

電力需要関数の地域別推定

釧路公立大学 経済学部 秋 山 修 一
政策研究大学院大学 政策研究科 細 江 宣 裕

電力需要関数の地域別推定

Regional Electric Power Demand in Japan

キーワード：電力需要関数、価格弾力性、地域別需要

秋山 修一 細江 宣裕

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0.100 から0.300の間、長期では0.126 から0.552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。

1. はじめに

1.1 研究の動機

1.2 既往研究のサーベイ

2. モデルとデータ

1. はじめに

1.1 研究の動機

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・サービスを維持するための供給義務等の規制を課してきた。こうした手法は、規模の経済性による独占のメリットが大きく、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であり、独占状態であってもその弊害を少なくできる場合には、社会的に望ましい結果をもたらす。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

3. 推定

3.1 電力需要関数の推定結果

3.2 電力需要の価格弾力性についての考察

4. 結語

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、なにか、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

¹ Averch and Johnson (1962)参照。

ければならない。実際、自由化を先行して実施している欧米では、規制緩和政策の裏付けとなる理論的・実証的研究が少なから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し。

例えば、夏場のピーク時間帯で既存事業者が市場支配力を行使して価格をつり上げた場合の影響についてシミュレーション分析を行った金本他(2006, 第5章)や田中(2007)では、需要の価格弾力性について0.1と仮定している。また、Hattori (2003)では、同様の分析において、需要の価格弾力性について0.1から1.0まで幅を持たせた形で仮定して分析している。こうした仮定をおく理由は、Hattori (2003)が指摘したように、また、すぐあとに示すように、これまでこの種の弾力性についての実証的検討がほとんどなかったからである。

1.2 既往研究のサーベイ

需要の価格弾力性に関する検討は欧米では広く行われている。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ところである。しかしながら、これまでの自由化範囲においてさえ新規参入があまり進んでいないことから、一般家庭等の小規模需要家向けの市場にまでさらに自由化範囲を広げることは、2007年に一時棚上げとなっている。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た推定を行っており、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)

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。

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	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
Mount <i>et al.</i> (1973) ^{1/}	アメリカ	商業	プール 47 州	短期: 0.17 長期: 1.36
		産業	1947-70	短期: 0.22 長期: 1.82
Pindyck (1979)	カナダ	産業 ^{2/}	時系列 1959-73	0.14
	フランス			0.16
	イタリア			0.13
	日本			0.12
	オランダ			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。

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を推定している。トランスログ型で特定化したエネルギー集計財の需要関数を考え、その投入要素として石油、ガス、石炭、電力の 4 つのエネルギー源を区分したシェア方程式を導出して、これを推定している。その推定結果から、電力需要の

自己価格弾力性が 0.63 であることを示した⁴。これ以外には、内閣府(2001), (2007)が、沖縄以外の 9 地域全体を合わせた総電力需要関数(家庭用の電灯需要も含む)を推定し、1981 年度から 1998 年度のデータを用いて 0.441、1986 年度から 2005 年度のデータを用いて 0.373 という価格弾力性を得ている(ただし、需要関数の関数型は両者の間で若干異なる)。

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、

⁴ Matsukawa *et al.* (1993)では、家庭用の電灯需要についても、投入要素としてガス、灯油、電力を考えた同様のモデルを用いて推定を行い、価格弾力性が 0.37 であるとしている。

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%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るかも知れず、したがって、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*について電力需要関数(1)、

$$\log(Q_{i,t}) = \alpha_i + \beta_i \cdot \log(p_{i,t}) + \lambda_i' \log(\mathbf{X}_{i,t}) + \delta_i \cdot \log(Q_{i,t-1}) \quad (1)$$

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。 $\mathbf{X}_{i,t}$ 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、各地域の経済活動の規模を表す地

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。

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($Heat_{i,t}$)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国内企業物価指数($Ppet_t$)を説明変数に加える。また、2000年度以降の小売自由化期間について定数項ダミー(D_t)を全国共通の変数として導入する。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 、長期の価格弾力性は $\beta_i/(1-\delta_i)$ であり、ともに時間を通じて一定となる。なお、価格と金額の変数については国内企業物価指数の総平均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 電力需要関数の推定結果

通常最小二乗法を用いて推定した結果が表2である。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。推定された短期と長期の電力需要価格弾力性の範囲は、短期では0.100(関西)から0.300(四国)の間、長期では0.126(関西)から

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。

0.552(北海道)の間にあることがわかる(図 1)。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。

地域別の傾向をみると、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、すなわち主に工場やオフィス・ビルなどの大口需要家が電力会社から購入する電力の需要である。分析対象のうち、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、自家発自家消費電力が多いほど、電力会社に対する電力需要の価格弾力性は高くなる。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殊的な制約要因を考慮しな

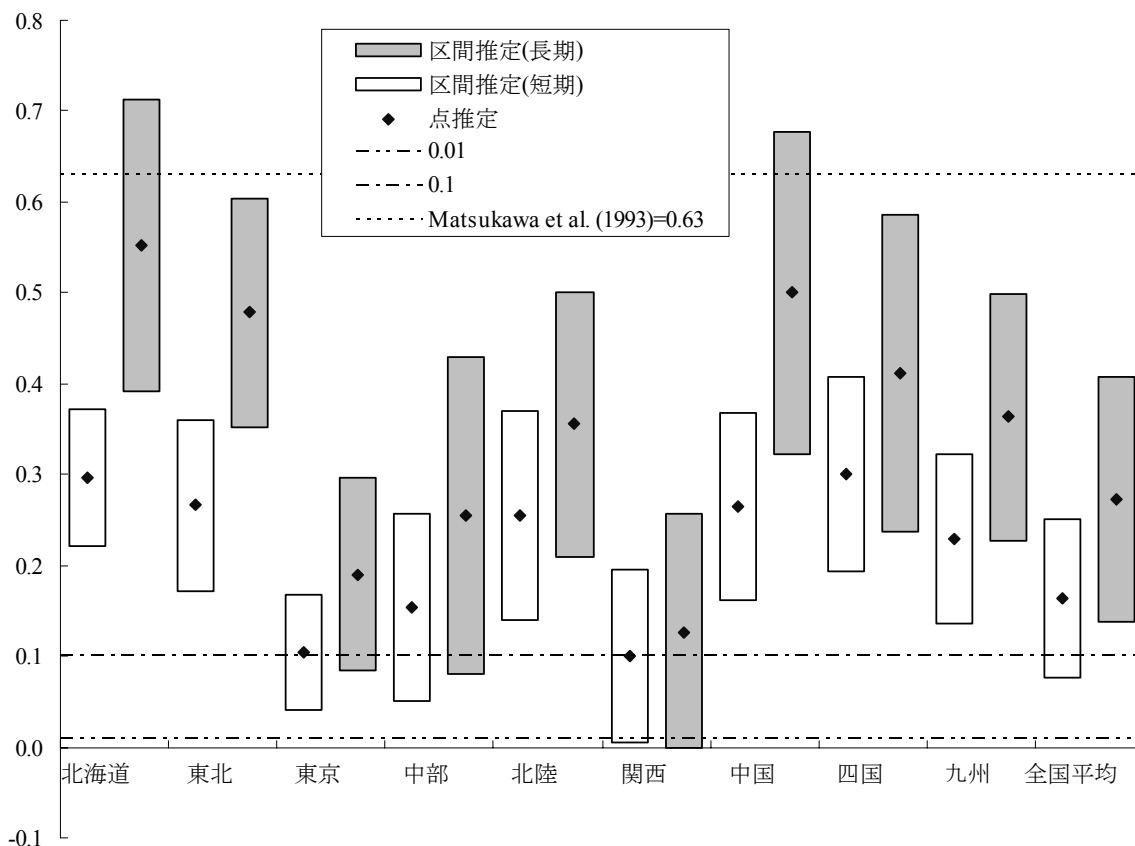
ければならない。こうした制約を考えると都市部よりも地方部の方が自家用発電設備の設置しやすさの点で勝っており、この違いのために電力会社に対する電力需要が地方部においてより弾力的になると解釈できる。この推論は、推定された石油製品価格の効果が、都市部で小さく、地方部で大きいことも整合的である。本来はこうした要因についても、推定モデル内に陽表的に説明変数としてとり入れて検証すべきであるが、実際に自家用発電設備容量や各地域の総発電容量に占めるその比率などの変数を考慮した場合に、それらの変数には統計的に有意な影響を認められなかった。これは、自家用発電設備の保有がそれを用いた発電量に直結する訳ではないためなど、この種の代理変数の説明力が弱かったことが理由として考えられる。

価格弾力性以外の係数について見てみると、地域内総生産の係数は 0.3 前後と地域間で大きく異なることはなく、地域の規模が電力需要に与える影響をコントロールしていることがわかる。冷房度日については、中国と四国で有意で

表 2 推定結果(従属変数: 電力需要量)

地域	定数項	電力価格	地域内 総生産	石油製品 価格	冷房度日	暖房度日	小売自由 化ダミー	従属変数 1期ラグ	自由度修 正済 R ²	ダービン h 統計量
北海道	1.08981 [.048]	-0.29650 [.000]	0.37040 [.000]	0.19822 [.000]	0.00852 [.005]	0.01361 [.832]	-0.05291 [.003]	0.46303 [.000]	0.994	0.191 [.849]
東北	0.15965 [.649]	-0.26583 [.000]	0.41314 [.000]	0.15366 [.000]	0.00907 [.098]	0.13215 [.012]	-0.04222 [.012]	0.44448 [.000]	0.996	-0.781 [.435]
東京	0.13118 [.447]	-0.10503 [.003]	0.39612 [.000]	0.06903 [.005]	0.04826 [.000]	0.07053 [.005]	-0.02488 [.021]	0.44674 [.000]	0.999	0.267 [.790]
中部	0.75692 [.021]	-0.15385 [.005]	0.37949 [.000]	0.07743 [.022]	0.04649 [.002]	0.05172 [.068]	-0.02123 [.183]	0.39633 [.001]	0.996	-0.189 [.850]
北陸	1.64525 [.003]	-0.25447 [.000]	0.34335 [.000]	0.07470 [.025]	0.02512 [.012]	0.10417 [.028]	-0.03626 [.051]	0.28431 [.020]	0.986	-1.117 [.264]
関西	0.64188 [.008]	-0.10001 [.041]	0.48696 [.000]	0.11808 [.000]	0.06296 [.000]	0.04253 [.048]	-0.03736 [.004]	0.20813 [.089]	0.996	-0.227 [.820]
中国	0.95591 [.025]	-0.26410 [.000]	0.29245 [.000]	0.16015 [.001]	0.02364 [.160]	0.06738 [.092]	-0.05177 [.022]	0.47152 [.000]	0.985	-1.389 [.165]
四国	1.64683 [.003]	-0.30033 [.000]	0.33273 [.000]	0.22593 [.000]	0.03047 [.117]	0.04951 [.266]	-0.04421 [.038]	0.26978 [.056]	0.980	0.292 [.770]
九州	0.68918 [.008]	-0.22854 [.000]	0.47181 [.000]	0.13176 [.003]	0.02583 [.045]	0.04767 [.071]	-0.04323 [.013]	0.37057 [.002]	0.996	0.402 [.688]

注: 括弧内は p 値を表す。



注：区間推定の信頼係数は95%。全国平均は9地域の電力需要量をウェイトとする加重平均である。

図1 価格弾力性の推定値

はなく、暖房度日については、北海道と四国において有意ではない以外は、これらの気候に関するコントロール変数の係数は有意で、理論的に期待される正の符号が得られている。有意でなかったもののうち、北海道の暖房度日については、この地域での暖房目的のエネルギー利用はその多くを灯油等の石油系の燃料に依存しているためであろう。

小売自由化ダミーは、中部を除く全ての地域で有意かつ、符号は負である。すなわち、小売自由化によって、既存事業者である9電力に対する需要が減少したことが示唆される。ただし、この結果の解釈には一定の留保が必要である。既存事業者から新規参入者へ需要家がシフトする動機は、価格等の供給条件の有利さに依存するはずである。しかしながら、ここではそうした詳細には一切立ち入っていない。小売自由化の影響に注目したい場合には、より詳細なモデ

ル化が必要であろう。

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、 $\hat{\delta}_i^2, \hat{\delta}_i^3, \dots$ というように、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 年前のラグ付き従属変数の影響の大きさを表す係数 $\hat{\delta}_i^s$ は、ほぼ4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、4年程度の時間の経過を考慮した場合の価格弾力性であると考えればよいということになる。

3.2 電力需要の価格弾力性についての考察

これまで、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え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。

図1に、本研究で推定された価格弾力性の点推定値と、その信頼区間(信頼係数95%)を示した。この図には、これまで議論してきた先験的な仮定である0.1および0.01と、Matsukawa *et al.* (1993)による推定値(0.63)も描き込まれている。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と関西では、価格弾力性が0.1以下となる確率は50%近くある。また中部でもその確率は14%程度あり、価格弾力性が0.1以下となる可能性がないとは言えない。その一方で、それら以外の6地域では、価格弾力性が0.1以下となる可能性は無視できるほど小さく、最もその確率が高い北陸でもせいぜい0.6%である。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。実際、各地域の電力需要量の標本平均をウェイトとして価格弾力性の95%信頼区間の全国平均を計算すると、短期で0.077-0.251となり、0.1以下となる可能性を捨てきれない(なお、長期では0.138-0.408であり0.1を含まない)。

その一方で、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と言える。また、0.1よりさらに小さい値を先験的に仮定することの妥当性についても、結論は否定的なものになる。すなわち、価格弾力性が0.01以下となる確率は、最も高い関西でも3%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の推定結果のなかで電力価格の係数のt検定結果が示すようにほぼ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った。その結果、地域別の価格弾力性は、短期では0.100から0.300の間、長期では0.126から0.552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低いことを示唆する。もちろん、本研究で用いたデータは年次データであるから、われわれが結論づけることができるのは、あくまでもこの種のデータと整合的な電力市場に関するものに限定される。第 1 節で言及した夏期のピーク時間帯の 1 時間のような市場分析のためにここで推定した弾力性を用いることに意味があるかは明らかではなく、その意味で留保は必要である。

本稿では産業用と商業用のいわゆる「電力」需要のみを分析対象としてきたが、ここ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。また、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、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、小売自由化期間についてダミー変数を用いてその影響を吸収するだけで、電力価格の内生性を深く吟味していない。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出てくるであろう。

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.
- Hattori, T. (2003) A simulation analysis of the potential for market power in the western segment of the prospective Japanese electricity market. Paper presented at Advanced Workshop in Regulation and Competition, the 16th Annual Western Conference, San Diego, California.
- 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.
- 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.
- 金本良嗣, 蓮池勝人, 藤原徹 (2006) 『政策評価ミクロモデル』, 東洋経済新報社.
- 田中誠 (2007) 「電力市場における市場支配力のシミュレーション分析」, 八田達夫, 田中誠 (編著) 『規制改革の経済分析—電力自由化のケース・スタディー』, 日本経済新聞出版社, 第 3 章, 101-132.
- 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.
- 内閣府 (2007) 「規制改革の経済効果—利用者のメリットの分析(改訂試算)2007年版」, 政策効果分析レポート No. 22, 3月28日.

謝辞

本研究を進めるに当たり、高木真吾氏、(独)経済産業研究所と(財)電力中央研究所における研究会のメンバー、および、2人の匿名査読者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名のみには帰せられるべきものである。

あきやま しゅういち
 釧路公立大学 経済学部
 ほそえ のぶひろ
 政策研究大学院大学 政策研究科

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。

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、国内企業物価指数の[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 ²⁾	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』
小売自由化ダミー	ダミー	筆者作成: 1976–1999年度=0, 2000–2003年度=1
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』
国内企業物価指数[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]	〃	〃
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⁾ 指数は 1995 年度を 100 としたもの。

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。