1052-1069.
- Fisher, F. M., & Kaysen, C. (1962) *A Study in Econometrics: The Demand for Electricity in the United*

States. North-Holland, Amsterdam.

Hisnanick, J. J., & Kyer, B. L. (1995) Assessing a disaggregated energy input: Using confidence intervals

around translog elasticity estimates, *Energy Economics* 17 (2), 125–132.

Kamerschen, D. R., & Porter, D. V. (2004) The demand for residential, industrial and total electricity,

1973–1998, *Energy Economics* 26 (1), 87–100.

Matsukawa, I., Madono, S., & Nakashima, T. (1993) An empirical analysis of Ramsey pricing in

Japanese electric utilities, *Journal of the Japanese and Industrial Economies* 7 (3), 256–276.

Mount, T. D., Chapman, L. D., & Tyrrell, T. J. (1973) Electricity demand in the United States: An

econometric analysis, Report ORNL–NSF–49, Oak Ridge National Laboratory, Oak Ridge.

Newey, W. K., & West, K. D. (1987) A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and

autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica* 55 (3), 703–708.

Pindyck, R. S. (1979) Interfuel substitution and the industrial demand for energy: An international

comparison, *Review of Economics and Statistics* 61 (2), 169–179.

Taylor, L. D. (1975) The demand for electricity: A survey, *Bell Journal of Economics* 6 (1), 74–110.

内閣府(2001)「近年の規制改革の経済効果—利用者のメリットの分析(改訂試算)」, 政策効果分析レポート No. 7,

6月29日.

表 1: 電力需要の価格弾力性の推定に関する主な先行研究

	国	需要部門	データ	価格弾力性の 推定値
Anderson (1971) ^{1/}	アメリカ	製造業	横断面 州別 1958, 1962	1.94
		商業	プール 47 州	0.17 (短期) 1.36 (長期)
Mount <i>et al.</i> (1973) ^{1/}	アメリカ	産業	1947-70	0.22 (短期) 1.82 (長期)
	カナダ			0.14
	フランス			0.16
	イタリア			0.13
	日本			0.12
Pindyck (1979)	オランダ	産業 ^{2/}	時系列 1959-73	0.07
	ノルウェー			0.08
	スウェーデン			0.12
	イギリス			0.15
	アメリカ			0.08
	西ドイツ			0.12
Matsukawa <i>et al.</i> (1993)	日本	製造業	プール 9 地域 1980-88	0.63
Hisnanick and Kyer (1995)	アメリカ	製造業	時系列 1958-85	0.185
Kamerschen and Porter (2004)	アメリカ	産業 ^{2/}	時系列 1973-98	0.34-0.55

^{1/} Taylor (1975)参照。^{2/} 商業部門を含む。

表 2.1: 推定結果(北海道) (従属変数: 電力需要量)

説明変数	OLS	IV	NW1	NW2
定数項	-0.86878 [.792]	0.82822 [.986]	-0.64875 [.816]	0.13700 [.735]
電力価格	-0.30236 [.000]	-0.25751 [.890]	-0.29751 [.000]	-0.29584 [.000]
地域内総生産	0.58833 [.000]	0.46457 [.941]	0.55337 [.000]	0.53892 [.000]
石油製品価格	0.21218 [.000]	0.12528 [.964]	0.20038 [.001]	0.19707 [.000]
冷房度日	0.00990 [.001]	0.02173 [.364]	0.01147 [.000]	0.01166 [.000]
暖房度日	0.03860 [.604]	0.15286 [.928]	0.02273 [.734]	-
電力契約口数	0.05542 [.843]	-0.18975 [.931]	0.05250 [.825]	-
タイム・トレンド	-0.01133 [.017]	-0.01049 [.934]	-0.01062 [.024]	-0.01058 [.008]
電力需要量(-1)	0.51834 [.000]	0.78827 [.870]	0.54336 [.000]	0.57171 [.000]
自由度修正済み決定係数	0.99340	0.97932	0.99327	0.99383
Durbin の h 統計量			0.15189 [.879]	0.10084 [.920]
Hausman 検定	$\chi^2=3.76912$ [.877]			

注: 括弧内は p 値を表す。

表 2.2: 推定結果(東北) (従属変数: 電力需要量)

説明変数	OLS	IV	NW1	NW2
定数項	0.05471 [.984]	-2.17319 [.602]	0.97294 [.687]	-0.69261 [.384]
電力価格	-0.24545 [.000]	-0.29239 [.296]	-0.28412 [.000]	-0.32551 [.000]
地域内総生産	0.52056 [.000]	0.54183 [.283]	0.69600 [.000]	0.72040 [.000]
石油製品価格	0.15295 [.008]	0.15462 [.381]	0.21900 [.001]	0.22104 [.000]
冷房度日	0.00817 [.187]	0.01781 [.433]	0.00955 [.118]	-
暖房度日	0.13603 [.020]	0.10023 [.645]	0.16427 [.002]	0.19243 [.000]
電力契約口数	-0.00205 [.993]	0.21054 [.555]	-0.14390 [.512]	-
タイム・トレンド	-0.00673 [.337]	-0.00577 [.610]	-0.01448 [.056]	-0.01278 [.016]
電力需要量(-1)	0.48636 [.000]	0.41003 [.428]	0.49878 [.000]	0.41473 [.000]
自由度修正済み決定係数	0.99449	0.99220	0.99391	0.99424
Durbin の h 統計量			-0.00377 [.997]	-0.20824 [.835]
Hausman 検定	$\chi^2=6.81795$ [.235]			

注: 括弧内は p 値を表す。

表 2.3: 推定結果(東京)(従属変数: 電力需要量)

説明変数	OLS	IV	NW1	NW2
定数項	-0.01377 [.991]	-1.87823 [.794]	1.30137 [.283]	1.50975 [.000]
電力価格	-0.11319 [.028]	-0.05544 [.865]	-0.09847 [.034]	-0.06627 [.011]
地域内総生産	0.32329 [.000]	0.00257 [.995]	0.45858 [.000]	0.41433 [.000]
石油製品価格	0.02959 [.282]	-0.06341 [.594]	0.06502 [.026]	0.04029 [.032]
冷房度日	0.04516 [.000]	0.04065 [.344]	0.04896 [.000]	0.04938 [.000]
暖房度日	0.07574 [.003]	-0.04905 [.637]	0.08498 [.000]	0.07874 [.000]
電力契約口数	0.13375 [.317]	0.33850 [.667]	0.00275 [.983]	-
タイム・トレンド	0.00063 [.835]	0.00470 [.673]	-0.00221 [.474]	-
電力需要量(-1)	0.45031 [.000]	0.62940 [.038]	0.41476 [.000]	0.41483 [.000]
自由度修正済み決定係数	0.99841	0.99515	0.99816	0.99839
Durbin の h 統計量			1.02842 [.304]	0.87190 [.383]
Hausman 検定	$\chi^2=2.35686$ [.984]			

注: 括弧内は p 値を表す。

表 2.4: 推定結果(中部)(従属変数: 電力需要量)

説明変数	OLS	IV	NW1	NW2
定数項	1.17238 [.524]	2.02674 [.516]	0.89745 [.563]	1.40175 [.002]
電力価格	-0.14477 [.006]	-0.03409 [.745]	-0.14632 [.003]	-0.11018 [.006]
地域内総生産	0.39651 [.000]	0.24169 [.180]	0.42239 [.000]	0.32639 [.000]
石油製品価格	0.07053 [.036]	0.00132 [.986]	0.07002 [.035]	0.03957 [.094]
冷房度日	0.04614 [.001]	0.08147 [.024]	0.04658 [.000]	0.04966 [.000]
暖房度日	0.06124 [.023]	0.02009 [.760]	0.05995 [.009]	0.06519 [.003]
電力契約口数	0.01568 [.927]	-0.11052 [.759]	0.05063 [.734]	-
タイム・トレンド	-0.00237 [.426]	-0.00366 [.530]	-0.00209 [.417]	-
電力需要量(-1)	0.43854 [.003]	0.69143 [.082]	0.38545 [.015]	0.47200 [.000]
自由度修正済み決定係数	0.99600	0.99222	0.99596	0.99615
Durbin の h 統計量			0.27470 [.784]	0.18387 [.854]
Hausman 検定	$\chi^2=6.43533$ [.696]			

注: 括弧内は p 値を表す。

表 2.5: 推定結果(北陸) (従属変数: 電力需要量)

説明変数	OLS	IV	NW1	NW2
定数項	-1.85768 [.472]	-1.98777 [.840]	-1.58644 [.407]	0.19018 [.749]
電力価格	-0.28644 [.000]	-0.30288 [.551]	-0.30393 [.000]	-0.29428 [.000]
地域内総生産	0.44710 [.000]	0.56016 [.279]	0.49896 [.000]	0.53938 [.000]
石油製品価格	0.09086 [.016]	0.08405 [.651]	0.10651 [.002]	0.11669 [.001]
冷房度日	0.02526 [.006]	0.08464 [.285]	0.02811 [.000]	0.02999 [.000]
暖房度日	0.12371 [.006]	0.30128 [.114]	0.14091 [.000]	0.14746 [.000]
電力契約口数	0.23875 [.341]	0.02764 [.983]	0.18531 [.338]	-
タイム・トレンド	-0.00554 [.232]	-0.01326 [.340]	-0.00784 [.065]	-0.01051 [.002]
電力需要量(-1)	0.30184 [.043]	0.50701 [.718]	0.31987 [.008]	0.38518 [.000]
自由度修正済み決定係数	0.98613	0.94786	0.98583	0.98578
Durbin の h 統計量			-1.02883 [.304]	-0.89888 [.369]
Hausman 検定	$\chi^2=1.66408$ [.996]			

注: 括弧内は p 値を表す。

表 2.6: 推定結果(関西) (従属変数: 電力需要量)

説明変数	OLS	IV	NW1	NW2
定数項	-1.08512 [.386]	-1.68863 [.819]	-1.07368 [.332]	-1.48310 [.145]
電力価格	-0.18528 [.008]	-0.14730 [.606]	-0.18577 [.002]	-0.19193 [.001]
地域内総生産	0.41723 [.000]	0.44502 [.620]	0.44754 [.000]	0.39625 [.000]
石油製品価格	0.07688 [.020]	0.06064 [.825]	0.08146 [.007]	0.06121 [.003]
冷房度日	0.05229 [.000]	0.06990 [.470]	0.05367 [.000]	0.05219 [.000]
暖房度日	0.05834 [.019]	0.18208 [.067]	0.06238 [.003]	0.05249 [.004]
電力契約口数	0.24551 [.065]	0.07621 [.931]	0.24826 [.034]	0.32371 [.000]
タイム・トレンド	-0.00225 [.444]	-0.00955 [.603]	-0.00250 [.335]	-
電力需要量(-1)	0.29500 [.019]	0.60780 [.529]	0.25759 [.017]	0.21373 [.051]
自由度修正済み決定係数	0.99535	0.98770	0.99531	0.99540
Durbin の h 統計量			0.08856 [.929]	0.27260 [.785]
Hausman 検定	$\chi^2=2.81363$ [.971]			

注: 括弧内は p 値を表す。

表 2.7: 推定結果(中国) (従属変数: 電力需要量)

説明変数	OLS	IV	NW1	NW2
定数項	0.48186 [.746]	-3.26955 [.575]	0.54955 [.655]	-0.54218 [.448]
電力価格	-0.22111 [.002]	-0.15055 [.608]	-0.21222 [.000]	-0.25888 [.000]
地域内総生産	0.44463 [.001]	0.23231 [.752]	0.51693 [.000]	0.49336 [.000]
石油製品価格	0.16368 [.007]	0.00381 [.990]	0.19601 [.000]	0.18332 [.000]
冷房度日	0.02798 [.127]	0.06766 [.674]	0.04142 [.013]	0.03801 [.019]
暖房度日	0.08484 [.039]	0.28225 [.574]	0.09750 [.006]	0.10192 [.005]
電力契約口数	-0.05031 [.726]	0.06974 [.891]	-0.11081 [.362]	-
タイム・トレンド	-0.00976 [.120]	-0.00551 [.851]	-0.01374 [.010]	-0.01167 [.006]
電力需要量(-1)	0.60181 [.000]	0.94947 [.009]	0.62856 [.000]	0.61273 [.000]
自由度修正済み決定係数	0.98206	0.94383	0.98125	0.98194
Durbin の h 統計量			-0.40138 [.688]	-0.42833 [.668]
Hausman 検定	$\chi^2=3.70774$ [.930]			

注: 括弧内は p 値を表す。

表 2.8: 推定結果(四国) (従属変数: 電力需要量)

説明変数	OLS	IV	NW1	NW2
定数項	-0.89026 [.694]	-2.40512 [.889]	-1.26704 [.509]	0.25822 [.762]
電力価格	-0.30909 [.000]	-0.31473 [.670]	-0.33679 [.000]	-0.29992 [.000]
地域内総生産	0.44264 [.003]	0.58101 [.734]	0.54896 [.000]	0.54139 [.000]
石油製品価格	0.19769 [.002]	0.16779 [.903]	0.22638 [.000]	0.23490 [.000]
冷房度日	0.02569 [.217]	0.08951 [.822]	0.03159 [.075]	0.03498 [.043]
暖房度日	0.06548 [.178]	0.21656 [.755]	0.08251 [.045]	0.07476 [.069]
電力契約口数	0.15727 [.447]	0.07093 [.936]	0.13834 [.436]	-
タイム・トレンド	-0.00682 [.248]	-0.01443 [.512]	-0.01098 [.046]	-0.01027 [.082]
電力需要量(-1)	0.31023 [.052]	0.51260 [.881]	0.32454 [.016]	0.35116 [.009]
自由度修正済み決定係数	0.97617	0.95040	0.97530	0.97621
Durbin の h 統計量			0.03350 [.973]	0.23312 [.816]
Hausman 検定	$\chi^2=4.30372$ [.890]			

注: 括弧内は p 値を表す。

表 2.9: 推定結果(九州) (従属変数: 電力需要量)

説明変数	OLS	IV	NW1	NW2
定数項	-1.17638 [.479]	-1.27903 [.640]	-1.99526 [.226]	-0.07427 [.919]
電力価格	-0.22237 [.000]	-0.26798 [.004]	-0.31085 [.000]	-0.28307 [.000]
地域内総生産	0.48529 [.001]	0.36817 [.290]	0.83442 [.000]	0.90168 [.000]
石油製品価格	0.09207 [.049]	0.08771 [.389]	0.18874 [.004]	0.20724 [.003]
冷房度日	0.02182 [.109]	-0.00669 [.819]	0.01718 [.198]	-
暖房度日	0.05404 [.076]	-0.02865 [.754]	0.08731 [.006]	0.09180 [.006]
電力契約口数	0.21824 [.267]	0.32511 [.424]	0.22658 [.245]	-
タイム・トレンド	-0.00166 [.785]	0.00145 [.925]	-0.01045 [.158]	-0.01517 [.023]
電力需要量(-1)	0.29912 [.089]	0.30551 [.401]	0.12889 [.475]	0.28614 [.044]
自由度修正済み決定係数	0.99514	0.99182	0.99346	0.99328
Durbin の h 統計量			0.41285 [.680]	0.64465 [.519]
Hausman 検定	$\chi^2=4.58923$ [.869]			

注: 括弧内は p 値を表す。

表 3: 価格弾力性の推定値

地域	価格弾力性 ¹⁾	95%信頼区間	弾力性が 0.1 以下 弾力性が 0.01 以下		
			になる確率	になる確率	
北海道	短期	0.29584	0.21369–0.37799	0.0%	0.0%
	長期	0.69075	0.44536–0.93614	0.0%	0.0%
東北	短期	0.32551	0.21809–0.43293	0.0%	0.0%
	長期	0.55617	0.35809–0.75425	0.0%	0.0%
東京	短期	0.06627	0.01230–0.12025	60.4%	2.1%
	長期	0.11326	0.03076–0.19576	37.1%	0.0%
中部	短期	0.11018	0.02682–0.19354	40.1%	1.0%
	長期	0.20867	0.04528–0.37206	9.1%	0.0%
北陸	短期	0.29428	0.18304–0.40552	0.1%	0.0%
	長期	0.47865	0.28027–0.67703	0.0%	0.0%
関西	短期	0.19193	0.06860–0.31526	6.8%	0.3%
	長期	0.24410	0.06293–0.42527	5.6%	0.0%
中国	短期	0.25888	0.16439–0.35337	0.1%	0.0%
	長期	0.66846	0.30882–1.02810	0.2%	0.0%
四国	短期	0.29992	0.18386–0.41598	0.1%	0.0%
	長期	0.46224	0.20562–0.71886	0.4%	0.0%
九州	短期	0.28307	0.14360–0.42254	0.6%	0.0%
	長期	0.39653	0.22157–0.57149	0.1%	0.0%
全国平均 ²⁾	短期	0.23621	0.01230–0.12025		
	長期	0.42431	0.21763–0.63100		

¹⁾ 短期価格弾力性は NW2 における β_i の推定値の再掲。長期価格弾力性は NW2 の推定値を用いて $\beta_i/(1-\delta_i)$ を計算したもの。

²⁾ 全国平均は 9 地域の単純平均である。

付録 使用データ

本稿で用いたデータとその出典を表 A.1 に示す。以下ではこれらのデータの作成方法の詳細について説明する。

まず、電力関連のデータは電気事業連合会ホームページの『電力統計情報』より入手した。ただし、ここでの電力需要量とは、「電灯電力需要使用電力量」の「販売電力合計」から「電灯合計」を差し引いたものであり、「電力計」のデータとは一致しない。なぜなら、自由化前には「電力需要」に区分されていた業務用・小口・大口電力という需要家の契約区分のうちの一部ないし全部が、小売自由化によって次第に特定規模需要に区分されるようになったため、年度ごとに「電力需要」に区分される需要家の範囲が異なるためである。また、電力価格とは、「収支総括表」中の「電力料」を上記の電力需要量で除した平均価格である。契約口数については、「電灯電力契約口数」の各年度末の数値を翌年度期首の数値として用いている。

電力関連以外の地域別データのうち、経済活動の規模を表す地域内総生産については、9 つの電力会社の管区ごとに県内総生産を集計して作成している(表 A.2)。ただし、静岡県については、富士川を境に東京電力の管区となる地域と中部電力の管区となる地域の 2 つに分かれるので注意が必要である。販売電力量や人口、民営総事業所数などといった指標は両地域の間ではほぼ 1 対 2 の比率であるため、本稿では静岡県の県内総生産の値をこの割合で案分している。

冷房度日や暖房度日については、『エネルギー・経済統計要覧』から各地域の電力会社(一般電気事業者)本社所在地における推計値を用いている(表 A.2)。なお、そこでの推計で用いられた冷房度日とは、24 度を超える日の平均気温と基準温度の 22 度との差を各年度で積算した値であり、暖房度日とは、14 度を下回る日の平均気温と基準温度の 14 度との差を積算した値である。ただし、冷房度日については北海道などでゼロとなる年度があるために対数の計

算ができないことから、この値に 1 を加えた数値を用いて対数値を計算している。本稿で用いた全ての価格と金額のデータについては、国内企業物価指数[総平均]を用いて実質化している。

表 A.1: データ系列と出典

データ系列	単位 ^{3/}	出典
電力需要量	指数	筆者作成
電灯電力需要使用電力量[販売電力合計]	1,000kWh	電気事業連合会『電力統計情報』
電灯電力需要使用電力量[電灯計]	〃	〃
電力価格	指数	筆者作成
収支総括表[電力料]	100 万円	電気事業連合会『電力統計情報』
電力契約口数	指数	筆者作成
電灯電力契約口数[電力計]	口	電気事業連合会『電力統計情報』
地域内総生産 ^{1/}	指数	筆者作成
県内総生産	100 万円	内閣府『県民経済計算年報』
卸売物価指数[石油製品平均]	指数	日本銀行『物価指数年報』
国内企業物価指数[総平均]	〃	〃
国内企業物価指数[石油・石炭製品] ^{2/}	〃	〃
輸入 CIF 価格[原油] ^{2/}	〃	財務省『日本貿易月表』
輸入 CIF 価格[C 重油] ^{2/}	〃	〃
輸入 CIF 価格[LPG] ^{2/}	〃	〃
輸入 CIF 価格[LNG] ^{2/}	〃	〃
都市別冷房度日	度日	日本エネルギー経済研究所計量分析ユニット(編) 『エネルギー・経済統計要覧』
都市別暖房度日	〃	〃

^{1/} 都道府県と電力会社の管区との対応は表 A.2 参照

^{2/} 電力の代替エネルギー価格として、卸売物価指数[石油製品平均]の代わりに用いて推定を試みた変数である。

^{3/} 指数は 1995 年度を 100 としたものの。

表 A.2: 都道府県と電力会社(一般電気事業者)の管区との対応

地域	都道府県	本社所在地
北海道	北海道	札幌
東北	青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県、新潟県	仙台
東京	茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県、東京都、 神奈川県、山梨県、静岡県(富士川以東)	東京
中部	長野県、岐阜県、愛知県、三重県、静岡県(富士川以西)	名古屋
北陸	富山県、石川県、福井県	富山
関西	滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県	大阪
中国	鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県	広島
四国	徳島県、香川県、愛媛県、高知県	高松
九州	福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、宮崎県、鹿児島県	福岡

注: 静岡県以外にも複数の電力会社の管区にまたがるものもあるが、ごく一部であるので無視した。