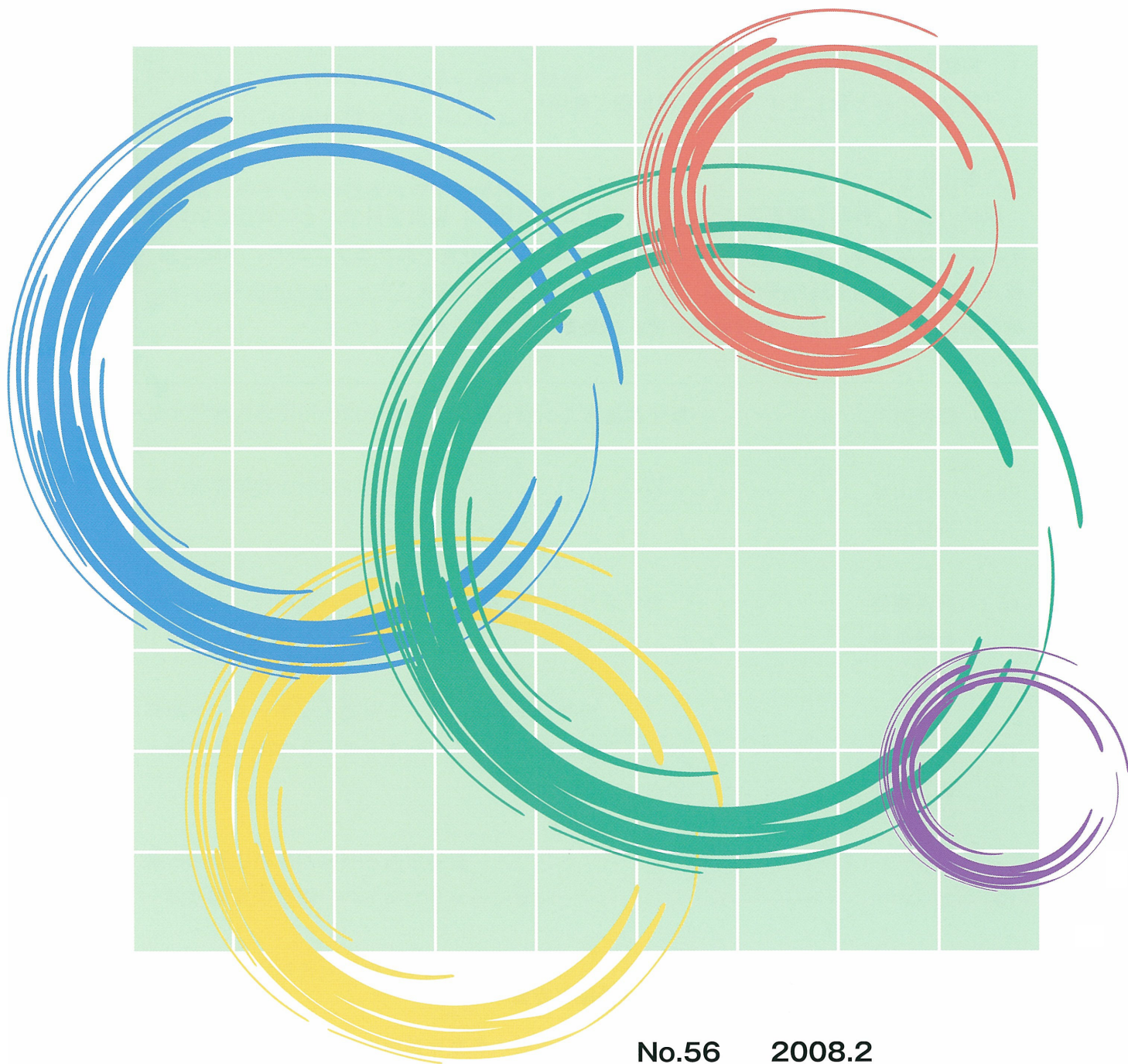


ISSN 1882-3785

社会経済研究

— エネルギー・電力の未来を考える学術誌 —



No.56 2008.2

財団法人 電力中央研究所 社会経済研究所

「社会経済研究」
(旧「電力経済研究」改め)

「社会経済研究」は、エネルギー・電力およびその周辺分野（経営・経済・環境・社会・リスク研究等）での、社会科学・政策科学研究の発展に資する未発表の論文を中心に掲載し、学術の振興に寄与することを目的とした雑誌です。年1回の刊行を原則とし、広く一般からの投稿を受け入れております。

1. 原稿の種類

「論文」のみと致します（巻末投稿規程ご参照）。

2. 著作権等について

原稿の採用、雑誌の編集等については、「社会経済研究」編集委員会がその責任を負います。しかしながら、各論文の内容については、筆者にその責があります。また、本誌に掲載されたすべての原稿の著作権は（財）電力中央研究所に帰属します。他の出版物等に転載を希望する場合には、「社会経済研究」編集委員会の承諾を得てください。

56号編集委員

根本二郎（名古屋大学（ゲスト・エディター））

門多 治、蟻生俊夫

目 次

巻頭言	根本二郎・・・1
-----------	----------

< 論文 >

『「電力自由化」特集』

欧州における電気事業制度改革の動向と課題 ー第三次電力自由化指令案を中心としてー.....	丸山真弘・・・3
北欧電力卸売市場の経済物理学的解析.....	大西立顕・・・15 水野貴之 大藤建太 南部鶴彦
電力スポット価格形成モデルを用いた PJM 市場の分析	手塚広一郎・25 石井昌宏
日本卸電力取引所の取引状況と回帰分析による価格予想.....	下境芳典・・・37
電力需要関数の地域別推定.....	秋山修一・・・49 細江宣裕
英独仏大口需要家の電力供給者変更に関する実証分析.....	後藤久典・・・59 蟻生俊夫
高速インターネット接続サービスの需要代替性 ー成熟期に向かうブロードバンドの計量経済分析ー.....	依田高典・・・71 坂平 海
寡占的電力市場における送電投資 ー我が国電力市場へのインプリケーションー.....	田中 誠・・・81
公益企業のガバナンス構造と経営効率性.....	尾身祐介・・・95
環境要因を補正した日米電気事業者の効率性比較.....	筒井美樹・・・113 刀根 薫

巻 頭 言

リニューアル後の二号目となる本号は、電力自由化特集号である。20 世紀最後の 30 年間で、規制緩和と市場自由化の流れは各国に定着した。その中で電力市場の自由化は、やや遅れて 90 年代から本格化したといえる。わが国においては、1995 年の電気事業法改正で発電段階の競争導入が図られたのを端緒とし、2000 年には小売部分自由化の開始によって新規事業者の参入が実現した。2005 年には小売自由化範囲の拡大と共に卸電力取引所が開設され、電力の市場価格が形成されるようになっていく。

このような環境の変化に対応して、電気事業に関連する経済・経営領域の学術的研究も従来とは異なる問題意識に導かれ、新たな展開を見せている。本号では、そうした今日的な問題設定に対して、斬新な視点から内外の電気事業と関連分野の分析を試みた論文 10 編を収録した。これらを便宜的にはあるが分類すると、三つのグループ—需要サイドの分析、供給サイドの分析、市場の分析—にまとめることができるであろう。

掲載順にまず丸山論文、大西他論文、手塚・石井論文、下境論文の 4 編が、市場の分析グループである。ごく簡単に紹介すると、丸山論文は、欧州における直近の電気事業制度改革から、わが国の制度改革をめぐる議論へのインプリケーションを探っている。大西他論文は、ノルドプールの価格形成を経済物理学的に分析し、価格の平均回帰性のほか送電混雑の統計的性質について新しい知見を見出している。手塚・石井論文は、PJM 市場で観察されたスポット価格データを、完全競争モデルと非協力ゲーム論的モデルから生成される理論価格と比較して、市場支配力の有無を分析している。下境論文は、日本卸電力取引所が開設された 2005 年 4 月から 2006 年 8 月までのデータを用い、市場価格形成に関する分析を行っている。

次に秋山・細江論文、後藤・蟻生論文、依田・坂平論文の 3 編が、需要サイドを分析しているグループである。秋山・細江論文は、シミュレーション・モデル等の基礎データとして重要な電力需要の価格弾力性を、わが国の 9 地域ごとに推定している。後藤・蟻生論文は、英独仏各国の大口需要家に対する調査データを使って、構造方程式モデリングに基づく消費者行動モデルで需要家の供給者変更行動を分析している。依田・坂平論文は、本号の中でただ一つ電気通信事業に関する研究である。ブロードバンド・サービス利用者に対する調査データを利用して、三種類の高速接続サービス（FTTH, ADSL, CATV）に対する需要の価格弾力性とサービス種間の需要代替性を分析している。

三番目に、主に供給サイドの分析を行っているグループは、田中論文、尾身論文、筒井・刀根論文の 3 編である。田中論文は、送電制約の下で寡占的に行動する事業者と社会的厚生を最大化するシステム・オペレータから構成されるシミュレーション・モデルにより、東西連系線の容量拡張がもたらす費用と効果を分析している。尾身論文は、電力・ガス・鉄道事業 44 社のデータを用い、株式所有構造と取締役会の構成の変遷を調べるとともに、それらガバナンス特性と経営のパフォーマンスとの関係について計量分析を行っている。

筒井・刀根論文は、日米の垂直統合型電気事業者について、DEA を拡張したアプローチにより事業者の直面する外部環境要因を補正した費用効率性を計測し、電気料金の日米格差の要因を分析している。

以上より明らかなように、10 編の論文の依拠するバックグラウンドは多様なものであり、電力自由化をめぐる問題の学際性を改めて印象づける。今日の社会の複雑性を前提にすると、あらゆる政策的な問題に対して学際的なアプローチが求められることは避けられない。そのためにも、本誌「社会経済研究」が実務家・政策担当者を含む多様な分野の研究者によるコミュニケーションの場として、今後も着実な歩みを進められるよう期待したい。

なお言うまでもなく、他の号と同様に、本号に掲載された論文はすべて「社会経済研究」誌の編集ルールにしたがい、適正な査読プロセスを経て受理されたものである。ご協力いただいた査読者のみなさんにお礼申し上げます。

2008 年 1 月

名古屋大学（ゲスト・エディター）
根本 二郎

欧州における電気事業制度改革の動向と課題 —第三次電力自由化指令案を中心として—

Status and Issues of the restructuring electric power markets in the US and EU countries

キーワード：欧州、電気事業制度改革、アンバンドリング、需要家保護、外資規制

丸 山 真 弘

本稿では、2007 年 9 月 19 日に欧州委員会が発表した、第三次電力自由化指令案を中心に、欧州における電気事業制度改革の現状を概観し、今後の日本での制度改革を巡る議論において参考となる論点について検討した。

第三次電力自由化指令では、一層の競争環境を確立するため、送電事業者と発電事業者の間の資本関係を完全に断ち切る所有権のアンバンドリングを実施することを提案している。これに対しては、イギリスやオランダなど、既に所有権のアンバンドリングを実施している国が支持を表明している一方で、ドイツやフランスなど、法的アンバンドリングに留まっている国は、私有財産権の保障などの問題があるとして、導入に反対している。

これ以外にも、需要家保護の見地から小売自由化実施後も採用されている料金規制が、市場競争を歪めているのではないかという点や、需要家に対する適切な情報提供や需要家保護のあり方、EU 域外の事業者が EU 域内の電力市場に参入することに対する規制のあり方といった点が問題となっている。

1. はじめに
2. 小売自由化と規制料金制
3. アンバンドリングを巡る議論
4. 需要家保護と需要家への情報提供

5. 外資参入に対する規制
6. 今後の動き
7. まとめ

1. はじめに

総合資源エネルギー調査会・電気事業分科会の制度改革ワーキンググループ(主査:金本良嗣 東京大学教授)は、2007 年 7 月 11 日に開催された第 2 回会合において、現時点において家庭用需要家を含めた全需要家に小売自由化範囲を拡大することは適切ではないという見解を示した¹。

その理由として同ワーキンググループは、以下の点を指摘している。

- 家庭用需要家の小売自由化に対する関心は高く、自由化を望む声も大きいものの、現状では、小売自由化範囲拡大の前提条件の

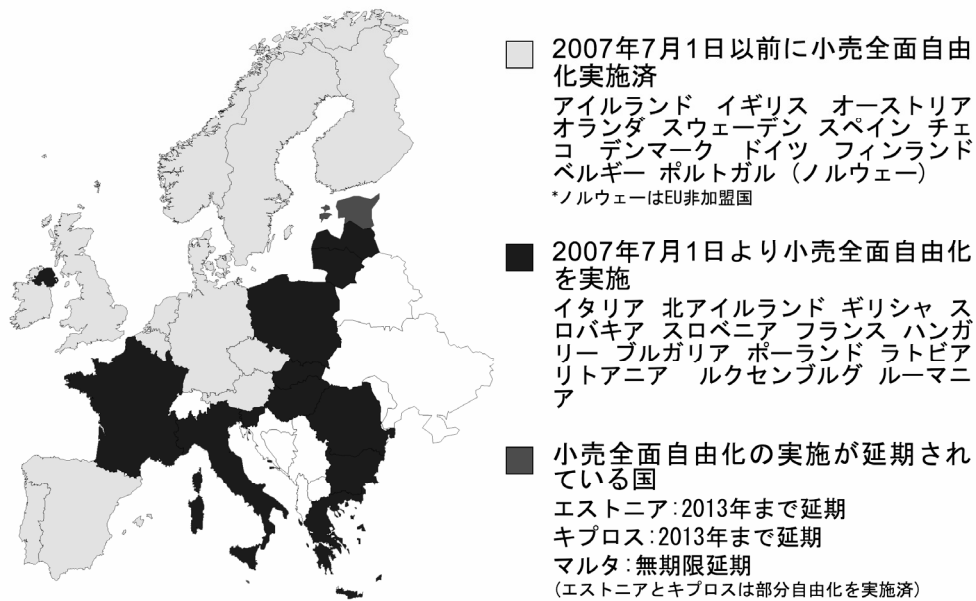
一つである需要家選択肢が十分確保されているとは評価できない。

- 小売全面自由化を実施した場合の費用便益分析の結果からは、小売自由化範囲の拡大にあたり、相当程度の規模で必ず発生する費用のみを考慮しても、競争促進を行わないまま全面自由化を行った場合、社会的便益が社会的費用を上回らないという結果が得られた。

その上で、需要家選択肢が十分担保されないままに自由化範囲を拡大することは、新たに自由化対象となる需要家に自由化のメリットがもたらされない可能性があるに留まらず、社会全体の厚生が損なわれる恐れが強いとしている。

これを受け、同ワーキンググループでは、まずは卸電力市場の活性化や託送制度のあり方な

¹ 以下の点につき[制度改革 WG20070711a]の”5.まとめ”および[制度改革 WG20070711b]を参照。なお[電気新聞 20070712]も参照。



出典 [EC2007c]をもとに作成

図 1:2007 年 7 月時点の小売自由化の実施状況

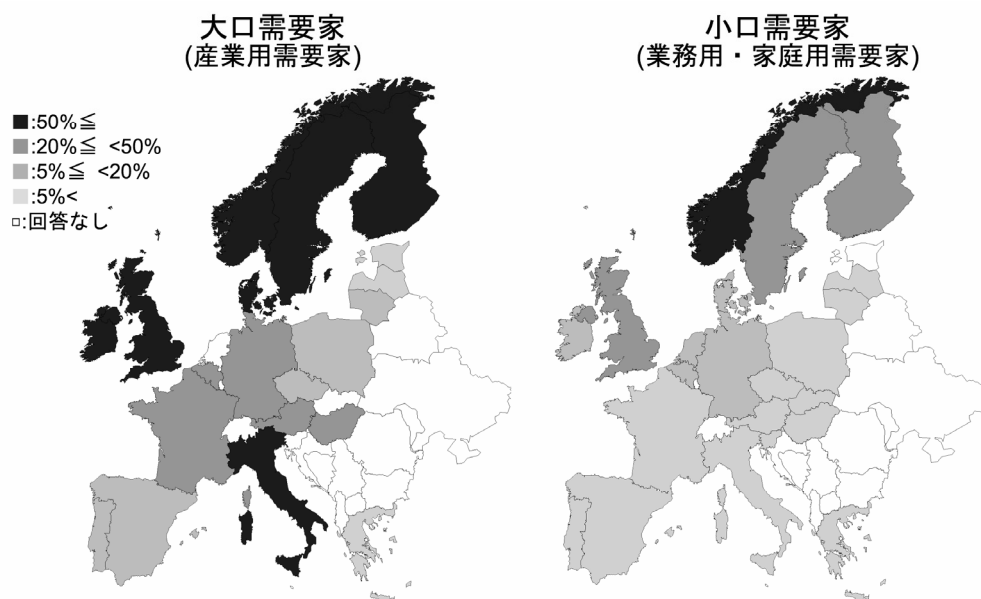
ど、競争環境整備に資する制度改革を具体的に検討し、その上で、一定期間経過後に需要家選択肢の確保状況等について再度検証を行い、その結果を踏まえて小売自由化範囲の拡大の是非について改めて検討を行うべきであるとの考え方が示された。また、小売自由化範囲の拡大を行う場合には、電気事業者の企業行動に与える影響に対し、諸外国において講じられた措置や最新の動向を参照しつつ、適切な措置が事前になされることが必要であると指摘された。

一方欧州においては、2003年に制定された第二次電力自由化指令[EU2003]に基づき、2007年7月1日より、イタリア、ギリシャ、フランス、ルクセンブルグなど12か国と北アイルランドにおいて、家庭用需要家を含む全ての需要家に対する小売自由化(小売全面自由化)が実施された。これにより、第二次電力自由化指令の期限を待つことなく、既に小売全面自由化を実施した、アイルランド、イギリス(北アイルランドを除く)、オーストリア、ドイツ等を併せた全てのEU加盟国²において、供給者を選択する法制度上の権利が家庭用需要家を含む全ての需要

家に対して付与された(図1)。これは、経済統合の一環として欧州のエネルギー市場を統合していきこうという、EUの原則に沿った動きと位置づけられる。

欧州においても、家庭用需要家の小売自由化に対する関心は高い。2007年2月9日から15日に、EU27か国の15才以上の住民約25,800人を対象に欧州委員会が実施した「EUのエネルギー政策に関するアンケート」[EC2007a]によれば、「電力・ガスの供給先の選択肢の存在は重要だと思うか」という質問に対し、Yesと回答した者が85%であったのに対し、Noと回答した者は12%に留まった。また、「供給者を選択できることが望ましい理由は何か」という問いに対し、「価格だけ」「価格+よりよい需要家へのケア」「価格+クリーンエネルギーの供給者の選択」「価格+需要家ケア+クリーンエネルギー」という選択肢の中から一つを選ぶという質問では、「価格だけ」を選択した者が18%であったのに対し、「価格+需要家ケア」「価格+クリーンエネルギー」「価格+需要家ケア+クリーンエネルギー」を選択した者はそれぞれ15%、44%、21%であった。

² 一部全面小売自由化の実施の延期が認められている国(エストニア、キプロス、マルタ)がある(図1)。



出典 [EC2005]をもとに作成

図 2:家庭用需要家の供給者変更率の状況

図 2 は、2005 年の時点での EU 加盟国とノルウェーにおける大口産業用需要家と小口業務用・家庭用需要家の供給者変更率の程度について示したものである[EC2005]。この図からは、ドイツやイギリスといった、この時点で既に全面小売自由化を実施した国においても、小口需要家の供給者変更率は、大口需要家のそれと比べて場合、低い値に留まっていることが分かる³。欧州委員会、特に競争総局は、小売分野における競争状況について必ずしも満足していない。2007 年 1 月 10 日に欧州委員会が発表した電気・ガス事業の分野調査[EC2007]では、産業用需要家と既存事業者との間で長期の供給契約が維持されていることが、新規参入者の発展を阻害し、結果として供給者の変更が促進されないという指摘を行っている。また、新規参入者の発展を

阻害する理由として、多くの加盟国が、需要家保護の見地から規制料金制を維持していることも指摘されている。さらに、電気・ガス事業の分野調査では、垂直統合された既存事業者のアンバンドリングが不十分であることが、卸市場の競争が促進されず、国際連系線に対する投資も十分に行われない理由であると指摘している。

このような状況を受け、欧州委員会は 2007 年 9 月 19 日に、第三次電力自由化指令案を含む、一連の電力・ガス自由化パッケージ⁴を発表

³ なお、欧州における「供給者変更率」は、既存事業者の供給から変更した需要案件数の累積という形で示される、いわば「既存事業者からの離脱経験率」であり、当該時点において新規参入者から供給を受けている需要家(の購入電力量)の比率で示される、日本や米国の「供給者変更率」とは異なることに注意する必要がある。電力中央研究所が 2006 年 9 月～10 月に実施した調査[蟻生後藤 2006]によれば、既存事業者への回帰分を差し引いた新規参入者への正味の供給者変更率は、イギリスの家庭用需要家では 38%、ドイツの家庭用需要家では 11%であるのに対し、イギリスの事業所は 56%、ドイツの事業所の場合は 31%という結果が示されている。

⁴ 今回発表された電力・ガス自由化パッケージは、第三次電力自由化指令案(Proposal for a Directive of the European Parliament and of the Council amending Directive 2003/54/EC concerning common rules for the internal market in electricity [COM(2007) 528 final])の他、第三次ガス自由化指令案(Proposal for a Directive of the European Parliament and of the Council amending Directive 2003/55/EC concerning common rules for the internal market in natural gas [COM(2007) 529 final])、電力の越境取引に関する規則案(Proposal for a Regulation of the European Parliament and of the Council Amending Regulation (EC) No 1228/2003 on conditions for access to the network for cross-border exchanges in electricity [COM(2007) 531 final])、ガス輸送設備へのアクセス条件に関する規則案(Proposal for a Regulation of the European Parliament and of the Council amending Regulation (EC) No 1775/2005 on conditions for access to the natural gas transmission networks [COM(2007) 532 final])、エネルギー規制者の協調のための協議会の設立に関する規則案(Proposal for a Regulation of the European Parliament and of the Council establishing an Agency for the Cooperation of Energy Regulators [COM(2007) 530 final])の 4 本が含まれる。

した。この中では、ネットワーク(送電)部門のさらなるアンバンドリングや需要家保護のあり方と規制料金制の問題、さらにはネットワーク部門への外資参入に対する考え方などが示されている。

本稿では、欧州における電気事業制度改革の現状について概観し、今後予定されている日本での制度改革を巡る議論において参考となる論点についての検討を行う。具体的には、小売自由化が実施された中で規制料金制が維持されることの問題(第2章)、送電部門に対するアンバンドリングの実施を巡る問題(第3章)、需要家保護と需要家への情報提供についての問題(第4章)、ネットワーク部門に対する外資参入に対する規制の問題(第5章)の4つについて検討する。第6章で電力・ガス自由化パッケージの制定に向けた今後の動きについて触れた上で、第7章において日本での今後の制度改革を巡る議論に向けたインプリケーションについて述べる。

2. 小売自由化と規制料金制

第二次電力自由化指令の第3条は、需要家に対して合理的な価格と品質の電気を供給することを各加盟国に義務づけている(公共サービス義務:Public Service Obligation)。また、指令のAnnex Aでは、営業活動、請求、非価格面等における需要家に対する保護に関する規定が盛り込まれている。このため加盟国の多くは、需要家を小売価格の変動や高騰から保護するためといった理由から、小売自由化を実施した後も、主として既存事業者により提供されるデフォルト・サービス⁵などに対し、引き続き料金規制を実施している[ERGEG2007]。

一方、2007年1月10日の電気・ガス事業の分野調査では、市場価格と比べてとても低い水準に設定された料金規制の存在は、競争的な市場の発展のためには逆効果であるとの指摘をし

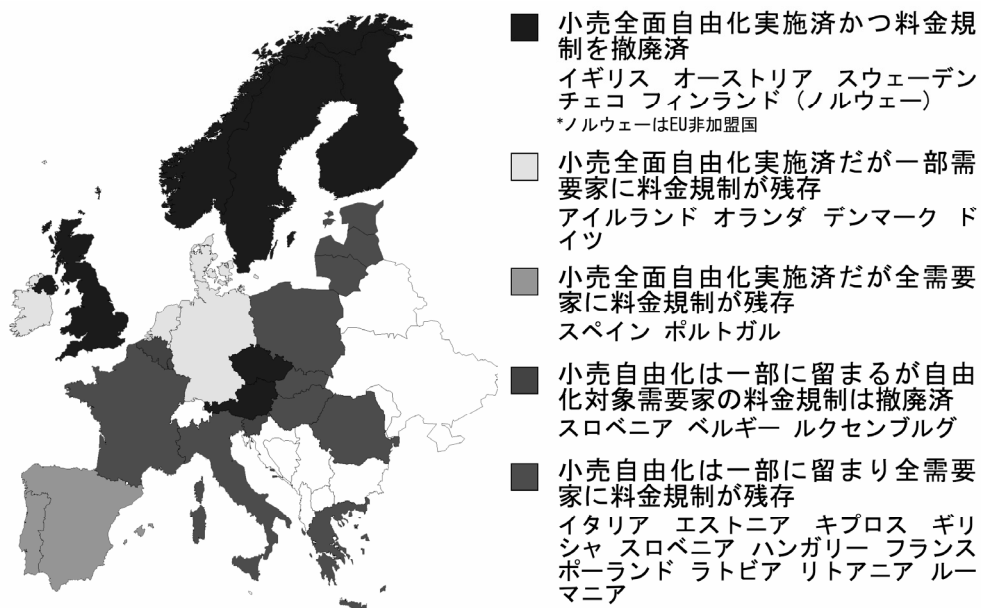
ている。欧州委員会は、第二次電力・ガス自由化指令の国内法化が不十分であるとして、その是正を求める手続を2006年12月12日に開始した[EC2006]が、その中で、スペイン、フランス、エストニア、ラトビアに対しては、規制された料金の規定が余りにも包括的なものであり、市場価格を大幅に下回っていることを問題とした。さらに、2007年6月13日には、フランスの大口と中口の需要家に対する料金が市場価格と比較して人為的に低い水準で規制されていることに対して、EC競争法違反の疑いありとして調査を開始した[EC2007b]。

域内エネルギー市場の統合と競争の促進に向け、加盟各国の規制当局の協調を図ることを通じて欧州委員会の活動を支援するために2003年の指令[EU2003b]によって組織された、EU加盟国の電気・ガス事業の規制当局の集まりである欧州電力・ガス規制官グループ(The European Regulators' Group for Electricity and Gas:ERGEG)は、2007年6月14日に、需要家に対する価格規制の現状についての報告[ERGEG2007]をとりまとめた。この中でERGEGは、EU加盟国の内17か国において、(1)電力価格に対する規制が維持されており、需要家区分ごとに見た場合、ほとんどの区分⁶において需要家の8割以上が規制価格での供給を受けていること(図3)、(2)規制価格制が維持されている理由は、競争環境への移行のためではなく、一定の期日あるいは一定の条件を満たした場合に価格規制を終了する旨を定めた国はほとんどないこと、(3)規制の目的は需要家の保護であるとする国が多いが、競争の促進や事業者と需要家の利害のバランス、環境保護、資源の有効利用なども目的に含まれるとする国もあること等を指摘した。

さらに、2007年7月18日に発表された意見書[ERGEG2007a]においてERGEGは、(1)多

⁵供給者との交渉がまとまらずに、誰からも電気の供給を受けられない需要家に対する供給を指す〔佐藤丸山2007〕。

⁶この条件に当てはまらない例は、エネルギー多消費需要家(フランス、ハンガリー、スペイン、イタリア)と大口・中口需要家(スペイン、イタリア)しかない。



出典:[ERGEG2007]をもとに作成

図 3: 需要家に対する料金規制の実施状況

くの国は規制価格制の目的は脆弱な需要家を保護することにあるとしているが、脆弱な需要家の保護と全ての需要家に規制料金を適用することを混同すべきではなく、保護の方法は開かれた競争的な市場の要件に沿ったものである必要があること、(2)需要家への価格規制は、市場の機能を歪め、供給保障と環境変化への対応の双方を危機に晒すものであること等を指摘した上で、EU 加盟国に対して(a)規制価格を廃止し、競争的な市場に移行するためのロードマップを2008年7月1日までに示し、移行期間を明示すること、(b)制度上市場は開放されているものの、実際には供給者が一社しか存在せず、需要家の選択権が奪われている国の政府と規制当局に対して、新規参入が可能となるような環境を整備するよう直ちに行動することを求めた。

3. アンバンドリングを巡る議論

欧州委員会、特に競争総局は、現在の法的アンバンドリングでは競争環境の確立には不十分であり、送電事業者と発電事業者の間の資本関係を完全に断ち切る所有権のアンバンドリング

を実施する必要があると主張している。そして、事業者が送電設備の所有権を維持しつつ、系統運用権を独立系統運用者(Independent System Operator: ISO)に委ねるという ISO モデルは改善の策に留まると位置づけている[EC2007]。

2007年3月8・9日に開催された欧州理事会(欧州サミット)では、無差別の送電線へのアクセスと、独立した意思決定が保証されるようなアンバンドリングの実施が必要であるという点で EU 首脳の見解が一致したが、具体的な方法として所有権のアンバンドリングが必要、あるいは好ましいという点について踏み込んだ判断は示さなかった[EU2007]。さらに、2007年6月6～8日に開催された閣僚理事会(エネルギー閣僚会議)では、イギリスを中心とする加盟国から、所有権のアンバンドリングの実施を求める意見が示されたものの、フランスやドイツなどの反対⁸によりこの意見は退けられ、まずは既存の制度改革の枠組みの適時かつ完全な実施を求めるという、欧州サミットで採択された原則が再確認された[EU2007c]。

⁷ 例えば、イギリスの主張について[EU2007a]を参照。

⁸ 例えば、フランスの主張について[EU2007b]を参照。

イギリス、スペイン、デンマーク、オランダ、スウェーデン、ベルギー、フィンランド、ルーマニアの8か国は、所有権のアンバンドリングを支持している。これらの国は自国では既に所有権のアンバンドリングを実施しており、自国の事業者にフランスとドイツの市場へのアクセスを認めさせたいという考えを持っている。一方、フランス、ドイツ、オーストリア、ルクセンブルグ、ギリシャ、スロバキアの6か国は所有権のアンバンドリングには反対している。これら6か国の経済担当大臣は、2007年7月30日に欧州委員会に送付した書簡の中で、所有権のアンバンドリングを実施すれば電気料金は低下し、国際連系線に対する投資は増加するという欧州委員会の主張には明確な根拠はないとして、所有権のアンバンドリングが現在の電気事業制度を巡る問題を解決する唯一の解であるという主張を放棄することを求めた[Reuters2007]。

また、電気事業者の団体である Eurelectric は、欧州における電気事業制度改革の究極的な目的は市場統合の促進にあるとした上で、所有権のアンバンドリングを実施したのでは、かえって市場の範囲が国内に留まり、市場統合の促進に逆行するおそれがあると反論した。そして、送電系統運用者(Transmission System Operator: TSO)間の協調を進める方策として、地域独立系統運用者(Regional Independent Transmission Operator: RIO)の導入を中心としたモデル(RIOモデル)を提案した[Eurelectric2007]。このモデルでは、各国のTSOが引き続き送電線を保有するものの、系統の運用権は地域大で設立される独立の系統運用者であるRIOに委ねられることになる。

欧州委員会は、所有権のアンバンドリングが実施されると国際連系線への投資が促進されると主張しており、具体的に投資が行われた例として、スペインとポルトガルの連系線や、イタリアの連系線を挙げている[EC2007f]。これに対して Eurelectric など事業者側は、スペイン

とポルトガルの連系線は、電気事業制度改革以前から計画されていたものが、両国の強力な支持のもとで完成したものであること、イタリアの連系線は2003年の欧州大停電を受け、安定供給の確保の観点から整備されたものであることを指摘し、これらの連系線の整備はいずれも所有権のアンバンドリングの実施とは関係がないと主張した。さらに、連系線整備を妨げているのは各国の規制の整合性がなく、欧州大の規制が存在しない点にあるとして、規制手続の効率化・整合化と、欧州委員会によるより強力な介入を求めた⁹。

第三次自由化指令案では、所有権のアンバンドリングとISOモデルのいずれかを選択することを各国に認めるという方法が採用されるという方向で調整が図られている。これは、所有権のアンバンドリングのみを認めるという方法を採用した場合、E.ONやRWEといった民営事業者に対し、資産の譲渡(Divestiture)や事業の切り出し(spin-off)を強制することは、私有財産権を保障した憲法の規定の関係から不可能であるというドイツの主張に配慮したものであるとされる。

しかし、ISOモデルでは、ISOに対して短期的な系統の管理権のみならず、長期的な系統計画や投資決定もISOが担当することが検討されている(Deep ISOモデル)。このようにISOの権限を拡大した場合、E.ONやRWEといった事業者にとって、ISOモデルを選択して送電線を所有し続けても、事業者の仕事は送電料金の形で報酬を受け取り送電線の管理をすることに留まることになる。このため、ISOモデルの内容によっては、事業者が自主的に所有権のアンバンドリングを選択することも考えられる¹⁰。

また、国営事業者に対する所有権のアンバンドリングの実施についても課題が指摘されている。例えばフランスのTSOであるRTEは現在

⁹ この点については、2007年9月に実施したEurelectricとRWEへのヒアリングの結果による。

¹⁰ この点については、2007年9月に実施したFrontier Economicsへのヒアリングの結果による。

EdF の 100%子会社という位置づけになっているが、フランス政府が RTE 株式を EdF から買い取り、RTE を直接保有した場合、RTE と EdF の間に直接の資本関係がなくなることから、所有権のアンバンドリングの要件を満たしたといえるのかという点が問題となる。政府の下に EdF と RTE の双方が置かれることは、持株会社としての E.ON や RWE の下に発電事業者と送電事業者の双方が置かれることと変わりがないから、所有権のアンバンドリングの形態として後者が認められない以上、前者が認められるのはおかしいという立場に立てば、フランス政府は EdF か RTE を民営化し、政府との所有関係を断ち切る必要があることになる。しかし、国営企業の民営化を強制することは、民営企業に資産や事業の譲渡を強制することよりも大きな法律上・政治上の紛争を引き起こすことが考えられる¹¹。このため、第三次自由化指令案では、発電事業者と送電事業者がそれぞれ別の規制の下に置かれるならば、所有権のアンバンドリングを満たしたことにするという妥協案が採用された。

さらに、民営事業者が発電事業会社と送電事業会社を分離した場合、両者の間の資本関係はどの程度まで許されるのかということも問題となっている。例えば、ベルギーの発電事業者である Electrabel は、送電事業者である ELIA System Operator の株式のおよそ 20%を所有しているが、所有権のアンバンドリングを実施した場合、株式の完全な売却を求められるのか、それとも少数株主としての株式保有は認められるのかといった点は、制度の詳細を検討する際には問題となる¹²。

4. 需要家保護と需要家への情報提供

家庭用需要家も含む全ての需要家に自由化範

囲を拡大する際には、自由化とはどのようなものであり、需要家はどのような権利と義務を持つことになるのかという点について、全需要家に対し適切に情報を提供する必要がある。これは、需要家が適切な供給者選択を行うための前提条件であるといえる。

欧州委員会は、規制当局、需要家団体、事業者団体等の協力を得て、2007 年 7 月の全面自由化の実施に向け、2007 年 6 月末より需要家に対する情報提供キャンペーンを開始することを決定した[EC2007d]。このキャンペーンは、家庭用需要家と脆弱な需要家(vulnerable customer:低所得者や遠隔地居住者など、エネルギー供給の上で各国法が保護を与えている需要家)を主な対象としたものであり、ポスターや需要家の権利を説明した文書、web サイト(<http://www.agathepower.eu/>)による情報の提供などを行うことにしている。

2007 年 7 月 5 日に、欧州委員会は紛争処理、営業活動、請求、接続の権利、脆弱な需要家への対応、価格の透明化等について規定した「需要家保護憲章」の草案[EC2007b]を提出し、2007 年 末 の 制 定 を 目 指 し て public consultation に付している。この憲章自体は法的拘束力を持つものではないが、憲章を承認した加盟国は、その内容の国内法化に努めることとされている。

この草案には、脆弱な需要家に対して、対象となる需要家を明確にした上で、低価格あるいは無料で電力の供給を行うべきとの規定が盛り込まれている。この規定は、東欧諸国における社会的料金(social price)を念頭においたものであるが、public consultation においては、事業者に対してコスト以下での電力供給を義務づけるものであれば財産権の収用に該当し、他の需要家にそのコストの負担を求めるものであれば内部相互補助に該当するので問題があるとの指摘がなされている [CEP2007]。

¹¹ この点については、2007 年 9 月に実施した Frontier Economics と RWE へのヒアリングの結果による。

¹² この点については、2007 年 9 月に実施した Frontier Economics へのヒアリングの結果による。

5. 外資参入に対する規制

フランスやドイツなどは、所有権のアンバンドリングが実施された場合、EU 域外の資本がネットワーク事業者を買収することが現在より容易になることを、所有権のアンバンドリングに反対する理由の一つとして挙げている。これらの国は、ロシアの Gazprom などが、欧州に対するガスの供給を完全に支配することを通じ、各種の影響力を行使するといった、必ずしも経済合理性に基づかない目的を持って投資を行うことを通じ、結果として安定供給の確保に支障が生じることを危惧している。

欧州では、外資参入に対する規制をかけないことを原則としている、しかし、このような指摘を受け、第三次自由化指令案では外資参入に対する一定の制限を設けることが検討された。結果として、(1)EU 加盟国以外の者が EU 域内の送電系統や TSO を支配することを原則禁止した上で、第三国と EU との間で合意が結ばれた場合にはこの制約を解除できる旨の規定(第 8a 条)と、(2) 第三国の者が支配する送電系統の所有者が TSO の指定を受けるためには発電・供給事業者との関係がないことを示す必要があるという旨の規定(第 8b 条)が盛り込まれることになった。これらの規定の主な目的は、EU のエネルギー市場で活動する全ての者に対して、EU の市場の原則を尊重し、それに従うことを求めた上で、第三国の者が TSO を買収する場合、その者が EU 域内の者と同様の所有権のアンバンドリングを行っている場合に限り買収を認めるという点にあるとされる。しかし、第三次自由化指令案に対する欧州委員会の説明文書[EC2007f]では、「EU は第三国の、EU 市場を供給の条件のみならず、ネットワークを買収することで支配しようという戦略に対して脆弱であるという懸念がある」とした上で、「このような戦略が第三国にネットワークの運営と発展に対する影響力を与えることになると、EU のガスの供給の多様化の目標は危機に瀕するこ

とになる」という論点が、この規定の背景にある旨を明示している。

しかし、相互主義の原則に基づく規制では、買収側の事業者がアンバンドリングを実施した場合には規制が及ばない。特に、所有権のアンバンドリングを巡る問題(第 3 章)で既に論じたように、国が直接の資本関係のない発電事業者と送電事業者の双方を保有している場合、特に両者が別の官庁の下に置かれる場合には所有権のアンバンドリングを実施していると認定するのであれば、相互主義の原則による制約を回避することは、それほど難しいことではないとの指摘もある。

このため、電気・ガス(のネットワーク)事業を防衛産業と同様の戦略的産業と位置づけ、黄金株などの方法による規制、すなわち、一定割合以上の株式取得に対し黄金株の所有者である政府に拒否権の発動を認めるという案や、経済目的の投資と非経済目的の投資を区別し、後者のみを規制する案が検討された。第三次自由化指令案に対する欧州委員会の説明文書では、「エネルギー分野は戦略的なものであるとの宣言は、EU がその利害を守るという強力なメッセージを送ることになる」とした上で、米国が(エクソン・フロリオ条項によって)経済全体にこのような保護的方法を採用していることや、ロシアが大部分のエネルギー生産国と同様、自国のエネルギー分野を保護の対象としている点を指摘している。ただし、なぜ第三次自由化指令案においてこのような方法を採用しなかったのかという点についての理由は必ずしも明らかではない。

6. 今後の動き

第三次自由化指令案は、欧州議会とエネルギー閣僚会議の共同決定手続による審議を経て正式に指令として承認されることになる。まず、2007 年 11 月頃からクリスマス休暇を経て、2008 年春までの間に第一読会(First Reading)の手続が行われる。その後、手続は第二読会

(Second Reading)に移るが、この段階では政治的な思惑もからみつつ、成案を得るための様々な交渉が公式、非公式に行われることが予想される。2009年5月には欧州議会選挙が控えていることから、これ以前の2008年中に決着が図られることが期待されているが、政治的妥協から、指令案が欧州委員会の思惑と異なる方向で決着が図られるような場合には、欧州委員会が指令案を取り下げ、その成立を断念することもあると考えられる¹³。

7. まとめ

本稿では、欧州における電気事業制度改革の現状、特に2007年9月19日に公表された第三次電力自由化指令案の内容について概観し、その主要な論点についての検討を行った。

既に述べたように、日本の電気事業制度改革においては、現時点において家庭用需要家を含めた全需要家に小売自由化範囲を拡大することは望ましくないとされたものの、競争環境整備に資する制度改革を具体的に検討、実施した上で、需要家選択肢の確保状況等について再度検証を行い、その結果を踏まえて小売自由化範囲の拡大の是非について改めて検討を行うべきであるという方針が示されている。米国における電気事業制度改革が、少なくとも小売分野においては規制への回帰の動きを示している中、欧州での制度改革の動き、特に自由化指令案を巡る欧州議会とエネルギー閣僚会議での議論は、日本における今後の議論にも大きな影響を与えることが予想される。

ただし、本稿でも指摘したように、欧州の電気事業制度改革は、欧州の経済統合の一環として、電力の域内統一市場を形成しようという大きな目的を持って進められている。また、制度

改革の中核とされる、所有権のアンバンドリングは、それが域内の市場統合や競争、さらには連系線の投資を促進するという主張は、実証分析を背景に行われているものではなく、多分に観念的なものであるという指摘があることに注意する必要がある。欧州の制度改革を参考とする際には、以上のような違いや問題点が存在することを踏まえ、単に「横のものを縦にする」解釈ではない、慎重な分析が必要であるといえる。

参考文献

- [蟻生後藤 2006] 蟻生俊夫、後藤久典「英独仏需要家による電力自由化の評価と供給者選択行動の分析」電力中央研究所報告 Y06009 (2007年3月)
- [佐藤丸山 2007] 佐藤佳邦、丸山真弘「競争環境下における電力需要家保護制度の検討—米国及び EU 諸国の現状と課題—」電力中央研究所報告 Y07002 (2007年8月)
- [制度改革 WG20070711a] 電気事業分科会制度改革 WG「家庭部門も含めた小売自由化範囲の拡大に係る検討結果について(案)」(制度改革ワーキンググループ第2回・資料3) (2007年7月11日) available at <http://www.meti.go.jp/committee/materials/downloadfiles/g70719a03j.pdf> (site last visit at Nov. 25, 2007)
- [制度改革 WG20070711b]「総合資源エネルギー調査会電気事業分科会制度改革ワーキンググループ(第2回)議事録」 available at <http://www.meti.go.jp/committee/summary/0004383/index.html> (site last visit at Nov. 25, 2007)
- [筒井 2003] 筒井美樹「域内電力市場に関する修正 EU 指令について」電力経済研究 No. 50 pp.43-46 (2003年10月)
- [電気新聞 20070712]「全面自由化『一定期間後』に検討・制度改革 WG・30日の分科会で報告」電気新聞, 2007年7月12日付1面
- [CEP2007] Centrum für Europäisch Politik “EU-Mitteilung CHARTA DER RECHTE DER ENERGIEVERBRAUCHER” (Jul. 27, 2007) available at http://www.cep.eu/fileadmin/user_upload/Kurz-Analysen/Energieverbrauchercharta/CEP-Analyse_zur_Energieverbrauchercharta.pdf (site last visit at Nov. 25, 2007)
- [EC2005] European Commission “Commission Staff Working Document: Report on Progress in Creating the Internal Gas and Electricity

¹³この点については、2007年9月に実施した Eurelectric と RWE へのヒアリングの結果による。なお、2003年の第二次自由化指令の際は、欧州委員会による指令案の提出(2001年3月13日)から、指令の公布(2003年7月15日)までに、2年4か月の期間がかかっている。【筒井 2003】も参照。

- Market: Technical Annex to the Report from the Commission to the Council and the European Parliament” (Nov. 2005) available at http://ec.europa.eu/energy/electricity/report_2005/doc/2005_report_technical_annex.pdf (site last visit at Nov. 25, 2007)
- [EC2006] European Commission “Sector The Commission takes action against Member States which have still not properly opened up their energy markets (IP/06/1768)” (Dec. 12, 2006) available at <http://europa.eu/rapid/pressReleasesAction.do?reference=IP/06/1768> (site last visit at Nov. 25, 2007)
- [EC2007] European Commission “Sector Enquiry under Article 17 of Regulation (EC) No 1/2003 on the gas and electricity markets (Final Report)” [COM(2006) 851 final] (Jan. 10, 2007) available at <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=COM:2006:0851:FIN:EN:PDF> (site last visit at Nov. 25, 2007)
- [EC2007a] European Commission “Attitudes on issues related to EU Energy Policy – Analytical Report (Flash Eurobarometer 206a)” (Apr. 2007) available at http://ec.europa.eu/public_opinion/flash/fl206a_en.pdf (site last visit at Nov. 25, 2007)
- [EC2007b] European Commission “State aid: Commission opens investigation into regulated electricity tariffs in France (IP/07/815)” (Jun. 13, 2007) available at <http://europa.eu/rapid/pressReleasesAction.do?reference=IP/07/815> (site last visit at Nov. 25, 2007)
- [EC2007c] European Commission “Q&A on the opening of the energy markets and the European Energy Consumers’ Charter (MEMO/07/270)” (Jun. 29, 2007) available at <http://europa.eu/rapid/pressReleasesAction.do?reference=MEMO/07/270> (site last visit at Nov. 25, 2007)
- [EC2007d] European Commission “Fact sheet – Information campaign on consumers’ rights in the internal energy market” (Jun. 2007) available at http://www.agathepower.eu/campaign_fact_sheets_doc/campaign_fact_sheet_en.pdf (site last visit at Nov. 25, 2007)
- [EC2007e] European Commission “Towards a European Charter on the Rights of Energy Consumers [COM(2007) 386 final]” (Jul. 5, 2007) available at http://ec.europa.eu/energy/energy_policy/consumers/doc/2007_07_05_comm_386_en.pdf (site last visit at Nov. 25, 2007)
- [EC2007f] European Commission “Commission Staff Working Document Accompanying the legislative package on the internal market for electricity and gas COM(2007) 528 final COM(2007) 529 final COM(2007) 530 final COM(2007) 531 final COM(2007) 532 final SEC(2007) 1180 Impact Assessment” (Sep. 19, 2007) available at http://ec.europa.eu/energy/electricity/package_2007/doc/2007_09_19_impact_assessment_en.pdf (site last visit at Nov. 25, 2007)
- [ERGEG2007] ERGEG “Status review on end-user price regulation Ref:E07-CPR-08-04” (Jun. 14, 2007) available at http://www.ergeg.org/portal/page/portal/ERGEG_HOME/ERGEG_DOCS/ERGEG_DOCUMENTS_NEW/CUSTOMER_FOCUS_GROUP/E07-CPR-08-04_StatusE-UP_rices_final.pdf (site last visit at Nov. 25, 2007)
- [ERGEG2007a] ERGEG “End-user energy price regulation An ERGEG Position Paper Ref: E07-CPR-10-03” (Jul. 18, 2007) available at http://www.ergeg.org/portal/page/portal/ERGEG_HOME/ERGEG_DOCS/ERGEG_DOCUMENTS_NEW/CUSTOMER_FOCUS_GROUP/E07-CPR-10-03_E-UPPriceReg.pdf (site last visit at Nov. 25, 2007)
- [EU2003] “Directive 2003/54/EC of the European Parliament and of the Council of 26 June 2003 concerning common rules for the internal markets in electricity and repealing Directive 96/92/EC” Official Journal L 176 (Jul. 15, 2003) available at <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2003:176:0037:0055:EN:PDF> (site last visit at Nov. 25, 2007)
- [EU2003b] “2003/796/EC: Commission Decision of 11 November 2003 on establishing the European Regulators Group for Electricity and Gas” available at <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2003:296:0034:0035:EL:PDF> (site last visit at Nov. 25, 2007)
- [EU2007] Council of the European Union “Brussels European Council 8/9 March 2007: Presidency Conclusions” (Mar. 9, 2007) available at http://www.consilium.europa.eu/cms3_applications/Applications/newsRoom/LoadDocument.asp?directory=en/ec/&filename=93135.pdf (site last visit at Nov. 25, 2007)
- [EU2007a] Council of the European Union “TTE (Energy Council) on 6 June 2007 Gas and Electricity Market a) Communication: Prospects

for the Internal Gas and Electricity Market b) Sector Inquiry on the Gas and Electricity Markets c) Priority Interconnection Plan - Policy debate (9905/07 ADD 1 ENER 149)” (Jun. 5, 2007) available at http://register.consilium.europa.eu/servlet/driver?lang=EN&ssf=DATE_DOCUMENT+DESC&fc=REGAISEN&srm=25&md=400&typ=Simple&cmsid=638&ff_TITRE=TTE+%28Energy+Council%29+on+6+June+2007+Gas+and+Electricity+Market&ff_FT_TEXT=&ff_SOUS_COTE_MATIERE=&dd_DATE_REUNION=&rc=19&nr=21&page=Detail (site last visit at Nov. 25, 2007)

[EU2007b] Council of the European Union “TTE (Energy Council) on 6 June 2007 Gas and Electricity Market a) Communication: Prospects for the Internal Gas and Electricity Market b) Sector Inquiry on the Gas and Electricity Markets c) Priority Interconnection Plan - Policy debate (9905/07 ADD 4 ENER 149)” (Jun. 5, 2007) available at http://register.consilium.europa.eu/servlet/driver?lang=EN&ssf=DATE_DOCUMENT+DESC&fc=REGAISEN&srm=25&md=400&typ=Simple&cmsid=638&ff_TITRE=TTE+%28Energy+Council%29+on+6+June+2007+Gas+and+Electricity+Market&ff_FT_TEXT=&ff_SOUS_COTE_MATIERE=&dd_DATE_REUNION=&rc=18&nr=21&page=Detail (site last visit at Nov. 25, 2007)

[EU2007c] Council of the European Union “Press Release: 2805th Council meeting Transport, Telecommunications and Energy Luxembourg, 6-8 June 2007 ” (Jun. 8, 2007) available at http://www.consilium.europa.eu/cms3_applications/Applications/newsRoom/LoadDocument.asp?directory=en/trans/&filename=94576.pdf (last visit at Nov. 25, 2007)

[Eurelectric2007] EURELECTRIC “Position Paper on the European Commission’s approach to market developments (10th January energy package), Ref: 2007-300-0004” (Mar. 2007) available at <http://www2.eurelectric.org/DocShareNoFrame/Docs/3/LNHDKOEAEELLICIMDMDDJFMAD5141H7HT8BK9S4B6HQQ7/Eurelectric/docs/DLS/EPoPenenergyPackagefinal-2007-300-0004-2-.pdf> (site last visit at Nov. 25, 2007)

[Reuters2007] “Germany, France warn EU against energy breakup”, Reuters (Jul. 30, 2007 5:57pm BST) available at http://uk.reuters.com/article/UK_SMALLCAPSRPT/idUKL3052150520070730 (site last visit at Nov. 25, 2007)

まるやま まさひろ

電力中央研究所 社会経済研究所

北欧電力卸売市場の経済物理学的解析

Econophysical analysis of Nord Pool market

キーワード：経済物理学、市場価格変動、平均回帰性、ベキ分布、送電混雑の間隔

大西 立顕 水野 貴之 大藤 建太 南部 鶴彦

価格変動と送電混雑の間隔に注目して北欧電力卸売市場を経済物理学的に解析した。まず、人間活動を反映してシステム価格の変動には強い周期性があることを確認した。そして、周期性を取り除いた価格変動を解析し、価格差は無相関だが価格差の大きさには長期相関があり、価格差の変位はベキ分布し、暴騰・暴落の起きる間隔はすそ野の広い分布をするというオープンマーケットでみられる普遍的な性質を確かめた。一方、数十日以上長い時間スケールでも拡散は遅く、一般の市場と比較して平均回帰性が強いことが分かった。また、価格が上と下のどちらに先に到達するかに注目した連検定により平均回帰性の統計的有意性を示した。次に、実際の売買に使われるエリア価格の分布を調べ、エリア価格はシステム価格から非常に大きく乖離することがあることを確認し、乖離の大きさから送電混雑を定義した。送電混雑の間隔分布にはスケーリング関係があり、平均間隔で規格化することでエリアや銘柄によらない同一の分布になることが分かった。さらに、混雑間隔列の系列相関を調べ、ケンドールの順位相関と連検定により、連続する間隔の間の正の相関と混雑発生クラスターの統計的有意性を示した。以上の結果は、電力市場の安定性やリスク評価において重要な知見であり、電力市場における価格変動の理解を深め、乱高下のメカニズムの解明に貢献するものと考えられる。

- | | |
|--------------|-----------------|
| 1. はじめに | 2.4 価格差の分布 |
| 1.1 経済物理学の手法 | 2.5 暴騰・暴落の起きる間隔 |
| 1.2 電力市場 | 3. エリア価格と送電混雑 |
| 1.3 北欧電力卸売市場 | 3.1 エリア価格の分布 |
| 2. システム価格の変動 | 3.2 送電混雑 |
| 2.1 周期性 | 3.3 混雑間隔の分布 |
| 2.2 相関関数 | 3.4 混雑間隔の系列相関 |
| 2.3 平均回帰性 | 4. まとめ |

1. はじめに

1.1 経済物理学の手法

物理学では、現象に潜む法則性を発見し、それをもとに理論を構築し、現象を説明するという方法がとられる。近年、コンピュータの発展によりデータの電子化が急速に進み、詳細で膨大な経済データが利用可能になってきた。物理現象とは異なり、一般に経済現象は複雑で捉えにくい、データが膨大であれば統計性や普遍性の吟味が可能になり、物理学の視点からの解

析（経済物理学）が有効になる。実際、経済物理学の手法により、様々な経済現象が科学的・数理的に理解されつつある（Mantegna and Stanley (2000); 高安秀樹・高安美佐子(2001)）。

1.2 電力市場

諸分野の規制緩和・自由化による競争原理導入の流れを受け、日本の電力事業も自由化しつつある。2000年に電力小売が一部自由化し、2005年に日本卸電力取引所が設立され、すでに1日前市場で電力が取引されるようになってい

る。

電力という商品は、貯蔵の困難性、発電と消費の同時性、低い価格弾力性（生活に必要不可欠）、設備形成の長時間性など他の金融商品とはかなり異なる特殊性を持っている。そのため、電力をその他の商品と同じように考え、経済学が想定するように市場の競争メカニズムに任せれば電力価格の引き下げにつながると安易に判断することはできない。電力は必需品であるため、電力価格の乱高下や電力危機は日常生活を困難にする恐れがあり、電力自由化については多方面からの慎重な制度設計が求められる。

そこで、本研究では、歴史も古くデータが膨大に蓄積されている北欧電力卸売市場のデータを用いて、経済物理学の視点から電力市場を解析し、よく調べられてきた為替や株式市場との違いに注目して、電力市場における価格変動の基本的な統計性を明らかにする。

1.3 北欧電力卸売市場

2000年1月3日～2006年12月31日の期間について、北欧電力卸売市場（Nord Pool）の1日前市場（翌日の1時間単位の24商品の電力を売買する市場）の価格時系列を解析した。

Nord Poolでは、市場参加者が需給曲線を提示し合い、その均衡点として全地域共通のシステム価格が算出される。そして、このシステム価格の下で想定される送電容量の超過具合に応じて、エリア価格（売買に使われる価格）が決まる。つまり、混雑している送電線を通じて輸入するエリアのエリア価格は高くなり、輸出するエリアのエリア価格は安くなる。

各エリアは、主に、ノルウェー南部（NO1）、ノルウェー中部（NO2）、スウェーデン（SE）、フィンランド（FI）、デンマーク西部（DK1）、デンマーク東部（DK2）の6つに分かれている。

2. システム価格の変動

2.1 周期性

価格変動を理解するには、まずは統計性を調べることが重要になる。

時系列の周期性を調べるために、各銘柄の時系列を合わせてつくった1時間毎の対数価格時系列のパワースペクトルを計算した（図1）。パワースペクトルは1週間、3.5日、1日、12時間、8時間のところにピークがあり、価格は複数の周期で変動している。

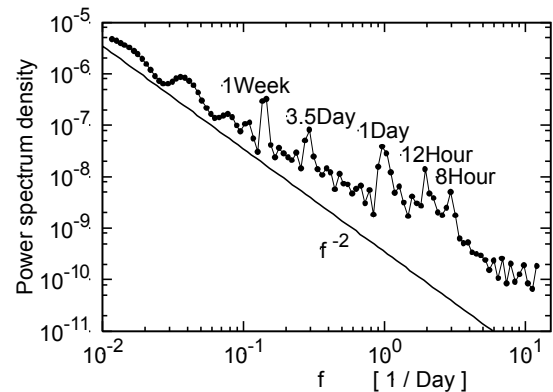


図1: 1時間毎の対数価格時系列から計算したパワースペクトル

1週間の平均的な価格変動をみるために、対数価格をその週の平均対数価格で割った量

$$A(T) = \log P(T) / \langle \log P(T) \rangle_{\text{Week}} \quad (1)$$

を考える。ただし、 T は時間、 $P(T)$ は（1時間毎の）価格とする。価格がその週の平均価格と同じであれば $A(T)=1$ 、その週の平均価格より高ければ $A(T)>1$ 、安ければ $A(T)<1$ となる。曜日・時間別に全期間で平均化した $A(T)$ の時系列を図2に示す。人間活動を反映して、平日の昼間は価格が高く、朝晩や週末の金曜午後と土日は価格が安い。また、9時と18時に高値のピーク、4時と16時に安値のピークがあり、実際に複数の周期で変動している様子が分かる。

このような日中の周期変動を取り除くために、銘柄（時間）別に1日毎の変動に注目する。そして、週末の影響を取り除くために、

● 1～11 時銘柄

土日のデータを除去して詰める

● 12～24 時銘柄

金土日のデータを除去して詰める

という処理をする。以下では、このようにつくった 1 日毎の各銘柄の価格時系列 $\{P_h(t)\}$ を解析する ($h=1,2,\dots,24$)。つまり、 t は平日換算 (12～24 時銘柄では金曜も除く) の日数になる。この処理により、図 2 の月曜 1 時から金曜 11 時までの価格のみを銘柄別に 1 日毎に調べることで、価格の平均値がほぼ一定とみなせるため、明白な周期変動を除去した上での意味ある変動成分を解析することができる。

各銘柄の対数価格 $\log P_h(t)$ のパワースペクトルはほぼ f^{-2} であり、明白な周期性は見られず、変動はランダムウォークで特徴づけられる (図 3)。

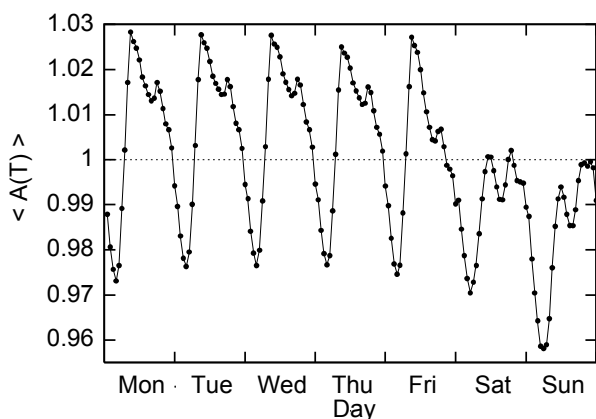


図2: 1週間の平均的な価格変動。各曜日における1時間毎の変動の様子を示している。

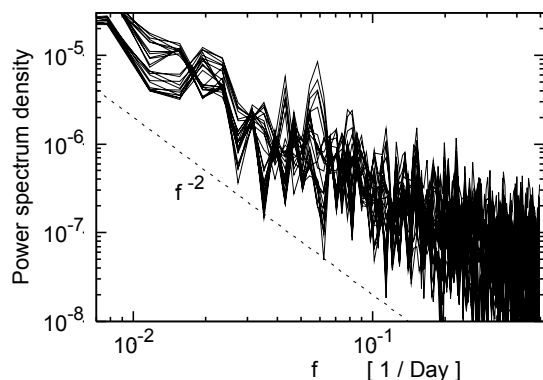


図 3: 各銘柄の対数価格 $\log P_h(t)$ のパワースペクトル。 $h=1,2,\dots,24$ について同時にプロットしている (以下の図も同様)。

2.2 相関関数

対数価格差 $g(t)$ を

$$g(t) = \log P_h(t+1) - \log P_h(t) \quad (2)$$

対数価格差の標準偏差 σ を

$$\sigma = \sqrt{\langle g(t)^2 \rangle - \langle g(t) \rangle^2} \quad (3)$$

規格化した対数価格差 $G(t)$ を

$$G(t) = g(t) / \sigma \quad (4)$$

とする ($g_h(t)$ などの h の添字は省略して単に $g(t)$ と書くことにする)。

対数価格差の自己相関 $\langle G(t)G(t+\tau) \rangle$ は $\tau=1$ で負の相関があり、 $\tau \geq 2$ でほぼ無相関になる (図 4)。つまり、価格が上 (下) がった翌日は下 (上) がりやすいという反相関性はあるが、2 日以上先の価格変動は相関関数からは予測できない。

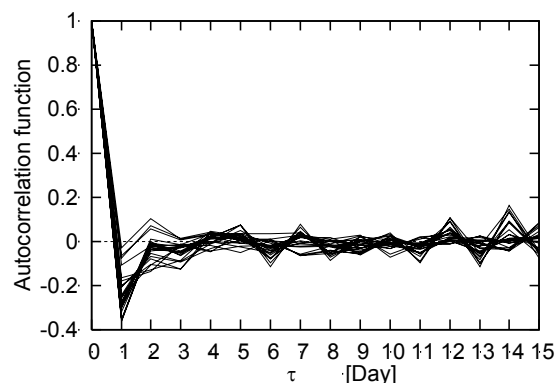


図4: 各銘柄の対数価格差の自己相関関数 $\langle G(t)G(t+\tau) \rangle$

対数価格差の大きさの自己相関 $\langle |G(t)| |G(t+\tau)| \rangle$ は正の相関が 10 日以上持続しており、一度大きな変動が起きると変動の大きい状態がしばらく持続する性質がある (図 5)。

価格差は短時間で無相関になり、価格差の大きさが長期相関する性質は、為替や株式の市場にもみられる普遍的な性質である。これらの性質は電力市場でも同じであると考えられる。

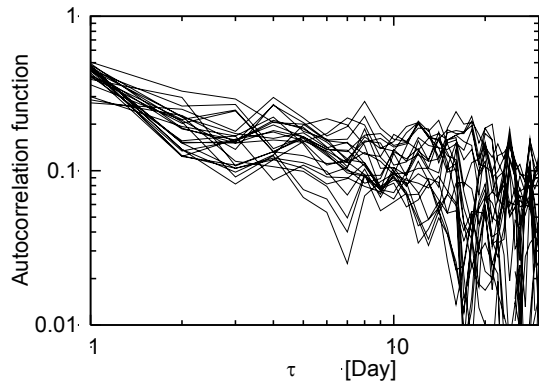


図5: 各銘柄の対数価格差の大きさの自己相関関数 $\langle G(t)G(t+\tau) \rangle$

2.3 平均回帰性

τ 日だけ時間が経ったときにどれだけ価格の不確実性が高まるかは、拡散

$$\sigma(\tau) = \sqrt{\langle (\log P_h(t+\tau) - \log P_h(t))^2 \rangle} \quad (5)$$

をみることで調べられる。ランダムウォークの場合、 $\sigma(\tau) \propto \tau^{0.5}$ となり、指数は 0.5 である。ランダムウォークより拡散が遅く不確実性が高まりにくい過程であれば、指数は 0.5 より小さくなる。株式や為替市場では、短い時間スケールの拡散は遅いが、数分以上の長い時間スケールでは 0.5 (ランダムウォーク) に収束する。

電力市場では、対数価格差の負の自己相関から推測できるように、対数価格の拡散は遅く、どの時間スケールでも指数は約 0.3 である (図 6)。

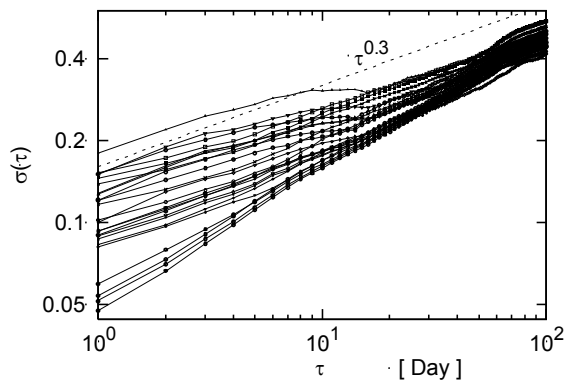


図6: 各銘柄の対数価格の拡散

対数価格差の負の自己相関や遅い拡散は、価格の平均回帰性を示唆している。しかし、相関関数や拡散は正規分布を前提とした概念であり、後でみるように、実際の対数価格変動はすそ野の広いべき分布に近いため平均回帰性を厳密に示したことはない。

そこで、分布を仮定しないノンパラメトリックな検定である連検定を考える。ノンパラメトリックな検定はパラメトリックな検定に比べ、粗視化の分だけ検出効率は低くなるが、母集団分布が分からなくても (どんな母集団分布であっても) 正確な検定ができる。

ある時刻 t で対数価格 $\log P_h(t)$ からスタートして、その後、時間が経過したときに $\log P_h(t) + W\sigma$ (+側) と $\log P_h(t) - W\sigma$ (-側) のどちら側に先に到達するかで+と-の符号時系列をつくる。 σ は(3)式で定義される対数価格差の標準偏差、 W は注目する変動幅のスケールを表わすパラメータである。

++++--+---++-----+---+
1 2 3 4 5 6 7 8

+の個数を m 、-の個数を n 、連の個数 (同符号のクラスターの数) を r とすると、この例では $m=10$, $n=9$, $r=8$ となる。これらの量から系列が無相関かどうかを検定することができる (連検定)。たとえば、 $m=n=4$ の3つの例、

+--+--+--+ $r=8$: 負の相関

+--+++--+ $r=5$: 無相関

++++----- $r=2$: 正の相関

からも分かるように、 r は符号が交互に出やすければ大きく、同符号が連続しやすければ小さくなる。検定は、もし系列がランダムであれば

$$Z = (r - E) / \sqrt{V} \quad (6)$$

が標準正規分布する ($m, n > 20$) ことを利用して行う。ただし、

$$E = \frac{2mn}{m+n} + 1 \quad (7)$$

$$V = \frac{2mn(2mn - m - n)}{(m+n)^2(m+n-1)} \quad (8)$$

である。

各銘柄別に様々な W について有意水準 5% で連検定した結果、 $W > 0.5$ (長期間の変動に対応する) の領域では多くの銘柄で負の相関が認められた (図 7)。つまり、図 7 の●の領域については、+側と-側が交互につきやすく、長い時間スケールでは価格が上がったら下がり、下がったら上がるという平均回帰性が統計的に有意に示せた。

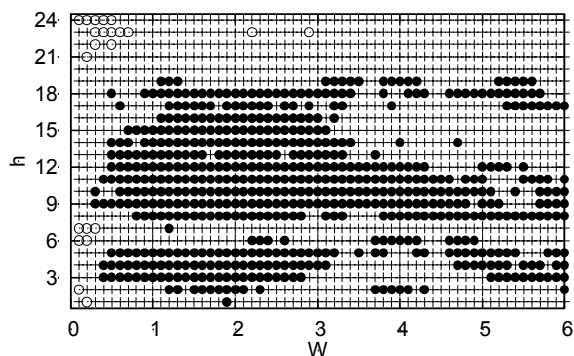


図7: 有意水準 5% で連検定した結果の各銘柄 (h) と W 依存性。負の相関が有意に出たものを●、正の相関が有意に出たものを○、有意な相関が認められなかったものを+で表示している。

平均回帰性の存在は、価格変動が完全にランダムではないことを示している。価格が下がれば上がるし、逆に上がれば下がる。株式や為替であれば、この性質を利用した逆張りの発想で、大きく値を下げたときに買って置き、後日、価格が平均水準に戻ったときに売れば値上がり益が期待できる。しかし、電力の場合、貯蔵ができない上に、送電できるかどうかの問題もあるため、このような取引は現実には不可能である。

長い時間スケールでみれば、平均回帰性のおかげで価格変動の拡散はランダムウォークよりも遅く、極端に高い価格や安い価格はつきにくく、常に適的な価格水準に収束するように変動している。高頻度データを用いた解析により、株式や為替市場でも平均回帰性が見つかっているが (Ohnishi et al. (2004); Takayasu et al (2006)), 電力市場ではこの性質がはっきりと出ている。つまり、長期間でみれば、株式や為替

市場にくらべ電力市場はおとなしい市場になっている。

2.4 価格差の分布

もし価格がランダムに変動するならば、対数価格の変動幅は正規分布する。つまり、小さい変動が最も多く、大きく変動する場合は急速に少なくなる。経済学や金融工学ではこの分布を基本にして理論が作られている。

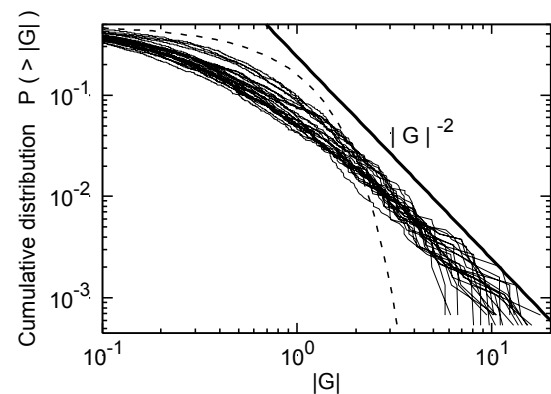


図8: 上がる方向 ($G > 0$) について、各銘柄の対数価格差の累積分布。点線は標準正規分布を表わす。

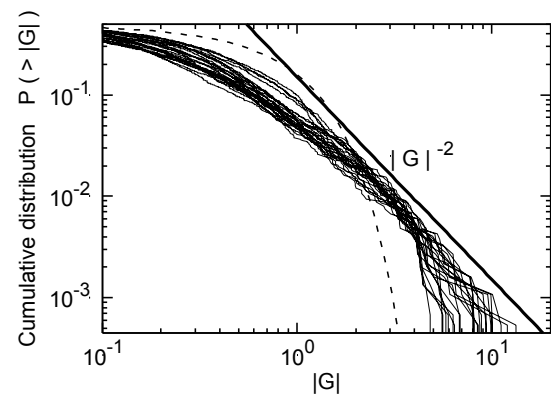


図9: 下がる方向 ($G < 0$) について、各銘柄の対数価格差の累積分布。点線は標準正規分布を表わす。

実際の対数価格差の累積分布 (対数価格変動が $|G|$ より大きい確率) $P(>|G|)$ は、上がる方向 ($G > 0$) も下がる方向 ($G < 0$) もべき乗の関数

$$P(>|G|) \propto |G|^{-2} \quad (9)$$

で特徴づけられる (図 8,9)。つまり、変動幅は非常にすそ野の広い分布をしている。正規分布

(図の点線)を仮定すれば1万年に1回しか起こりえないような 5σ 以上の大変動が、現実には2年に1回の頻度で出現している。

価格変動がベキ分布することは、あらゆるオープンマーケットにみられる普遍的な性質であり、他の市場と同じく電力市場も1日毎の変動は非常に激しい。実際、1日で価格が数倍になることもある。一般の金融商品であれば、価格が極端に高い日には買わないで我慢し、後日買うということもできるが、電力は必需品である上に貯蔵もできないためそのようにいかない。したがって、暴騰・暴落を予測しヘッジの方法を探ることが制度設計の上で重要になってくる。

2.5 暴騰・暴落の起きる間隔

暴騰・暴落(大変動)はどのようなタイミングで発生しているのだろうか。全くランダムなタイミングで発生しているのか、それとも、毎回の発生が互いに影響しあっているのか。

1σ 以上の変動が起きて、次にまた 1σ 以上の変動が起こるまでにかかる間隔(日数) d の分布を図10に示した。間隔 d をその平均値で規格化した間隔 $D = d / \langle d \rangle$ でプロットすると、銘柄によらずほぼ同じ分布になる(図11)。 2σ 以上の変動についても同様になる(図12)。

もしも過去の発生事象(履歴)と無関係に大変動が発生する(ポアソン過程)ならば、間隔は指数分布(図の点線)になる。例えば、事故が発生する間隔や放射性元素が崩壊する間隔、電話がかかってくる間隔などのように時間的にランダムに起きる現象であれば指数分布する。

ところが、大変動の起きる間隔は、ベキ分布であり、すそ野の広い分布をしている。間隔が1日(連続して起きる)のものと1ヶ月以上の長いものが、指数分布よりもずっと大きい頻度で現われている。つまり、長期間にわたり大変動が全く起きなかったり、一度、大変動が起きるとその後に大変動が頻発し、短期間に大変動が集中してたくさん発生したりしている。大変

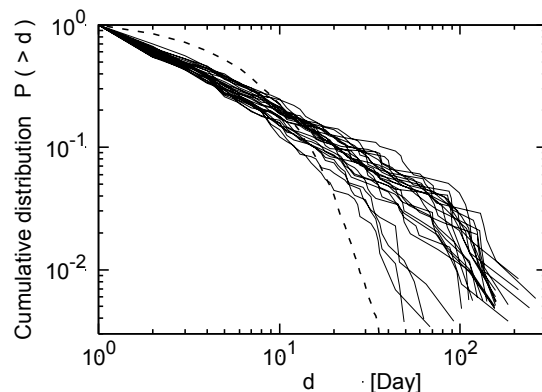


図10: 各銘柄の 1σ 以上の変動の起きる間隔 d の累積分布。点線は指数分布を表わす。

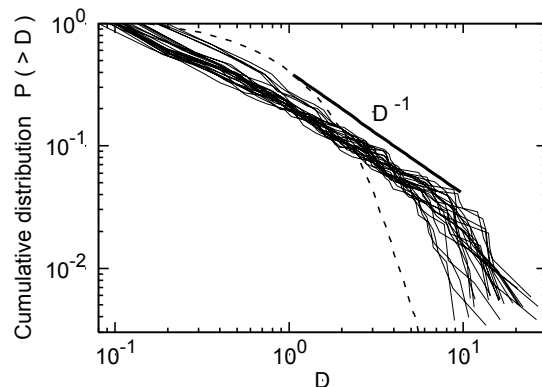


図11: 各銘柄の 1σ 以上の変動の起きる規格化した間隔 D の累積分布。点線は指数分布を表わす。

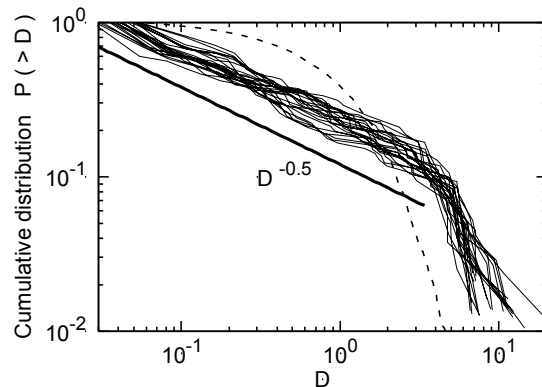


図12: 各銘柄の 2σ 以上の変動の起きる規格化した間隔 D の累積分布。点線は指数分布を表わす。

動の発生事象は互いに影響しあっているのである。株式や為替市場においても価格が大変動する間隔はすそ野の広い分布をすることが知られている(Yamasaki et al. (2005); Wang et al. (2006, 2007))。

手紙を受けとってから返信するまでにかかる日数や自動車が通過する時間間隔も、同じようにベキ分布する(Barabasi (2005); Oliveira

and Barabasi (2005))。これらの事象の発生には、重要な人には早く返信する、危険を避けるように運転するといった人間心理が強く影響しているからである。

大変動の発生が偶発的でない理由として、投資家心理や電源・送電設備の影響などが考えられる。

3. エリア価格と送電混雑

3.1 エリア価格の分布

エリア価格がどういう値段をつけているかを、システム価格との比で図 13 に示した。エリア価格がシステム価格とほぼ同じ価格 ($P_{Area}/P_{System} \sim 1$) になる頻度が一番高く、非常に鋭いピークを持つ分布をしている。

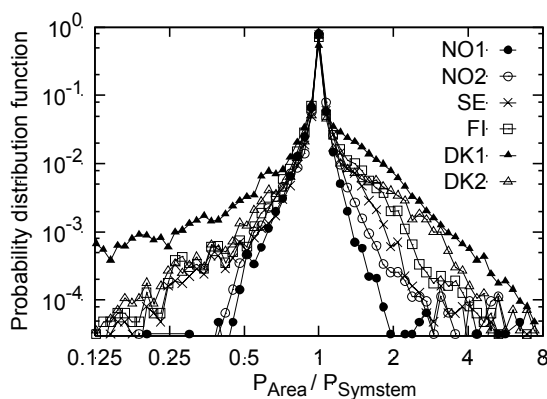


図 13: P_{Area}/P_{System} の確率密度関数

実際、エリア価格がシステム価格とぴったり同じになる（送電混雑が全くない）のは全期間の 50%以下しかないが、エリア価格がシステム価格の $\pm 5\%$ ($\alpha \sim 1.05$) の範囲にある確率は、ノルウェーやスウェーデンで 80%、混雑の多いデンマーク西部で 60%にもなる（図 14）。つまり、ほとんどの日でエリア価格はシステム価格とほぼ同じ価格である。しかし、送電混雑がひどいと、エリア価格はシステム価格から大きく乖離し、エリアによっては価格が 10 倍になることもある。つまり、送電混雑は価格を決める重要な要素になっている。

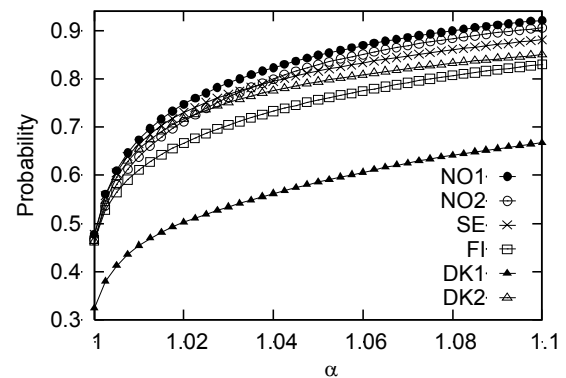


図 14: P_{Area}/P_{System} が $1/\alpha$ から α の範囲に存在する確率

3.2 送電混雑

エリア価格がシステム価格から乖離する頻度は α とも増加するが、 $\alpha \sim 1.05$ 以上ではその増加率は小さい（図 14）。そこで、エリア価格がシステム価格の $\pm 5\%$ の範囲の外にあるとき、つまり、

$$\frac{P_{Area}}{P_{System}} < \frac{1}{1.05} \quad \text{または} \quad \frac{P_{Area}}{P_{System}} > \frac{1}{1.05}$$

のときを送電混雑と定義する（送電混雑が実際に起きていなくても、送電供給側の価格の釣り上げ等によりエリア価格が高くなる場合も送電混雑と定義することにする）。

送電混雑の起きた累積回数の日次推移を図 15 に示す。期間の前半では混雑が頻発する時期とほとんど発生しない時期があるが、期間の後半では混雑がほぼ定常的に起きている。

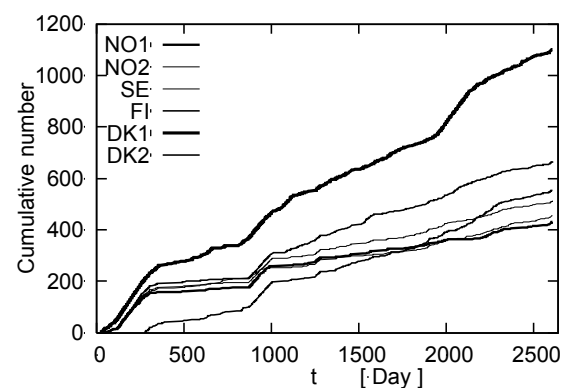


図 15: 各エリアの 10 時銘柄について送電混雑の起きた累積回数の日次推移。他の銘柄もほぼ同様の推移をする。

そこで、以下では定常とみなせる $t > 1100$ のみのデータを使って解析をする。調べた $t > 1100$ の期間に送電混雑が起きた全回数を図 16 に示す。送電混雑はどの時間帯にも起きており、4 時頃は混雑しやすく、21 時頃は混雑しにくい傾向がある。

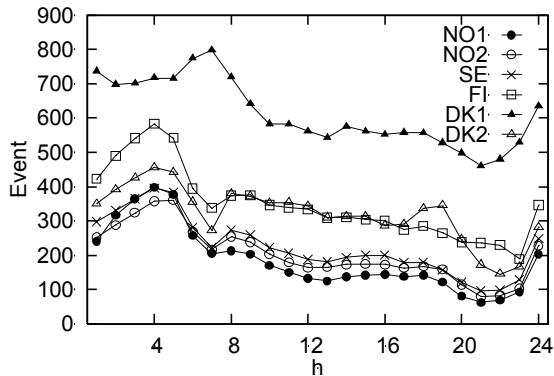


図16: 各エリアの送電混雑の起きた回数の銘柄(時間)依存性

3.3 混雑間隔の分布

送電混雑の発生の仕方をみるために、送電混雑が起きて、次にまた送電混雑が起こるまでにかかる混雑間隔(日数) d の累積分布を調べた(図 17)。

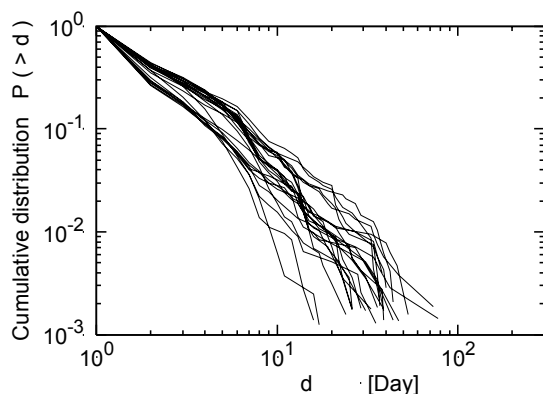


図 17: デンマーク西部(DK1)について、各銘柄の混雑間隔 d の累積分布

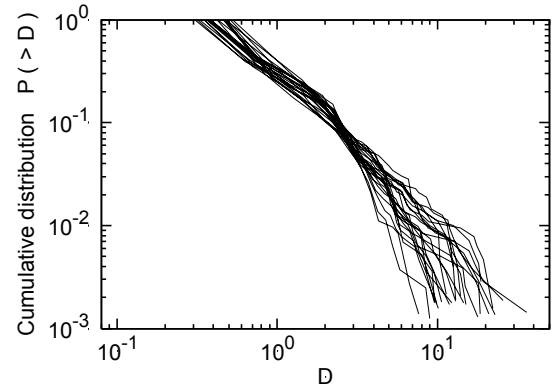


図 18: デンマーク西部(DK1)について、各銘柄の規格化した混雑間隔 D の累積分布

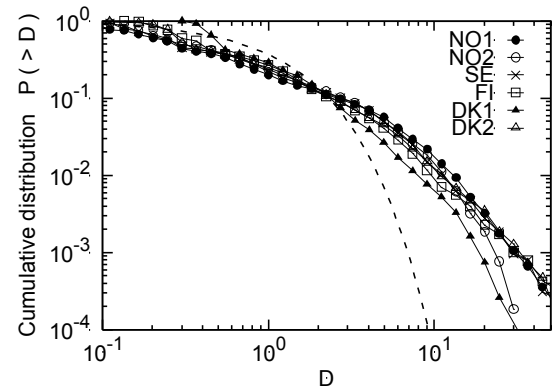


図19: 各エリアの規格化した混雑間隔 D の累積分布。全銘柄の分布を平均して算出した。点線は指数分布。

d の分布は銘柄により異なるが、間隔 d をその平均値で規格化した間隔 $D = d / \langle d \rangle$ でプロットすると、銘柄によらずほぼ同じ分布になる(図 18)。この性質は他のエリアについても成り立ち、平均間隔で規格化することで、同一エリアの異なる銘柄を同じように扱うことができる。規格化した混雑間隔 D の累積分布はエリアによらずほぼ同じような分布をしている(図 19)。つまり、間隔分布にはスケーリング関係があり、エリアや銘柄によらない同一の分布に変換できる。

過去の発生事象と無関係に混雑が発生するならば、間隔は指数分布(図の点線)になるが、実際の分布はべき分布に近く、すそ野の広い分布をしている。つまり、長期間にわたり混雑が起きなかったり、短期間に集中的に混雑が発生したりする性質があり、混雑はランダムに発生しているのではなく、発生の仕方に相関がある。

3.4 混雑間隔の系列相関

混雑間隔列 $\{d_1, d_2, \dots, d_n\}$ の相関を定量的に解析する。

まず、連続する混雑間隔の間の相関(d_i と d_{i+1} の相関)を調べる。 $\{d_i, d_{i+1}\}$ は2次元正規分布に従っていないため、相関係数(ピアソンの積率相関係数)による評価は適当ではない。そこで、ケンドールの順位相関係数 τ によるノンパラメトリックな検定を行なった(Kendall and Gibbons (1990))。ある混雑間隔 d_i が短(長)ければ次の混雑間隔 d_{i+1} も短(長)いという傾向があれば τ は正になり、その傾向が強いほど1に近い値をとる。銘柄・エリア別に有意水準5%で検定した結果、混雑が頻発する深夜の時間では有意に正の相関が認められた(図20)。

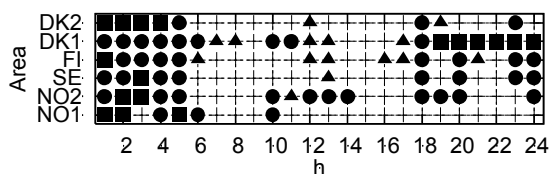


図20: 銘柄・エリア別の混雑間隔系列のケンドールの順位相関係数。有意水準5%の検定で、正の相関が有意に出たものを■: $\tau \sim 0.3$ 、●: $\tau \sim 0.2$ 、▲: $\tau \sim 0.1$ 、有意な相関が認められなかったものを+で表示している。

さらに、混雑間隔列 $\{d_1, d_2, \dots, d_n\}$ に対し、その中央値より長い間隔を+、短い間隔を-として、間隔が長いかわかりで+と-の符号時系列をつくり、その時系列の相関を連検定で調べた。有意水準5%で検定した結果、混雑の起きやすい時期・エリアでは有意な正の相関が認められ、ケンドールの順位相関係数と同様の結果を得た(図21)。

これらの検定結果より、エリアや銘柄によっては、混雑間隔系列は、短い間隔の後は短い間隔が続きやすく、長い間隔の後は長い間隔が続きやすいという正の相関があり、起き方にクラスター性があることが示せた。

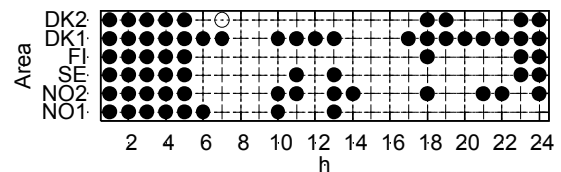


図21: 銘柄・エリア別の混雑間隔系列の連検定。有意水準5%の検定で、正の相関が有意に出たものを●、負の相関が有意に出たものを○、有意な相関が認められなかったものを+で表示している。

4. まとめ

北欧電力卸売市場のシステム価格とエリア価格の変動を経済物理学的に解析した。

人間活動や季節性を反映して、システム価格の変動には強い周期性があることを確認した。周期性を取り除いた価格変動を解析した結果、

- 価格差は無相関
- 価格差の大きさは長期相関
- 価格差の変位はベキ分布
- 暴騰・暴落の起きる間隔はすそ野の広い分布

という株式や為替など他の市場でもみられる性質が確認できた。ただし、他の市場と異なり、数十日以上長い時間スケールでみても拡散は遅く、電力市場では平均回帰性が強いことが分かった。つまり、1日毎の価格変動は激しいが、長期では安定して一定の価格水準を維持しやすい性質がある。

しかし、実際の売買に使われるエリア価格はシステム価格から非常に大きく乖離することがあり、送電混雑が価格を決める重要な要素になっている。送電混雑が起きる間隔はすそ野が広くベキ分布に近い。間隔分布にはスケーリング関係があり、平均間隔で規格化することでエリアや銘柄によらない同一の分布になる。また、混雑の発生は偶発的現象ではなく、発生の仕方には正の系列相関がありクラスター性があることを統計的検定により示した。

これらの結果は、電力市場の安定性やリスク評価において重要になると考えられる。今後、天候やLNG価格などの外部要因による影響や

各エリア間の価格変動・混雑発生の相関関係などさらに詳細な解析を行い、乱高下のメカニズムやその波及効果を解明し、混雑を減らし価格を安定化させる手段を検討したい。

データに基づく経済物理学的解析は、電力市場における価格変動の理解を深め、全面自由化やリアルタイム市場の設立の是非など、重要な検討課題にも貢献できるものと期待している。

参考文献

- Barabasi, A.L. (2005) “The origin of bursts and heavy tails in human dynamics”, *Nature*, Vol. 435, No. 7039, pp. 207–211.
- Kendall, M. and J.D. Gibbons (1990) *Rank correlation methods*: New York: Oxford University Press.
- Mantegna, R.N. and H.E. Stanley (2000) *Introduction to Econophysics: Correlations and Complexity in Finance*: Cambridge University Press.
- Ohnishi, T., T. Mizuno, K. Aihara, M. Takayasu, and H. Takayasu (2004) “Statistical properties of the moving average price in dollar–yen exchange rates”, *Physica A*, Vol. 344, No. 1–2, pp. 207–210.
- Oliveira, JG and AL Barabasi (2005) “Human dynamics: Darwin and Einstein correspondence patterns.”, *Nature*, Vol. 437, No. 7063, p. 1251.
- 高安秀樹・高安美佐子(2001) 『エコノフィジックス—市場に潜む物理法則—』, 日本経済新聞社.
- Takayasu, M., T. Mizuno, and H. Takayasu (2006) “Potential force observed in market dynamics”, *Physica A*, Vol. 370, No. 1, pp. 91–97.
- Wang, F., K. Yamasaki, S. Havlin, and H.E. Stanley (2006) “Scaling and memory of intraday volatility return intervals in stock markets”, *Physical Review E*, Vol. 73, No. 2, p. 26117.
- Wang, F., P. Weber, K. Yamasaki, S. Havlin, and H.E. Stanley (2007) “Statistical regularities in the return intervals of volatility”, *The European Physical Journal B*, Vol. 55, No. 2, pp. 123–133.
- Yamasaki, K., L. Muchnik, S. Havlin, A. Bunde, and H.E. Stanley (2005) “Scaling and memory in volatility return intervals in financial markets”, *Proceedings of the National Academy*

of Sciences, Vol. 102, No. 26, pp. 9424–9428.

おおにし たかあき
 東京大学大学院 法学政治学研究科
 みずの たかゆき
 一橋大学 経済研究所
 おおふじ けんた
 電力中央研究所 社会経済研究所
 なんぶ つるひこ
 学習院大学 経済学部

電力スポット価格形成モデルを用いた PJM 市場の分析

An empirical study of electricity spot prices in PJM market

キーワード：スポット価格、市場支配力、完全競争モデル、ゲーム論的モデル、スパイク、PJM

手塚 広一郎 石井 昌宏

本研究では、電力取引市場におけるスポット価格形成に関する研究 Ishii and Tezuka(2005)および石井・手塚(2007)を基に、2005 年 1 月 1 日から 2006 年 12 月 31 日の期間における PJM 市場のデータを用いて、PJM における市場支配力に関する分析と考察を行った。具体的には、PJM のスポット価格のヒストリカルデータ、完全競争モデルにより生成される価格データ、およびゲーム論的モデルにより生成される価格データを比較することで、市場支配力の有無を観察した。また、スポット価格の急激な上昇とその後の下落という、スパイクの現象を表現した。

1. イントロダクション
2. 需要量プロセスと供給構造
 - 2.1 データ
 - 2.2 需要量プロセスのパラメータ推定

- 2.3 供給構造を表すパラメータの決定
3. 市場支配力の検討
4. 結論と今後の課題

1. イントロダクション

経済学における財という視点では、電力はいくつかの特徴的な性質を有している。そして、その主たる性質として、「貯蔵不可能性」および「同時同量の原則」が挙げられる。これらの特徴を踏まえ、電力取引市場において電力需要量が不確実に変動する場合にどのようなメカニズムで電力スポット価格が形成されるかを著者たちは一連の研究として行ってきた。

電力取引市場でのスポット価格形成に関して、われわれが行った研究は 2 つに大別できる。一つの分類は、Ishii and Tezuka(2005)に代表されるように、Bessembinder and Lemmon(2002)のモデル (BL モデル) の一般化である。BL モデルとは、電力の貯蔵不可能性と同時同量の原則という 2 点を考慮した上で、電力スポット価格と電力フォワード価格を導出する 1 期間モデルである。石井・手塚(2004)では、BL モデルにおける市場参加者たち (売り手サイドである発電企業および買い手サイドである配電企業) が同質的であるという仮定を緩め、供給能力お

よびリスク選好度が異なる発電企業、販売能力およびリスク選好度が異なる配電企業が存在する場合も考慮した均衡スポット・フォワード価格を導出した。さらに、Ishii and Tezuka (2005)では、石井・手塚(2004)を多期間モデルへと拡張した。いずれのモデルについても、スポット取引に関する均衡点が市場の限界費用曲線上に位置するという意味で「完全競争市場」を想定したモデルである。

次に、われわれの研究のもう一つ分類について述べる。手塚・石井(2006)、Tezuka and Ishii (2007)、および石井・手塚(2007)では「完全競争市場」を想定せず非協力ゲームの枠組みを用いて市場支配力¹を表現し、均衡スポット価格の導出を行った。その際、「電力取引市場に対して各発電企業が戦略的に供給関数を提示する」と想定した。そして、同質的な発電企業 2 社からなる複占市場において、限界費用関数とストラテジー (各発電企業が市場に提示する供給関数)

¹ ここで市場支配力とは、さしあたり「価格を限界費用より高いレベルに引き上げること、ないしは維持しておくことを可能にする状態」とする。

の集合をある範囲に制限した場合について、唯一のナッシュ均衡解を導出した。そして、各モデルの上で、需要量の確率分布と市場支配力の関係を示した。手塚・石井(2006)では限界費用関数およびストラテジーをある一次関数からなる集合とし、Tezuka and Ishii(2007)ではそれらのある指数関数からなる集合とし、石井・手塚(2007)ではある fractional linear functions の集合とした。

なお、「市場に対して生産企業が戦略的に供給関数を提示する」という企業行動の異なるモデル化には、Klemperer and Meyer(1989)による供給関数アプローチがある。そして、Green and Newbery(1992)および Newbery(1998)が供給関数アプローチを電力取引市場分析に適用した。ここで、供給関数アプローチとの比較による手塚・石井(2006)などで用いられる議論の枠組みの特徴は次の3点にある。第1に発電企業の目的関数を期待利潤とするのではなく、利潤の α -quantile とすることである。 $\alpha = 0.5$ とすれば、それは利潤のメディアンであり期待利潤の近似でもある。また $\alpha = 0.01$ などとすれば、発電企業において Value at Risk(VaR)のようなリスク管理がなされているとも解釈可能である。第2はナッシュ均衡の導出が比較的容易な点である。供給関数アプローチでは、一般的には、均衡供給関数の導出がきわめて困難である。もちろん、モデルをシンプルにするいくつかの仮定、特に限界費用関数の形状に関する仮定を加えれば、その計算は簡便になる。これに対して、ここで用いるゲーム論的モデルでは、限界費用関数および供給関数として、一次関数だけでなく、指数関数、fractional linear function を用いてもナッシュ均衡を導出できる。しかも、その導出方法は需要の確率分布に依存しない。第3に需要の確率分布が発電企業のストラテジーに影響することである。

それでは、本研究の目的を述べる。本研究では2つのモデルを比較に用いる。その一つは Ishii and Tezuka(2005)である。もう一つは石

井・手塚(2007)を Ishii(2007)の方法で多期間に拡張したモデルである。これら2つのモデルについて、その中で導出される市場の供給関数へ The Pennsylvania, New Jersey, and Maryland Electricity Market(PJM)で観測された需要量データを代入する。これにより生成された2種類の価格データと実際の価格データを比較する。そして、この比較により PJM 市場における市場支配力の有無またはその度合いを知ることが研究の目的である。なお、われわれが PJM 市場に焦点を当てる理由の一つはデータアクセスの容易さにある。もう一つは Mansur(2007)で述べられた PJM 市場の電力供給企業間の関係を前提とすると、上述の非協力ゲームを用いたモデルをあてはめやすいことにある。

電力取引市場の市場支配力に関する既存の研究には、英国のスポット取引市場や米国カリフォルニアの取引市場を対象とした研究が多いようである。カリフォルニアでは電力危機を経験していることも、電力危機と市場支配力の関係に焦点を当てた研究の豊富さの理由であろう。例えば、Green and Newbery(1992)と Borenstein, Bushnell and Wolak(2002)がそれぞれの代表的研究である。そして、これらの代表的研究も含めて、竹中(2005)および服部・熊谷(2004)は包括的かつ詳細に一連の電力取引市場に関する研究を整理している。さらに、これらの中で、市場支配力が存在し、価格が限界費用から乖離する状態は、特にスポット市場において、発電企業の供給量の制限や供給能力を戦略的に過少申告することなどに起因して発生することが指摘されている。

本論文の構成は次の通りである。第2節において需要量プロセスのパラメータ推定および2つのモデルの供給構造を表すパラメータを特定する。第3節においてそれぞれのモデルに基づく計算結果を示し、それらをスポット価格のヒストリカルデータと比較し、そのインプリケーションを述べる。第4節で結論と今後の課題を述べる。

2. 需要量プロセスと供給構造

Ishii and Tezuka(2005)を完全競争モデル(Perfect Competition Model)とよび、手塚・石井(2007)をゲーム論的モデル(Game-theoretic Model)とよぶことにする。モデルの概要については、それぞれの文献を参照されたい。以下では、これらの2つのモデルにデータをあてはめ、そこからスポット価格を生成する。

2.1 データ

PJM の web site²から PJM zone データを手し、分析に使用した。その期間は 2005 年 1 月 1 日から 2006 年 12 月 31 日である。これらは 1 時間毎の一日前価格(Hourly Day-Ahead Price)データと 1 時間毎の一日前需要入札データ(Hourly Day-Ahead Bid Demand Data)³である。そこで、価格と需要量のいずれについても、各日の標本平均を算出し、それぞれ、電力スポット価格データ、電力需要量データとみなし、これらを分析に用いた。

表1

	電力需要量 (MWh)	電力スポット価格 (\$/MWh)
標本平均	77906.970	52.993
標本標準偏差	10491.243	17.794
最小値	54201.833	23.938
第1四分位点	70864.688	40.524
メディアン	76400.271	49.509
第3四分位点	84598.708	60.731
最大値	116187.125	172.432

各日について、1 日平均需給量と 1 日平均価格をペアにして作成した散布図が図 1 である。この図から、需要量と価格の間に正の相関が見られる。

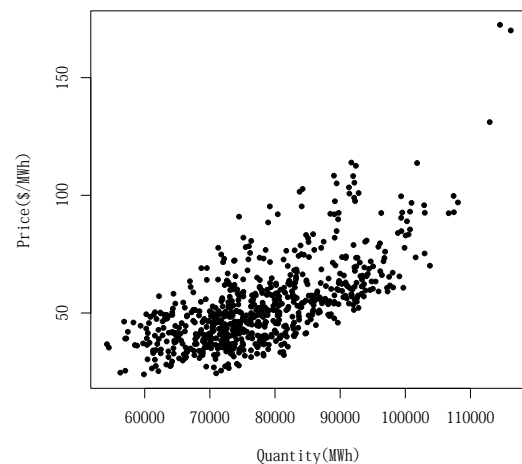


図1 スポット価格と取引量

2.2 需要量プロセスのパラメータ推定

まず、需要量プロセスのパラメータ推定について述べる。本研究では、次の確率過程を需要量プロセスとして用いる⁴ $S: \{0, 1, 2, \dots\} \rightarrow \mathbf{R}$ は周期関数で、 Z は AR(1) モデル

$$Z(t+1) = \phi_0 + \phi_1 Z(t) + \varepsilon(t) \quad (1)$$

と仮定する。ただし、 $i.i.d.\{\varepsilon(t)\} \sim N(0, \sigma^2)$ 。各 $t=0, 1, 2, \dots$ について、

$$Y(t) := S(t) + Z(t) \quad (2)$$

と定める。そして、各 $t=0, 1, 2, \dots$ について、 $Y(t)$ を t 時点の需要量とよぶ。この設定は、Kanamura and Ohashi(2007)でも用いられている。このモデルの $Z(t)$ は、当日の電力需要量が前日の電力需要量とが互いに独立ではないことを意味する。これは、たとえば、当日の電力需要量が前日の天候などにも依存する様子を表している。なお、Ishii and Tezuka(2005)においても、Ishii(2007)で述べた方法により石井・手塚(2007)を多期間へ拡張したモデルにおいても、 Y が市場全体の需要量プロセスを表す確率過程と解釈する。

² <http://www.pjm.com/>

³ 本稿では、同時同量の原則に従い需要量と取引量が等しいと考えて分析を行う。

⁴ 需要量は価格に対して非弾力的であることをこれは表現している。

Kanamura and Ohashi(2007)では、各日について、過去 5 年間の需要量の標本平均を計算し、それを S として用いた。これに対し、本研究では、次のように S を推定する。 t が n 年 m 月 l 日ならば、

$$S(t) = \frac{1}{2 \cdot (m \text{ 月の日数})} \left\{ \sum_{k=1}^{m \text{ 月の日数}} Y(2005, m, k) + \sum_{k=1}^{m \text{ 月の日数}} Y(2006, m, k) \right\}$$

とする。この結果を表 2 である。

表2

Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun
75773.007	76177.106	71452.608	65084.135	69543.353	83916.828
Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec
91625.628	92271.302	77500.783	72014.065	75676.492	83376.101

図 2 は需要量(historical data)の時系列プロットである。なお、図中の太線は周期関数 S を表している。

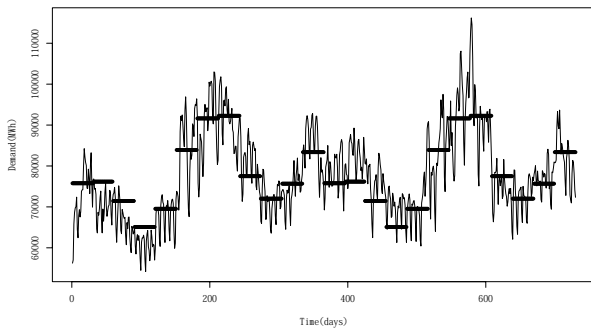


図2 需要量(2005/1/1-2006/12/31)

次に、最尤法により $(\phi_0, \phi_1, \sigma^2)$ を推定する。その推定結果を表 3 にまとめる。

表3

パラメータ	ϕ_0	ϕ_1	σ^2
推定値	$1.265 \cdot 10^{-8}$	0.757	$1.909 \cdot 10^7$
t 値	$1.898 \cdot 10^{-11}$	31.213	
対数尤度	-299.654		
AIC	605.307		
SBIC	619.087		

ここで、仮説 $\phi_1=0$ は有意水準 1% で棄却されるが、仮説 $\phi_0=0$ は有意水準 5% においても棄却されないことを注意しておく。

以下の分析においては、

$$\phi_0=0, \phi_1=0.757, \sigma^2=1.909 \cdot 10^7$$

を用いる。

2.3 供給構造を表すパラメータの決定

Ishii and Tezuka(2005)および石井・手塚(2007)のそれぞれについて、その供給構造を表すパラメータを特定する。

PJM の報告書 *State of the Market 2006*⁵ Section2 (p35)に、2005 年および 2006 年の平均的市場の供給曲線のグラフが掲載されている。2006 年のグラフを

$$f(x) = \frac{a}{r-x} + b \quad \text{for } x \in [0, r) \quad (3)$$

で近似することを考える。ここで用いた需要量データの最小値が 54201.833、最大値が 116187.125 である。そこで、供給量 50000MWh ~ 120000MWh における(3)の 2006 年の市場の供給曲線へのあてはまりを重視し、

$$a=3000000, b=0, r=150000$$

とする。すなわち、これらの値を(3)へ代入することにより得られる関数が Ishii and Tezuka(2005)における市場の供給関数であり、 $f(Y(t))$ が t 時点のスポット価格である。

次に、需要量データの石井・手塚(2007)へのあてはめについて述べる。Mansur(2007)によれば、PJM において、Philadelphia Electric Company(PECO)と Pennsylvania Power & Light(PPL)の 2 社のネット売りポジションが大きいようである。ただし、厳密には、次のことに注意する必要がある。Mansur(2007)は、1999

⁵ <http://www.pjm.com/>でこの報告書を入手可能である。

年の PJM の市場を対象としているため、分析対象時点である 2005 年から 2006 年の市場構造とは異なっている可能性がある。しかしながら、本稿ではわれわれが得ることができる情報に制約があることなどから、この論文の市場構造を利用することとする。その上で、以下のように考えることとする。

- a PJM 市場における大規模発電企業 8 社の発電能力は等しく、これらの限界費用関数は同一とする。
- b その内の 2 社のみが市場に対して、石井・手塚(2007)で述べたゲームを行う。すなわち、需要量の確率分布と相手のストラテジーに関する情報を基に、自社の利潤の α -quantile を最大にするように各発電企業がそのストラテジーを選択する。第 3 節における分析では、発電企業は利潤の下側 1% 点に注目する場合($\alpha=0.01$)と 5% 点に注目する場合($\alpha=0.05$)を想定している。これを発電企業は VaR のようなリスク管理をしていると解釈可能である。または、各発電企業が利潤の分布の左裾に注目しそれをより大きくしようとしていることから、企業の態度はリスク回避的であるとも解釈できる。
- c 各時点において発生する需要量全体の内の割合 $\delta \in (0,1)$ の需要量のみがそれら 2 社により発電され、 $1-\delta$ が他の 6 社により発電される。そして、スポット価格はこれら 2 社により行われるゲームにより決定される。

このとき、上記の市場の供給曲線(3)をもとに、各 $j=1,2$ について、ゲームを行う発電企業 j の限界費用曲線は次で与えられることとする。

$$f_j(x) = \frac{a'}{r' - x} + b \quad \text{for } x \in [0, r'] \quad (4)$$

ただし、 $a' = \frac{a}{8}$, $r' = \frac{r}{8}$ である。このとき、各 $t=$

1,2,3,... について、 t 時点におけるスポット価格は

$$\varphi(Y(t), y_\alpha(t)) = \frac{a(2r' - \delta \cdot y_\alpha(t))}{(r' - \delta \cdot y_\alpha(t))(2r' - \delta \cdot Y(t))} + b. \quad (5)$$

となる。ここで、 $t-1$ 時点までの Y のパスを条件として得られる $Y(t)$ の α -quantile を $y_\alpha(t)$ で表す。なお、Mansur(2007)を基にして、 $\delta=0.18$ とする。

第 3 節における分析では、 $\alpha=0.01$ と $\alpha=0.05$ を用いる。

3. 市場支配力の検討

本節では、スポット価格のヒストリカルデータと前節で説明した手続きを用いて生成したスポット価格データを比較・分析する。

なお、以下では、記法の簡便化を目的として、次のようにそれぞれ表記する。スポット価格のヒストリカルデータ全体を $\{u_0(t)\}$ 、完全競争モデルにより生成されるスポット価格データ全体を $\{u_1(t)\}$ 、 $\alpha=0.01$ の場合のゲーム論的モデルにより生成されるスポット価格のデータ全体を $\{u_2(0.01, t)\}$ 、 $\alpha=0.05$ の場合のゲーム論的モデルにより生成されるスポット価格のデータ全体を $\{u_2(0.05, t)\}$ とする。

まず、 $\{u_0(t)\}$ 、 $\{u_1(t)\}$ 、 $\{u_2(0.01, t)\}$ 、 $\{u_2(0.05, t)\}$ のそれぞれについて基本的な統計量を表 4 にまとめておく。

表 4

	$\{u_0(t)\}$	$\{u_1(t)\}$	$\{u_2(0.01, t)\}$	$\{u_2(0.05, t)\}$
標本平均	52.993	42.650	69.218	78.992
標本標準偏差	17.794	7.251	36.995	99.958
最小値	23.938	31.315	39.005	40.457
0.05-quantile	32.190	34.140	43.714	45.610
0.10-quantile	35.043	35.167	46.508	48.660
0.25-quantile	40.524	37.913	51.521	54.160
0.5-quantile	49.509	40.771	59.241	62.960
0.75-quantile	60.731	45.909	74.275	80.465
0.9-quantile	74.892	52.158	102.595	114.919
0.95-quantile	90.161	55.936	118.383	136.554
最大値	172.432	88.723	606.164	2373.539

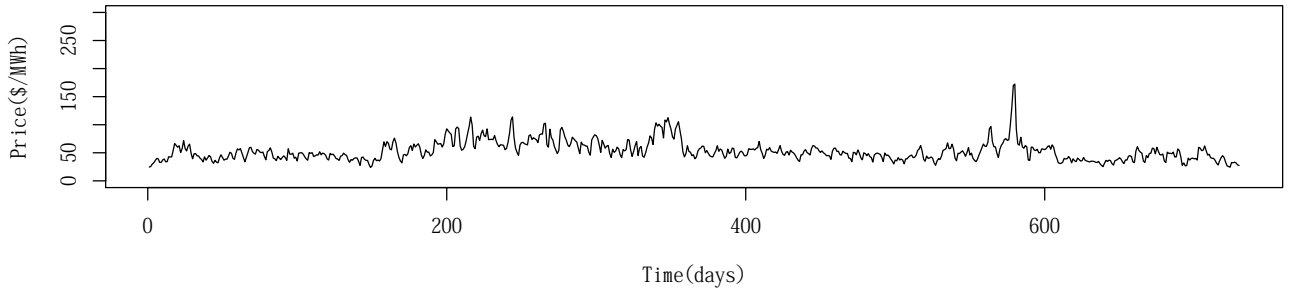


図 3-1 ヒストリカルデータ

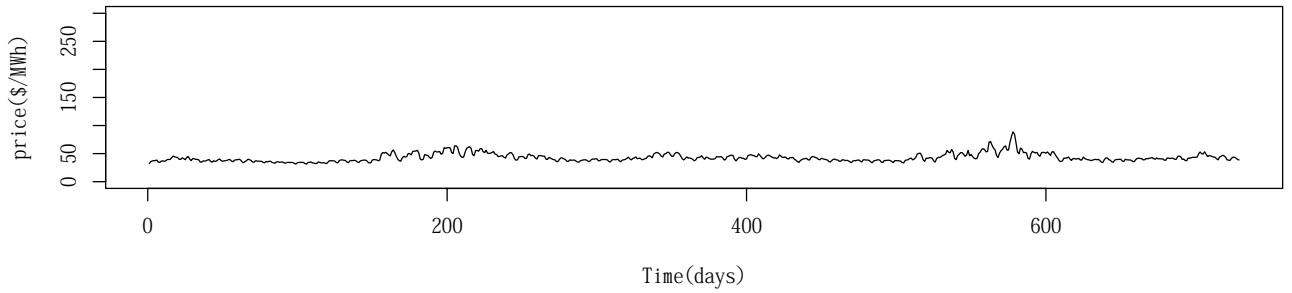
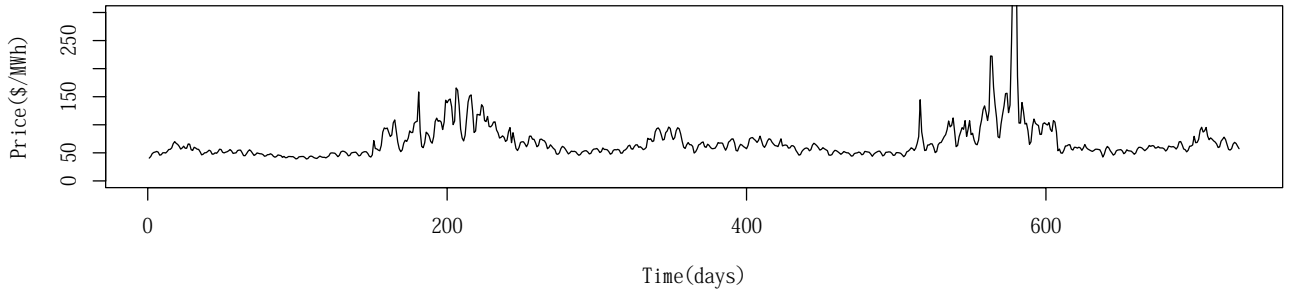
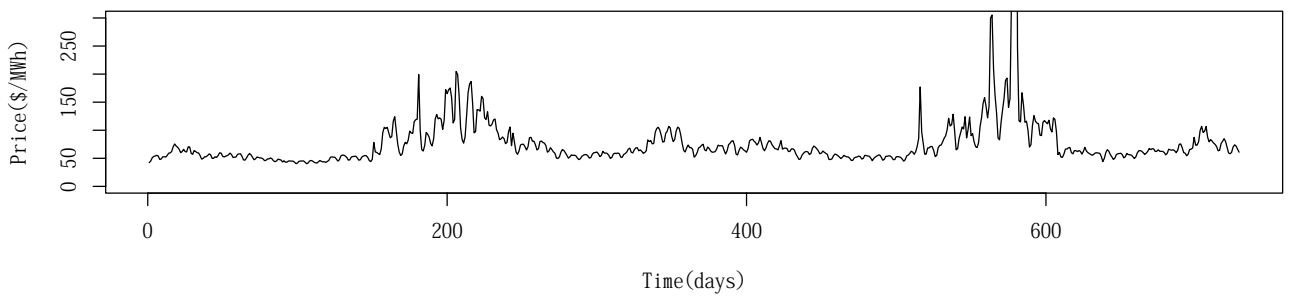


図 3-2 完全競争モデル

図 3-3 ゲーム論的モデル($\alpha=0.01$)図 3-4 ゲーム論的モデル($\alpha=0.05$)

次に、各データの時系列プロットが図 3 である。
ただし、図 3-1 は $\{u_0(t)\}$ の時系列プロットであり、
図 3-2 は $\{u_1(t)\}$ の時系列プロットであり、
図 3-3 は $\{u_2(0.01, t)\}$ の時系列プロットであり、
図 3-4 は $\{u_2(0.05, t)\}$ の時系列プロットである。

さらに、

$$r_1(t) := \frac{u_1(t) - u_0(t)}{u_0(t)}, \quad r_2(0.01, t) := \frac{u_2(0.01, t) - u_0(t)}{u_0(t)},$$

$$r_2(0.05, t) := \frac{u_2(0.05, t) - u_0(t)}{u_0(t)}$$

と定め、それぞれの標本平均、標本標準偏差、quantilesを表5にまとめる。

表5

	$\{r_1(t)\}$	$\{r_2(0.01, t)\}$	$\{r_2(0.05, t)\}$
標本平均	-0.146	0.329	0.463
標本標準偏差	0.189	0.398	0.729
最小値	-0.563	-0.449	-0.423
0.05-quantile	-0.454	-0.175	-0.127
0.1-quantile	-0.383	-0.105	-0.047
0.25-quantile	-0.274	0.056	0.116
0.5-quantile	-0.156	0.275	0.352
0.75-quantile	-0.041	0.556	0.681
0.9-quantile	0.098	0.789	0.990
0.95-quantile	0.185	1.054	1.252
最大値	0.557	3.647	12.765

加えて、

$$v_1 := \sum_{t=2}^{730} \frac{(r_1(t))^2}{729} = 0.057,$$

$$v_2(0.01) := \sum_{t=2}^{730} \frac{(r_2(0.01, t))^2}{729} = 0.266,$$

$$v_2(0.05) := \sum_{t=2}^{730} \frac{(r_2(0.05, t))^2}{729} = 0.744,$$

である。

完全競争モデルとゲーム論的モデル ($\alpha=0.01$ の場合) のそれぞれについて、周期関数が最小値となる4月と最大となる8月に関して、 t 日までの需要量 Y のパスが得られたという条件の下での $t+1$ 日のスポット価格の確率密度関数のグラフを描いた。それらが図4、図5、図6である。

完全競争モデルにおける条件付確率密度関数のグラフを描いた図4について説明する。 $t=n$ 年4月 l 日とし、 $Y(t)$ が4月の平均需要量と等しい、すなわち、 $Y(t)=S(t)=65084.135$ という条件の下で得られる、 $t+1=n$ 年4月 $l+1$ 日のスポット価格 $f(Y(t+1))$ の確率密度関数のグラフが図4の実線である。 $t=n$ 年8月 l 日とし、 $Y(t)$ が8月の平均需要量と等しい、すなわち、 $Y(t)=S(t)=92271.302$ という条件の下で得られる、 $t+1=n$ 年8月 $l+1$ 日のスポット価格 $f(Y(t+1))$ の確率密度関数のグラフが図4の点

線である。

図5について説明する。これはゲーム論的モデル ($\alpha=0.01$ の場合) における条件付確率密度関数のグラフである。 $T=n$ 年4月 l 日とし、 $Y(t)=S(t)=65084.135$ という条件の下で得られる、 $t+1=n$ 年4月 $l+1$ 日のスポット価格 $\varphi(Y(t+1), y_\alpha(t+1))$ の確率密度関数のグラフが図5の実線である。図5の点線は $Y(t)=S(t)-\sigma=65084.135+4369.267$ という条件⁶の下で得られる $\varphi(Y(t+1), y_\alpha(t+1))$ の確率密度関数のグラフであり、図5の一点鎖線は $Y(t)=S(t)+\sigma=65084.135+4369.267$ という条件の下で得られる $\varphi(Y(t+1), y_\alpha(t+1))$ の確率密度関数のグラフである。

図6もゲーム論的モデル ($\alpha=0.01$ の場合) における条件付確率密度関数のグラフである。 $t=n$ 年8月 l 日とし、 $Y(t)=S(t)=92271.3025$ という条件の下で得られる、 $t+1=n$ 年8月 $l+1$ 日のスポット価格 $\varphi(Y(t+1), y_\alpha(t+1))$ の確率密度関数のグラフが図6の実線である。図6の点線は $Y(t)=S(t)-\sigma=92271.302-4369.267$ という条件の下で得られる $\varphi(Y(t+1), y_\alpha(t+1))$ の確率密度関数のグラフであり、図6の一点鎖線は $Y(t)=S(t)+\sigma=92271.302+4369.267$ という条件の下で得られる $\varphi(Y(t+1), y_\alpha(t+1))$ の確率密度関数のグラフである。

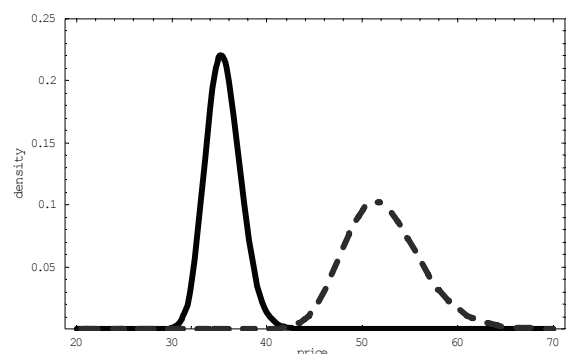
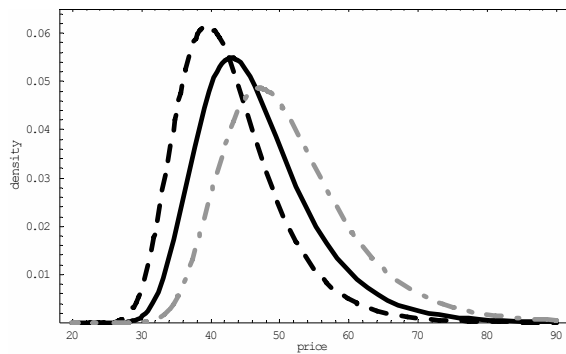
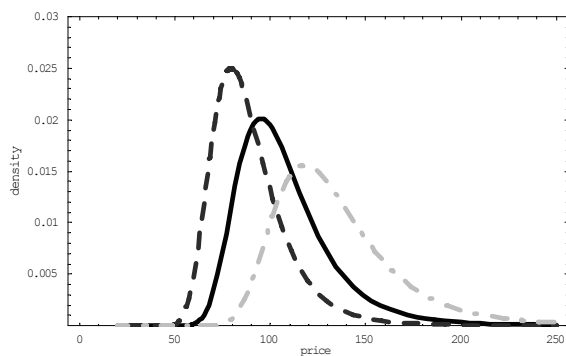


図4 完全競争モデル

⁶ $\sigma \approx 4369.267$

図5 ゲーム論的モデル(Apr, $\alpha=0.01$)図6 ゲーム論的モデル(Aug, $\alpha=0.01$)

ただし、図 4 においては $P(f(Y(t+1)) = \infty \mid Y(t))$ が、図 5 および図 6 においては $P(\varphi(Y(t+1), y_\alpha(t+1)) = \infty \mid Y(t))$ が、極めて小さい値であるため、いずれも 0 とみなしている。

これらの準備をもとにして、スポット価格のヒストリカルデータ $\{u_0(t)\}$ と完全競争モデルにより生成されるスポット価格データ $\{u_1(t)\}$ をはじめに比較する。この比較により、価格が限界費用よりも高いレベルに引き上げている状態である、市場支配力の有無を確認することができる。表 4 の第 2 列と第 3 列から、 $\{u_0(t)\}$ のレベルは $\{u_1(t)\}$ のレベルよりも全体的に大きいことがわかる。このことは表 5 の $\{r_1(t)\}$ についての記述にも見られる。さらに、標本標準偏差を比較すると、 $\{u_1(t)\}$ の散らばり度合いは $\{u_0(t)\}$ の半分程度である。それぞれの時系列プロット図 3-1 と図 3-2 の比較においても、 $\{u_1(t)\}$ よりも $\{u_0(t)\}$ の散らばり度合いが小さい様子が見られる。 $\{u_0(t)\}$ では、2005 年 8 月 4 日 (216 日目)、2005 年 9 月 1 日 (244 日目)、2006 年

8 月 3 日 (579 日目)、それぞれの近辺で急激な価格の上昇と下落が起こっている。一方、同期間の $\{u_1(t)\}$ ではそれほどの変化は見られない。また、表 5 の標本標準偏差や v_1 , $v_2(0.01)$, $v_2(0.05)$ からは、平均的には、 $\{u_2(0.01, t)\}$ および $\{u_2(0.05, t)\}$ よりも $\{u_1(t)\}$ に $\{u_0(t)\}$ は近いと解釈できる。すなわち、おおまかに表現すれば、スポット価格のヒストリカルデータはゲーム論的モデルの設定の下で市場支配力が行使された状況よりも完全競争モデルの状況に近いとみることができる。しかし、図 4 からわかるように、完全競争モデルでは、ヒストリカルデータに現れたスポット価格の急上昇は説明が難しいであろう。図 3-1 および図 3-2 から、実際、図 4 の確率密度関数において、

$$P(f(Y(t+1)) \geq 74.892 \mid Y(t) = 92271.302) \approx 2.623 \cdot 10^{-5}$$

ということが計算される。また、

$$P(f(Y(t+1)) \geq 74.892 \mid Y(t) = y) = 0.1$$

となる y を求めると、 $y \approx 117107.916$ である。表 1 からわかるように、これは 2005 年～2006 年に実際に観測された需要量の最大値 (116187.125) よりも大きい値である。以上から、スポット価格のヒストリカルデータに見られるようなあるレベル以上の価格は完全競争モデルにおいてはその観測頻度は極めて小さいと考えられる。ここから、本研究に用いた発電企業の供給構造を前提とした上で、スポット価格がそのような値以上になる場合には、実際の市場においてその市場支配力が行使されていたと推測できる。

次に、スポット価格のヒストリカルデータ $\{u_0(t)\}$ とゲーム論的モデルにより生成された 2 つのスポット価格のデータ $\{u_2(0.01, t)\}$ および $\{u_2(0.05, t)\}$ を比較する。上で述べたように、図 3-1 の完全競争市場においては、スポット価格の急上昇およびその後の下落という現象は表れていない。それに対して、ゲーム論的モデルによるスポット価格の時系列プロットである図

3-3 と 3-4 をみると、価格の急上昇とその後の下落という現象が表現されている。この現象は、程度に違いがあるものの、 $\{u_0(t)\}$ の時系列プロット図 3-2 においても見る事ができる。

図 3-3 と図 3-4 においてこのような価格変動を表したことは特筆に値する。このようにスポット価格が急上昇し、その後短期間に価格が急激に下落することはスパイクと呼ばれている。そして、これは電力スポット価格変動の特徴として特に注目を集めている。ゲーム論的モデルがスパイク現象を表現したことは、その発生のメカニズムを解明する上でひとつの貢献であろう。

ここで、ゲーム論的モデルにおける価格変動の構造の概略を述べる。2 社の発電企業の戦略は次の時点の需要量の確率分布に依存する。その確率分布がより右に位置するほど、各発電企業が提示する供給関数はその限界費用関数からより乖離する。反対に、その確率分布がより左に位置するほど、各企業が提示する供給関数はよりその限界費用関数に近づく。このような戦略がスポット価格の分布に与える影響が図 5・図 6 に現れている。この点が、AR(1)モデルの性質と組み合わせられて、ゲーム論的モデルがスパイク現象を表現したと考えられる。

図 3-1、図 3-3、図 3-4 を比較すると、 $\{u_0(t)\}$ において見られるスパイクは $\{u_2(0.05, t)\}$ よりも $\{u_2(0.01, t)\}$ において見られるスパイクに近い。表 4 および表 5 もそれを支持している。

図 3-3 と 3-4 とを比較すると、 α の値が大きいほどスパイクの変動幅も大きい。 α は企業のリスクに対する態度を反映していて、 α の値が大きいほど企業はより大きなリスクを受容すると解釈できる。一方、 $\{u_0(t)\}$ 、 $\{u_2(0.01, t)\}$ および $\{u_2(0.05, t)\}$ に現れたスパイクに注目すると、 $\alpha=0.01$ の方が価格のヒストリカルデータにより近い。したがって、この市場での企業はリスクに対して相対的に許容度が低い可能性がある。大胆に解釈すれば、この市場においては、リスクを許容するという意味での企業の投機的な行

動が少ない、とも考えられる。これは、カリフォルニアの電力危機の時点におけるスパイクと対照的である。ただし、次の点に留意する必要がある。350 日頃の価格変動に関しては、むしろ $\alpha=0.05$ の方が、ヒストリカルデータのそれに近いように見える。この点はスパイクの定義という問題にもつながり、それは今後の課題として残される。

以上に加えて、図 5 と図 6 の比較から次のような解釈もできる。周期関数が最大となる 8 月（図 6）のほうが、実線の分布と比べて一点鎖線の分布がより右に位置している。このことは、大雑把な表現をすれば、8 月に電力需要量が増加することにより、高いスポット価格が実現しやすいという意味で、スパイクが生ずる可能性が高くなると考えられる。この点において、われわれが数値例によって示したスパイクという現象が、一般に経験の上で認識されているであろう電力市場におけるスパイクという現象と整合性と有しているといえる。

4. 結論と今後の課題

本研究では、電力取引市場における価格形成に関する研究 Ishii and Tezuka(2005)および石井・手塚(2007)を基に、2005 年 1 月 1 日から 2006 年 12 月 31 日の期間における PJM 市場のデータを用いて、PJM における市場支配力に関する分析と考察を行った。

われわれのこの研究における主な貢献は次のことである。第一に、PJM のスポット価格のヒストリカルデータ、完全競争モデルにより生成される価格データ、およびゲーム論的モデルにより生成される価格データを比較することで、市場支配力の有無を観察した。ただし、これは、われわれのモデルで想定した範囲内での議論であることに注意されたい。そのため、燃料価格や送電混雑などの要因は反映されていない。

第二に、スポット価格の急激な上昇とその後の下落という、スパイクの現象を表現したこと

が挙げられる。今後、これはスパイクという現象を定義する上で有用であろう。

その際、市場における発電企業の α や供給能力などが異なる場合について、それぞれのケースから生成される価格データを比較することで、スパイクの特徴を観察することも可能であろう。

本研究に関する今後の課題として、特に次の諸点が挙げられる。

第一に、完全競争モデルとヒストリカルデータとの比較において、どの程度市場支配力が行使されたかを見るための指標を設けることが挙げられる。われわれの研究では、ヒストリカルデータ、完全競争市場モデルにより生成された価格データ、およびゲーム論的モデルにより生成された価格データを比較して、市場支配力の有無を見た。しかしながら、これら時系列データを用いた市場支配力の行使の程度を見るための指標が必要となるであろう。

第二に、本稿ではデータの制約から、市場限界費用曲線として 2005 年および 2006 年の平均的市場の供給曲線のグラフを準用した。しかしながら、市場で観測される供給曲線には、実際の限界費用曲線から乖離した供給曲線、すなわち、市場支配力が行使された供給曲線が含まれている場合も考えられる。これまでの研究を基にして、市場支配力の存在についてのより頑健なインプリケーションを得るために、より正確な限界費用曲線を推定し、それを用いて分析を行いたい。ただし、電力市場において限界費用曲線を推定するにあたっては、燃料価格や送電混雑などの他の要因も考慮する必要があり、この点も今度の課題として残される。

第三に、文中で指摘したように、本稿では Mansur(2007)をもとに、PJM の市場構造を表現した。しかしながら、Mansur は 1999 年当時の市場を対象としており、われわれの分析対象とした 2005 年から 2006 年のものではない。したがって、現在の市場構造の状態を把握する必要がある。もし現状の市場構造が異なる場合には、ゲーム論的モデルを 2 社のモデルから n

社のモデルに拡張したものをを用いて計算をする必要が生じるかもしれない。市場構造の把握ということに関しては、PJM だけではなく、他の市場についても同様の分析を行って比較すること意味があると思われる。

参考文献

- Bessembinder, H., and Lemmon, M. L. (2002), "Equilibrium Pricing and Optimal Hedging in Electricity Forward Markets," *The Journal of Finance*, Vol. 57, No. 3, pp. 1347-1382.
- Borenstein, S., Bushnell, J.B. and Wolak, F.A. (2002), "Measuring Market Inefficiencies in California's Restructured Wholesale Electricity Market," *American Economic Review*, vol.92, pp.1376-1405.
- Green, R. J., and Newbery, D. (1992), "Competition in the British Electricity Spot Market," *The Journal of Political Economy*, Vol. 100, pp. 929-953.
- Ishii, M. (2007), "The Basis for a Game-theoretic Analysis of Wholesale Electricity Markets," *Management Journal*, Vol.14, pp.31-42.
- Ishii, M. and Tezuka, K. (2005), "Equilibrium Spot and Forward Prices in Wholesale Electricity Markets: A generalized Bessembinder and Lemmon Model and its Application," *Proceedings of 28th Annual IAEE International Conference on CD-ROM*.
- Kanamura, O., and Ohashi, K. (2007), "A Structural Model for Electricity Prices with Spikes: Measurement of Spike Risk and Optimal Policies for Hydropower Plant Operation," *Energy Economics*, Vol. 29, pp. 1010-1032.
- Mansur, E. T. (2007), "Upstream Competition and vertical Integration in Electricity Markets," *Journal of Law & Economics*, Vol. 50, pp. 125-156.
- Newbery, D. (1998), "Competition, Contracts, and Entry in the Electricity Spot Market," *Rand Journal of Economics*, Vol. 29, pp. 726-749.
- Tezuka, K., and Ishii, M. (2007), "A Game Theoretical Analysis of the Spot Prices in Wholesale Electricity Markets," *Proceedings of 30th Annual IAEE International Conference on CD-ROM*.
- Wolfram, C. D. (1999), "Measuring Duopoly Power

in the British Electricity Spot Market,
“American Economic Review, vol.89,
 pp.805-826.

石井昌宏・手塚広一郎(2004),「電力取引市場における
 スポット・フォワード価格の形成」,『公益事業
 研究』,第56巻第3号, pp.61-70.

石井昌宏・手塚広一郎(2007),「非協力ゲームの枠組
 むを用いる電力取引市場における市場支配力の分
 析」,『公益事業学会第57回大会 研究報告予稿集』,
 pp.219-224.

熊谷礼子・服部 徹(2004),「電力市場における市場
 支配力の理論と実際」,八田達夫・田中誠編著『電
 力自由化の経済学』,第一部第2章, pp.43-62, 東
 洋経済新報社.

竹中康治(2005),「電力市場における市場支配力」,
 岸井大太郎・鳥居昭夫編著『公益事業の規制政策
 と競争政策』,第二部第5章, pp.245-274, 法政大
 学出版局.

手塚広一郎・石井昌宏(2006),「電力取引市場におけ
 るマイクロストラクチャー」,『公益事業研究』,第
 58巻,第2号, pp.83-89.

附記

本稿の作成にあたり匿名の査読者から今後研究を
 展開する上で貴重なコメントを賜った。記して感謝
 したい。なお、いうまでもなく本稿における誤りは
 すべて著者たちに帰する。

てづか こういちろう

福井大学 教育地域科学部

いしい まさひろ

大東文化大学 経営学部

日本卸電力取引所の取引状況と回帰分析による価格予想

The agonizing reappraisal of JEPX and price expectation by the regression analysis

キーワード：日本卸電力取引所、電力価格、回帰分析、スポット市場、価格予想

下 境 芳 典

本論では、2005 年 4 月から取引が開始された日本卸電力取引所 (JEPX) の市場状況を、公開データを基に概観するとともに、回帰分析の手法を用い、市場を基礎的に分析した。さらに市場価格が、JEPX の主な設立目的である、電力価格の指標となり、予想することが可能であるかどうか検証した。

まず、約定価格 (システムプライス)、約定量、売り入札量、買い入札量を、月間、週間、24 時間の区分で平均したものをグラフ化してデータに傾向や規則性が見られないか検証した。その結果、月、週、日のそれぞれの区分において独自の傾向が見られることが観察された。次にシステムプライスを被説明変数として、約定量、買い入札量、売り入札量を説明変数として回帰式を構成し、各変数とシステムプライスの関係を検証した。その結果、市場での需要と供給が価格に与える影響力は、買い入札量のほうが強い傾向にあることがわかった。次にシステムプライス時系列分析し、過去のシステムプライスとの関係を、1 日、1 週間、1 ヶ月に分けて検証した。その結果、1 日前のシステムプライスとはかなりの強い関係が示唆された。これらの結果をもとに、システムプライスを被説明変数とし、24 時間前のシステムプライスと買い入札量を説明変数とする回帰式が価格予想式となりえるか検証した。その結果 1 日平均価格において、予想は上方バイアスがあるものの、可能であることが示された。さらにスポット市場におけるシステムプライスについては、月別に回帰式を構成したものと、1 日を 48 区分した時間帯別で回帰式を構成したものとで、それぞれシステムプライスが予想可能であるか検証した。その結果、一日平均の回帰式と同様に上方バイアスがあるが、両回帰式とも価格は予想できるという結論を得た。

- | | |
|---|---|
| <ul style="list-style-type: none"> 1. 序章 2. JPEX の説明 <ul style="list-style-type: none"> 2.1 設立の経緯と使命 2.2 市場の制度 2.3 取引状況 3. 計量分析 <ul style="list-style-type: none"> 3.1 システムプライスの回帰分析 | <ul style="list-style-type: none"> 3.2 システムプライスの時系列分析 4. 回帰式による価格予想 <ul style="list-style-type: none"> 4.1 価格予想モデルの検討 4.2 1 日平均価格の回帰式 4.3 月別スポット市場価格の回帰式 4.4 時間帯別スポット市場価格の回帰式 5. 終章 |
|---|---|

1. 序章

わが国における電力自由化の政策の一環として、日本卸電力取引所 (JEPX) が、2003 年 11 月に設置され、2005 年 4 月から取引が開始された。JEPX に関しては、日々の取引データが電気新聞に掲載され、週ごとには同紙に市況の解説が掲載されている。市場設立当初は、業界紙等に特集記事が組まれることなどがあった。学術的な研究は、山口 (2005) や西川 (2007) などにより、研究がなされている。これらの研

究の主題は市場価格の構造解析と予想にある。

市場価格とは、経済学的な市場原理に基づいた「誰もが納得する価格」である。今までの日本にはそういった意味での指標となる電力価格は存在しなかった。つまり JEPX の市場価格が、初めてその可能性を持った電力価格といえる。この指標となる電力価格を予想することができれば、法貴 (2005) で述べられているような電力業界の様々なリスク、例えば新たな発電所の建設の際の目標収益の計算などに役立つだろう。さらに三澤 (2005) や土方 (2004) で述

べられているような金融的な電力取引への発展にも貢献できる。現物としての電力ではなく、デリバティブや保険商品等の開発に電力の指標価格は必要不可欠なものである。電力価格の予想に関しては、上述の西川らによって検討されているものの、価格予想モデルには様々なものがあり、JEPXにおいてどの予想モデルが適切であるかは、市場の取引状況を考慮し、検証を重ねる必要がある。

そこで本論では、取引開始からのJEPXの市場状況を、公開データを基に概観するとともに、回帰分析の手法を用い、市場を基礎的に分析する。その上で市場価格が、JEPXの主な設立目的である、電力価格の指標となり、予想することが可能であるかどうか検証する。予想モデルは、宮内（2004）などを参考に、JEPXの内部変数を説明変数とする回帰モデルを用いる。

2. J P E X の説明

2.1 設立の経緯と使命

JEPX は、電力自由化への課題を検討すべく設置された、総合資源エネルギー調査会電気事業分科会の報告答申「今後の望ましい電気事業制度の骨格について」（平成 15 年 2 月 18 日）の主旨に基づき設立された日本唯一の電力市場である。

運営しているのは、有限責任中間法人日本卸電力取引所であり、2003 年 11 月に設立され、2005 年 4 月から取引を開始した。同法人は、沖縄電力を除く電力 9 社と、特定規模電気事業者（PPS）、自家発電設置者など、計 21 社を社員とする中間法人である。

上記答申では、次の二つの目的を掲げている。一つは電気事業者の電源開発投資リスク判断の一助となる指標価格の形成である。つまり、季節や時間帯などで変動していると考えられる需給状況を反映した市場価格を、電力事業者の収

入を正確に予想する情報として、電源開発投資の判断材料に役立てることだ。二つめは、事業者間の需給ミスマッチ時の電力の販売・調整手段を充実させることだ。現在の技術では、電力は貯蔵できない。このことから発生する電力の供給量と需要量のミスマッチを、市場取引により回避できるようにすることだ。

いずれも、より多くの事業者が市場に参加し、より多くの取引がなされることによって達成できると考えられる。様々な考えを持つプレーヤーが取引を行うことで市場から恣意性を排除した指標価格が生まれ、プレーヤーによって異なる需給の過不足は、より多くの取引の機会を生むことになる。

2.2 市場の制度

JEPX には、前日に受け渡される電気を 30 分単位で取引する「前日スポット市場」、向こう 1 年間に受け渡す電気を 1 ヶ月単位で取引する「先渡し定型市場」、非定形の先渡し取引など、上の二つに当てはまらない取引を書き込み自由な掲示板で行う「掲示板市場」の 3 つの市場がある。いずれの市場も「現物の」電気を取引対象とする。

しかし、「先渡し市場」と「掲示板市場」は設立以来数ヶ月に 1 回程度取引が成立するかしないかというほど取引の薄い状態が続いている。一方、「前日スポット市場」では設立直後数ヶ月以外は、すべての営業日のすべての時間帯で必ず取引が成立しており、事実上の電力の時価を形成するに至っている。そこで以下では「前日スポット市場」に限定して、研究を進める。

前日スポット市場(以下スポット市場)では、1 日に受け渡される電気を、30 分毎 48 商品に区分して取引される。取引の単位は、1,000kWh を 1 単位として、受け渡し単位も同様である。1kWh 当たりの価格は、1 銭単位である。入札者は取引を希望するエリア（北海道、東北、東京、中部、北陸、関西、中国、九州等）を選択

できる。

約定処理方法は、シングルプライスオークション方式が採用されていて、市場参加者の入札した買い・売り量を積み上げ、両価格線の交点の価格を約定価格、量を約定量とする。ただし送電線の利用状況を確認し、受け渡し可能な売買のみ約定される。また、いずれかのエリア間の売買量が連系設備による託送可能量を超える場合は、託送可能量を制約条件として、エリアごとに再度約定処理が行われる。

2.3 取引状況

JEPX は、ホームページで過去の取引データを公開している。公開されているデータは、30分毎の約定価格と約定量、売り入札量、買い入札量である。

約定価格（システムプライス）は先に述べた各エリア間の連携による制約を考慮しない全国統一の約定価格である。売り入札量と、買い入札量は、JEPXにおける需要と供給をあらわすものである。ここで注意したいのは、入札総量は、あくまでもJEPX内における需給状況と言い換えることができるだけで、日本国内における電力需給量のごく一部に過ぎないということである。

これらのデータを元に、取引状況を概観し、傾向を分析する。市場取引が開始された2005年4月から2006年8月までのデータを用い、価格や入札量を単純平均し、月間、週間、24時間の取引状況を可視化する。

まず約定価格（システムプライス）と売買入札量の状況を月単位で平均したものが、図1と図2である。約定価格は年間を通して8円前後で推移している。しかし2005年12月から3月の冬季に最高で15円近くまで急上昇している。冬季に比べ、グラフ上での変化は少ないが2005年の7,8月期、2006年の7,8月にも、若干の平均価格の上昇が見られ、季節変動があることが読み取れる。付け加えるなら、2005年12月か

ら2006年3月は「平成18年豪雪」といわれるほど日本海側での積雪の多い寒冬であった。

次に約定量と売買入札量を見てみる。年間を通して売り入札が先行していることがわかる。特徴的なのは、冬季において需給バランスが反転していることである。図1の価格とつなぎ合わせて考えれば、経済学の基本法則である需要と供給が働いていると推測できるだろう。また、2005年4月から6月と、2006年4月から6月の約定量を比べると、かなり差がある。これは市場取引開始直後に比べて、1年経ち取引が成立する量が単純に増えていると見ることができ、市場として取引所が成長し、取引の厚みが増えてきていると考えられる。

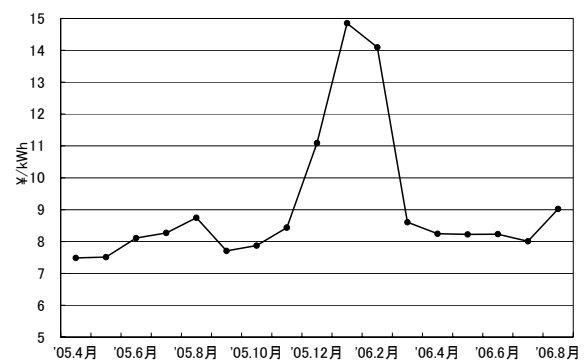


図1 システムプライス(月平均)

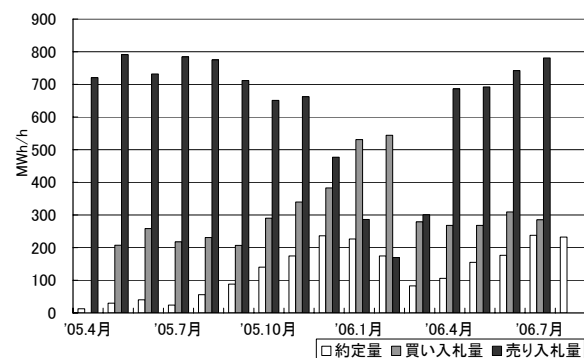


図2 約定量と売買入札量(月平均)

次に週間平均を図3と図4で見える。約定価格（システムプライス）については、月曜日から金曜日にかけて、ほぼ9円強で推移し、土曜、日曜で8円弱にまで価格は下がる。いわゆるウィークデイと、ウィークエンドで、明らかな差がある。約定量と売買入札量は、約定量は

100MWh、買い入札量は 300MWh、売り入札量は 600MWh でほぼ推移し、曜日によってそれほど大きな変化は見られない。

つまり、週平均で見ると、単純に需給のバランスが価格を決定しているのではなくて、曜日によって取引価格の水準が異なることがわかる。

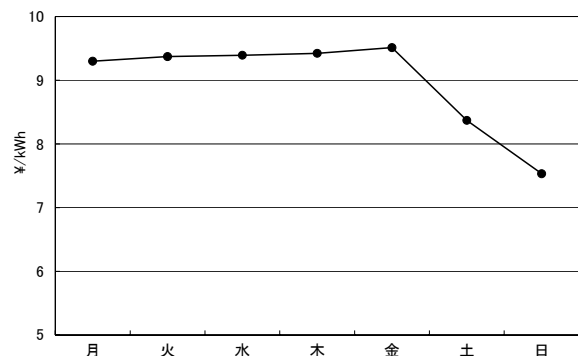


図 3 システムプライス(週平均)

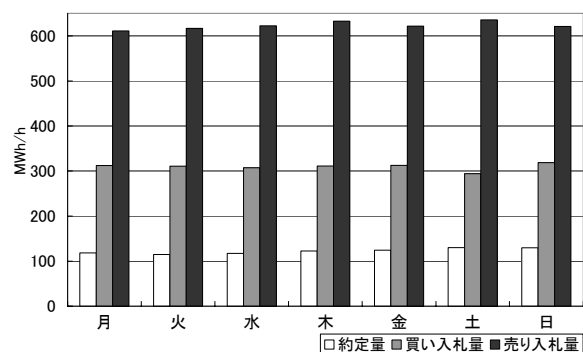


図 4 約定量と売買入札量(週平均)

最後に 24 時間の平均を見てみる。図 5 のとおり、0 時から 7 時までは 7 円前後で平坦に推移し、7 時から 9 時頃にかけて急激に価格が上昇し、9 円強にまでなる。そのまま午前中の間価格は上昇し、11 時頃ピークの 12 円弱になる。12 時から 13 時の間、いったん下がり、再びピークの 12 円弱から 11 円くらいで 17 時まで推移し、そこから夜間の間ならかに 7 円程度まで低下する。

売買入札量は図 6 を見ると、約定量は特に大きな変化は見られないが、午前中の 7 時から 10 時頃と、午後の 16 時から 21 時頃に緩やかカーブを描く減少が見られる。買い入札量は、図 5 の約定価格とほぼ同じような傾向が見られるが、22 時から翌 0 時頃にかけて上昇する時間帯が

ある。売り入札量は、0 時から 7 時までは 500MWh 前後で推移するが、8 時に急激に入札量が増加し、その後 22 時まで 700MWh で推移し、再び 500MWh 前後に戻る。

約定価格（システムプライス）と入札量のグラフの形状は、電力使用量のグラフと似ている。売り入札量のグラフが、テーブル状になるのは、特徴的であり、理由を調査することが必要であろうが、おそらく市場内のデータだけでは推測は難しいと思われるので、本論では言及しない。

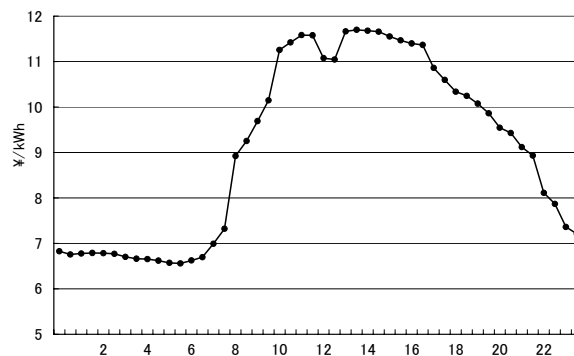


図 5 システムプライス(24 時間)

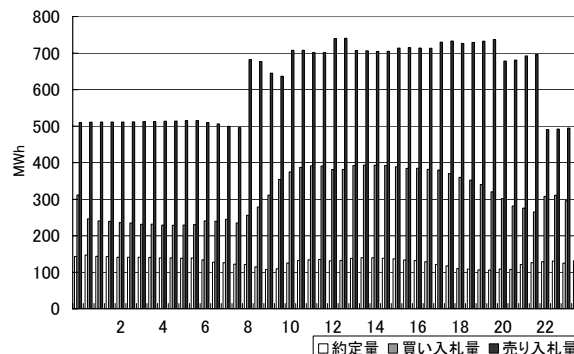


図 6 約定量と売買入札量(24 時間)

以上が市場取引開始以来約 1 年半の市場動向である。グラフの形状から季節や、曜日、時間帯によって価格が変動し、月、週、日それぞれの時間区分にそれぞれ独自の傾向が見られる。時間的な要因のみで、全ての傾向を説明することは難しいが、ここから一定の法則が見出せるであろう。例えば週による傾向は顕著である。また、気候の変化等外的な要因も大いに考えられる。しかし、本論ではそれらの分析までは拡張せずに、市場内のデータをもとに計量分析を行っていく。

3. 計量分析

3.1 システムプライスの回帰分析

ここからはシステムプライスを被説明変数として、約定量、買い入札量、売り入札量がどの程度価格決定に影響するかを測定する。なお、以降の分析では、2005年5月から2006年7月までの、土曜日、日曜日を除いた1日の平均した数値を用いることにする。また、計算にはMicrosoft社のExcelを利用した。

まずはそれぞれの相関関係を見てみる。表にまとめたものが表1である。価格と買い入札量に強い正の相関が見られる。価格と売り入札量にも負の相関が見られる。約定量と買い入札量、売り入札量との間にも若干の相関関係が見られる。したがって、約定価格を被説明変数として、約定量、買い入札量、売り入札量を説明変数とする重回帰分析では、多重共線性が疑われる。そこで価格とそれぞれの変数を別々に回帰分析し、価格に対する説明力を検証する。

表1 相関係数

	約定価格	約定量	買い入札量	売り入札量
約定価格	1.00	0.39	0.83	-0.75
約定量	0.39	1.00	0.63	-0.34
買い入札量	0.83	0.63	1.00	-0.74
売り入札量	-0.75	-0.34	-0.74	1.00

はじめにシステムプライスと約定量の回帰分析を試みる。システムプライス pr [¥/kWh] を被説明変数とし、約定量 vl [MW] を説明変数として回帰式を構成する。

結果は散布図が図7、回帰式が(1)のようになった。回帰係数の下のカッコ内の数値は各説明変数に対する t 値である。 R^2 は決定係数、 F は F 値、 p は p 値を示している。散布図および決定係数を見る限り、約定量に強い説明力はないことがわかる。したがって、市場が活況であることと市場価格には特に関係がないと言える。

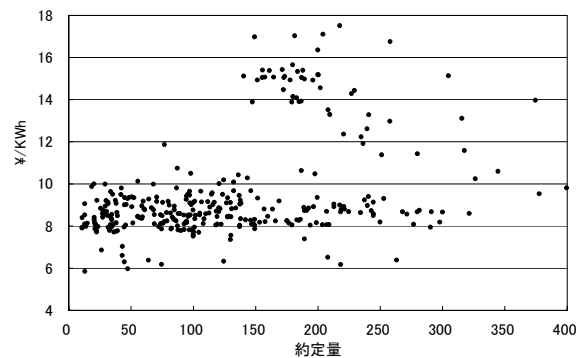


図7 システムプライスと約定量の散布図

$$pr = 0.011vl + 8.050 \quad \dots \quad (1)$$

(36.39) (7.67)

$$R^2 = 0.155$$

$$F = 60.26$$

$$p = 0.00$$

次にシステムプライスと買い入札量について検討する。前節と同様にシステムプライス pr [¥/kWh] を被説明変数とし、買い入札量 de [MW] を説明変数として回帰式を構成する。

結果は散布図が図8、回帰式が(2)のようになった。記号については式(1)と同様である。散布図には正の相関が認められ、決定係数も高い数値である。 F 値も F 分布の5パーセント点3.87より大きく、 F 検定による帰無仮説は棄却される。 p 値も0.00以下となりこの回帰式には意味があるといえる。したがって、システムプライスは買い入札量が多ければ上昇する傾向にあると言える。

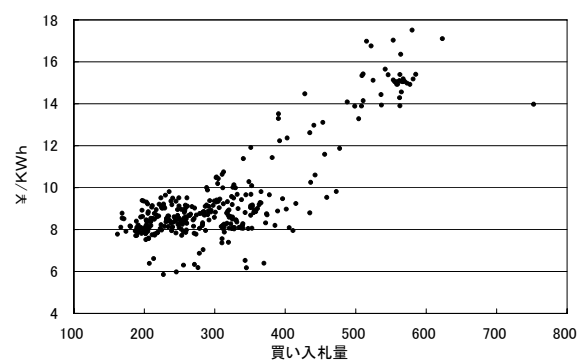


図8 システムプライスと買い入札量の散布図

$$pr = 0.017de + 3.939 \cdot \dots \cdot (2)$$

$$(18.34) \quad (27.31)$$

$$R^2 = 0.697$$

$$F = 761.10$$

$$p = 0.00$$

最後に売り入札量との関係を分析する。ここでも同様にシステムプライス pr [¥/kWh] を被説明変数とし、売り入札量 sp [MW] を説明変数として回帰式を構成する。

結果は散布図が図 9、回帰式が (3) のようになった。記号は (1) と同様のものを示している。散布図を見ると弱い負の相関が見て取れる。回帰式の決定係数からは若干の説明力を読める。F 値と p 値に関してはこの回帰式に意味があると言える。売り入札量が増加するとシステムプライスが若干下がる傾向にあると言えるだろう。

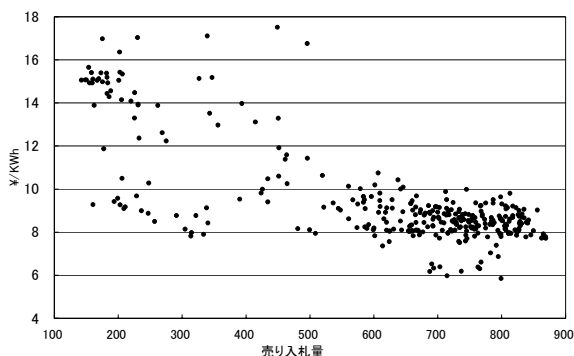


図 9 システムプライスと売り入札量の散布図

$$pr = -0.008sp + 14.565 \cdot \dots \cdot (3)$$

$$(55.72) \quad (-20.56)$$

$$R^2 = 0.565$$

$$F = 429.61$$

$$p = 0.00$$

以上がシステムプライスを説明変数とした回帰分析である。総括すると、市場が活況かどうかは価格には影響はない。市場での売買が盛んだからといって価格が上昇したり、逆に市場での売買が薄いときは価格が低くなったりすることはない。市場での需要と供給が価格に与える

影響力は、需要のほうが強い傾向にある。市場に供給される電力量が増減することによって、価格も影響を受けるが、需要が増減した場合のほうが、市場に対する影響は強いといえる。

3.2 システムプライスの時系列分析

ここからはシステムプライスの時系列分析をする。システムプライスを自己回帰分析し、過去のシステムプライスと現在のシステムプライスの関係を検証する。対象とするデータは前節の回帰分析と同様に 2005 年 5 月から 2006 年 7 月までの、土曜日、日曜日を除いた 1 日の平均した数値を用いることにする。現時点での電力価格と、1 日前、1 週間前、1 ヶ月前の電力価格をそれぞれ自己回帰分析し、どの時点での価格が最も説明力があるのか検証する。

まず、原系列を概観する。図 10 で示されたものが期間のシステムプライスの変化である。約 8 円を平均として、6 円から 10 円の範囲で多くの期間が推移し、2005 年～2006 年の冬季に 18 円近くまで上昇している。ところどころで急激に値下がりしている様子が見られるが、特に全体として右肩上がりであるとかといった傾向は見られない。

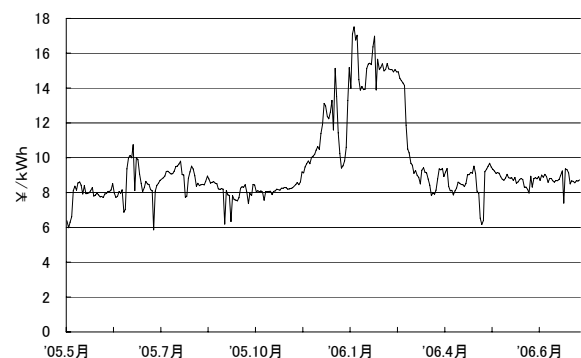


図 10 システムプライスの原系列

次に (4) 式において求められる階差系列を図示し、トレンドを概観する。

$$\Delta P_i = P_i - P_{i-1} \cdot \dots \cdot (4)$$

前述のとおり、期間を1日前($i=1$)、1週間前($i=5$)、1ヶ月前($i=20$)として階差をとったものが図11～図13である。土日を除いているため、 $i=5$ で7日前、 $i=20$ で28日前となる。

1日前との階差は、ほぼ-3～3円の間であり、多くは-1～1円以内に収まっている。グラフの振幅を概観する限り、主観的な判断ではあるが規則性のようなものは読み取れない。1週間前の価格との差は、グラフの形状は図11と似たものとなっているが、振幅が-4～6円程度と広がる。そして多くが-2～2円程度の範囲内にあり、これも図11と比べて大きくなる。しかし、

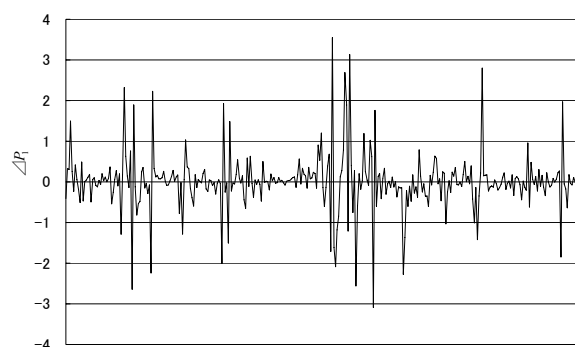


図11 1日の階差

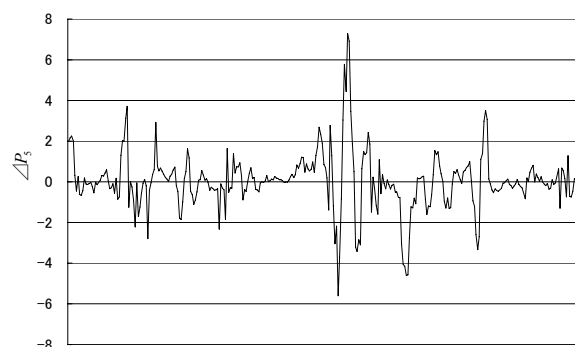


図12 1週間前の階差

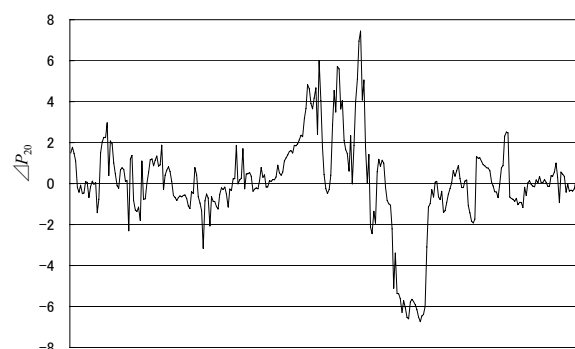


図13 1ヶ月前の階差

図11と同様に規則性は見られない。最後に1ヶ月前の価格差を見ると、図11と図12とは若干違った傾向のグラフとなった。グラフ中央付近で、0より上の階差が続き、その後0より低い階差が続くのが見て取れる。これはつまり価格が上昇傾向から下降傾向に変化する時局があったことを意味する。1ヶ月程度の時間差で見ればトレンドが見られるようだが、今回の分析ではほぼ1年間のデータしか取っていないので、言及は難しい。

次に相関関係を見る。1日前、1週間前、1ヶ月前のシステムプライスと、現時点のシステムプライスとの間の相関関係を表にしたものが表2である。

表2 自己相関係数			
	1日前	1週間前	1ヶ月前
相関係数	0.95	0.81	0.56
n	325	321	306
自由度	323	319	304
t値	56.36	24.45	11.69
p値	0.00	0.00	0.00

1日前、1週間前、1ヶ月前、いずれもt値、p値は統計的に説明力のあることを示している。しかし相関係数は、1日前は0.95とかなりの説明力を持っているが、1週間前では0.81と下がっていき、1ヶ月前にいたっては0.56とほぼ関係は無いと言わざるを得ない数値となる。

4. 回帰式による価格予想

4.1 価格予想モデルの検討

価格予想モデルの選択については、データの制約や市場の特性等を考慮し決定する必要がある。また、さまざまなモデルを試用し、どのモデルがふさわしいのかを比較する必要もある。

JEPXを対象として価格予想を試みた論文は西川(2007)がある。西川は1変量時系列モデルとしてBox-Jenkins法を用いて価格予想を試み、1円程度の誤差で前日の価格を予想で

きるという結果を得ている。

電力価格の予想モデルは、電力自由化が先行して行われている欧米ではさまざまなものが検討されていて、それらは Eydeland(2002)や Clewlow (2000)などで詳しく述べられている。国内においても、熊谷(2006)や伊藤(2007)や宮内(2004)などによって、研究がなされている。中でも宮内はカリフォルニア電力市場価格を、電力総需要量と24時間前の電力価格かを説明変数として比較的単純なモデルで説明できることを指摘している。

本論では、3章において示された JEPX の内生変数の相関関係と、西川、宮内の研究を参考に回帰モデルを構成する。説明変数は3.1において回帰の当てはまりのよかった買い入札量と、3.2において当てはまりのよかった1日前(24時間前)の価格とする。宮内は、電力総需要量を説明変数としたが、本論では JEPX 内における需要量といえる買い入札量を説明変数とする。また、宮内は現時点での需要量を説明変数としたが、市場価格を予想するにあたり、当然当日の買い入札量を参考にはできないので、1日前の買い入札量を説明変数とする。

4.2 1日平均価格の回帰式

まず、第3章で検証した1日の平均価格に関する回帰式を構成する。被説明変数は2005年5月から2006年4月までの、土曜日、日曜日を除いた1日の平均したシステムプライスを用いることにする。

各変数をまとめると、現在のシステムプライス pr [¥/kWh] を被説明変数とし、 pr_{24} [¥/kWh] を24時間前のシステムプライス、 de_{24} [MWh/h] を24時間前の買い入札量として回帰式を構成すると式(5)が得られる。

$$pr = 0.88004 pr_{24} + 0.00193 de_{24} + 0.553046 \quad (5)$$

(23.94) (2.46) (2.88)

$$R^2 = 0.917 \quad R^{2'} = 0.916$$

$$F = 1425 \quad p = 0.00 \quad DW = 2.1295$$

ただし、回帰係数の下の()内に書かれた数値は各説明変数に対する t 値であり、 R^2 は決定係数、 $R^{2'}$ は補正決定係数、F は F 値、p は P 値、DW はダービン・ワトソン比を示している。

次にこの(5)式を用いて2005年の5月から7月までの2ヶ月間について外挿テストをおこない予想回帰式の精度を確かめる。外挿テストによって求められた予想価格と、同じ期間の実際のシステムプライスとの比較をしたグラフが図14である。さらに、実際の価格から予想価格を引いた差をグラフ化したものが図15である。

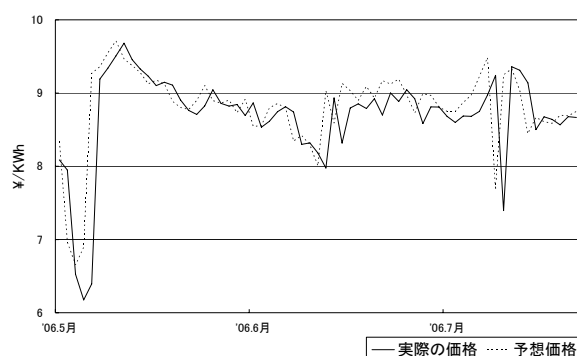


図14 システムプライスの予想と実際

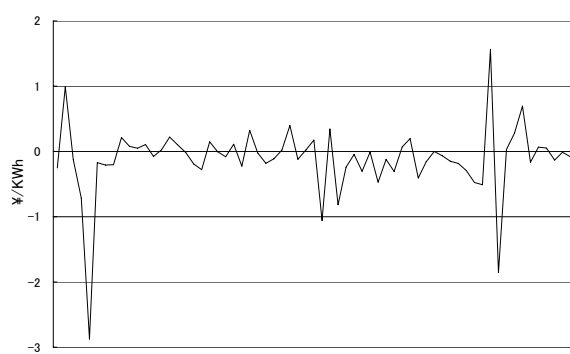


図15 システムプライスの予想と実際の差

まず(5)式について検討する。式の当てはまりのよさを表す R^2 は 0.917 であり、単純な回帰式を用いているが高い数値を示している。説明変数の有意性についても t 分布の 5 パーセント点 1.96 よりも大きく、t 検定は有意と判定で

きる。また、F 値、p 値に関しても、回帰式が有意であることを示している。DW 比については、2 に近い数値を示しているので誤差項間の系列相関はないといえる。

図 14 と図 15 を見ると、若干大きな差が見られる時点もあるが、ほぼ±0.5 円程度で予想できていることがわかる。予想値と実際値の差の大きい 5 月初頭は、ゴールデンウィークにあたり、この期間は予想が難しいといえる。7 月にもう一度大きな差が見られる時点があるが、夏季においても予想の難しい時点があると言える。しかし実際の価格から予想価格を引いた差の平均は-0.11 で、平均絶対誤差率も-0.17%となり、総じてかなりの精度で予想できているといえる。図 14 を見ると予想価格が実際の価格を上回っている時点が多い。差の平均が-0.11 であることから言えるが、(5) 式による予想では、実際の価格より若干高く価格を予想してしまう傾向が見られる。

4.3 月別スポット市場価格の回帰式

前節の分析により、1 日の平均価格をかなりの精度で予想することができることがわかった。しかし、前述のとおり卸電力取引所には 1 日平均価格を売買する市場はない。そこで、実際の市場取引のできる 1 日を 48 区分したスポット市場のシステムプライスを用いて、価格の予想が可能であるか検証する。

4.2 の分析と同様に 2005 年 5 月から 2006 年 4 月までの、土曜日、日曜日を除いた期間を分析対象とする。この期間の各月において、月別に価格予想回帰式構成し、スポット市場の価格予想が可能か検証する。

前節と同様に現在のシステムプライス p_r [¥/kWh] を被説明変数とし、 pr_{24} [¥/kWh] を 24 時間前のシステムプライス、 de_{24} [MWh/h] を 24 時間前の買い入れ量として回帰式を構成する。また、求められた回帰式に同じ月の実数を挿入する内挿テストを行う。

各月の回帰式の各変数の回帰係数を a、b、c、として記述すると (6) 式のようになる。各月の回帰係数は表 3 のようになった。

$$pr = a pr_{24} + b de_{24} + c \cdots \cdots (6)$$

表 3 各月の回帰式

	a	b	c	R ²	DW 比
	(t)	(t)	(t)	F	誤差項の標準偏差
'05.5月	0.77882 46.84	0.00211 4.02	1.34913 9.34	0.72 1280.24	0.46481 0.14444
'05.6月	0.76275 36.41	0.00623 8.50	0.51332 3.16	0.75 1499.90	0.69588 0.16255
'05.7月	0.67516 29.45	0.01058 12.31	0.39464 3.36	0.85 2723.57	0.57353 0.11762
'05.8月	0.91807 64.13	0.00232 4.30	0.14123 2.09	0.95 10182.58	0.53645 0.06760
'05.9月	0.77165 52.23	0.00617 13.45	0.48098 5.35	0.89 3951.78	0.26004 0.08985
'05.10月	0.88189 53.06	0.00079 2.82	0.68719 6.91	0.86 2921.61	0.28995 0.09941
'05.11月	0.98853 92.42	0.00033 1.95	0.06219 0.93	0.94 8237.54	0.38474 0.06658
'05.12月	0.76094 35.26	0.00034 0.53	2.62028 9.07	0.58 704.10	0.22752 0.28889
'06.1月	0.60064 28.38	0.00862 13.44	1.52946 5.20	0.70 1158.30	0.37607 0.29426
'06.2月	0.87624 42.28	0.00377 5.88	-0.53304 2.79	0.90 4018.91	0.63835 0.19080
'06.3月	0.90070 79.41	-0.00006 0.23	0.84505 8.48	0.88 3790.26	0.46177 0.09967
'06.4月	0.86462 47.11	0.00268 6.09	0.46805 4.99	0.90 4177.42	0.49447 0.09385

まず、各月の決定係数を見てみると、概ね 0.7 以上となっている。2005 年の 12 月のみ 0.58 と低い値になってしまっている。a、b、の各回帰係数の t 値は、2005 年 12 月や 2006 年の 3 月において買い入れ量の影響力が低くなっている以外は、ほぼすべて回帰係数が有意であることを示している。しかしダービン・ワトソン比が全ての月の回帰式で 0.2~0.6 と 0 に近い数値を示していて、誤差項間に系列相関があると思われる、見せかけの有意性である可能性を否定できない。このことを前提として、次節で外挿テストの結果を見ることにする。

4.4 時間帯別スポット市場価格の回帰式

最後に前節と同様の分析を、48 区分の時間帯別に回帰式を構成し、得られた回帰式を、2005 年 5 月から 7 月までのデータに当てはめ、外挿テストを行い精度を検証する。各時間帯の回帰式の回帰係数を A、B、C とすると (7) 式の回帰式の各変数は、表 4 のようになった。同時

表 4 各時間帯の回帰式

	A (t)	B (t)	C (t)	D (t)	DW比 誤差項の標準偏差	平均外挿誤差率
1	0.75232 15.82	0.00385 3.78	0.54329 2.51	0.81463 538.35	2.37709 0.22	-0.21497 -0.33589
2	0.76565 16.70	0.00383 3.76	0.69593 3.39	0.82395 573.33	2.05667 0.21	-0.25533 -0.39895
3	0.79568 16.53	0.00310 3.29	0.70465 3.80	0.87411 850.61	2.11200 0.19	-0.24892 -0.38894
4	0.79278 16.38	0.00316 3.32	0.71371 3.83	0.87326 844.08	2.13367 0.19	-0.24789 -0.38732
5	0.81071 17.00	0.00284 3.02	0.67043 3.65	0.87835 884.52	2.09152 0.18	-0.22515 -0.35180
6	0.81213 17.03	0.00281 2.99	0.66533 3.63	0.87842 881.50	2.10507 0.18	-0.22624 -0.35351
7	0.74980 16.02	0.00384 4.02	0.88933 4.89	0.86694 798.16	1.83757 0.18	-0.34180 -0.53406
8	0.74253 15.67	0.00404 4.15	0.89158 4.90	0.86671 796.57	1.83567 0.18	-0.35223 -0.55036
9	0.83764 18.16	0.00248 2.63	0.56888 3.28	0.88717 963.22	2.04016 0.17	-0.21569 -0.33701
10	0.74196 15.60	0.00411 4.14	0.87997 4.85	0.86589 790.93	1.88564 0.18	-0.34828 -0.54419
11	0.75020 16.14	0.00397 4.14	0.83984 4.77	0.87320 843.60	1.85402 0.18	-0.31726 -0.49572
12	0.80991 19.09	0.00287 3.17	0.66782 4.04	0.88061 903.51	2.04208 0.17	-0.23190 -0.36234
13	0.83599 20.93	0.00222 2.68	0.63095 3.80	0.87942 893.46	1.98153 0.17	-0.17498 -0.27340
14	0.72229 15.54	0.00425 4.48	0.93461 4.65	0.82797 589.60	2.17595 0.20	-0.18363 -0.28692
15	0.77047 19.33	0.00415 4.71	0.86493 4.05	0.89637 1059.54	2.49116 0.17	-0.24543 -0.38348
16	0.93505 35.73	0.00100 1.64	0.26819 2.10	0.95115 2385.03	2.28440 0.13	-0.11653 -0.18207
17	0.73890 18.42	0.00454 5.61	1.43683 5.38	0.87413 850.71	2.36359 0.27	-0.47798 -0.74684
18	0.75312 18.45	0.00418 5.04	1.31644 4.94	0.86971 817.74	2.37815 0.27	-0.29927 -0.46761
19	0.73213 16.94	0.00451 5.13	1.41030 5.03	0.85959 749.92	2.33125 0.28	-0.28575 -0.44648
20	0.81490 21.81	0.00302 4.05	0.93409 3.80	0.89103 1001.62	2.15364 0.25	-0.03313 -0.05177
21	0.67154 16.19	0.00729 6.83	1.23776 3.68	0.82123 562.73	2.10486 0.34	-0.36509 -0.57045
22	0.66815 15.96	0.00737 6.52	1.19662 3.23	0.79418 472.69	2.15323 0.37	-0.29521 -0.46127
23	0.68803 16.78	0.00680 6.14	1.20618 3.19	0.79203 466.52	2.13289 0.38	-0.26790 -0.41860
24	0.68184 15.84	0.00687 5.83	1.26025 3.18	0.77407 419.70	2.21759 0.40	-0.27569 -0.43076
25	0.77991 21.09	0.00452 4.83	0.86799 2.83	0.84308 658.17	2.22891 0.31	-0.14442 -0.22566
26	0.78561 20.60	0.00405 4.33	0.97198 3.10	0.83330 612.35	2.24541 0.31	-0.11993 -0.18739
27	0.70012 16.97	0.00616 5.71	1.29330 3.27	0.77125 413.02	2.23358 0.40	-0.14131 -0.22080
28	0.71650 17.80	0.00575 5.53	1.25679 3.24	0.77975 433.70	2.20455 0.39	-0.11237 -0.17288
29	0.73827 19.40	0.00534 5.54	1.14250 3.11	0.79933 487.96	2.12691 0.37	-0.08737 -0.13652
30	0.73805 19.44	0.00537 5.58	1.13141 3.08	0.79943 488.27	2.13874 0.37	-0.09636 -0.15056
31	0.76711 20.90	0.00462 5.05	1.05144 3.03	0.81537 541.01	2.19791 0.35	-0.07302 -0.11409
32	0.78119 21.97	0.00423 4.97	1.02871 3.13	0.82933 595.25	2.15226 0.33	-0.05340 -0.08343
33	0.75648 20.82	0.00534 5.64	0.89927 2.74	0.83485 619.23	1.91829 0.33	-0.14942 -0.23347
34	0.67518 16.18	0.00716 6.49	1.21366 3.36	0.79993 489.80	2.07841 0.36	-0.25713 -0.40177
35	0.70680 17.99	0.00653 6.21	0.90414 2.82	0.83235 608.20	2.12794 0.32	-0.16511 -0.25798
36	0.78147 21.81	0.00490 5.39	0.65191 2.40	0.87116 828.28	2.09301 0.27	-0.08160 -0.12750
37	0.71588 17.84	0.00554 6.12	1.13512 4.10	0.85459 719.95	2.51359 0.28	-0.12897 -0.20151
38	0.72165 18.08	0.00541 6.00	1.13063 4.16	0.85781 739.04	2.52849 0.27	-0.09084 -0.14193
39	0.79549 21.35	0.00351 4.47	1.01432 3.99	0.87533 860.10	2.50186 0.25	-0.08449 -0.13202
40	0.82511 23.81	0.00289 4.18	0.93247 4.01	0.89850 1084.40	2.31795 0.23	-0.11626 -0.18166
41	0.70372 17.10	0.00506 6.28	1.54446 5.59	0.85773 738.54	2.42314 0.28	-0.31663 -0.49474
42	0.70842 17.50	0.00491 6.31	1.61776 5.81	0.85888 745.58	2.40669 0.28	-0.34785 -0.54352
43	0.71441 17.77	0.00474 6.30	1.53881 5.73	0.86873 810.73	2.36040 0.27	-0.44328 -0.69262
44	0.71930 17.76	0.00450 6.06	1.56092 5.74	0.86353 775.13	2.36684 0.27	-0.47033 -0.73489
45	0.91032 27.57	0.00127 1.89	0.37880 2.14	0.91872 1384.68	2.05249 0.18	-0.15191 -0.23735
46	0.88148 23.14	0.00169 2.13	0.47006 2.52	0.90207 1128.39	2.49557 0.19	-0.20133 -0.31457
47	0.72438 14.62	0.00395 4.37	1.00886 4.32	0.82559 579.87	2.54409 0.23	-0.45494 -0.71084
48	0.62774 11.28	0.00564 5.38	1.22069 4.97	0.79647 479.38	2.46268 0.25	-0.58243 -0.91004

に外挿テストの結果である、実際の価格と予想価格の差について同表に示した。

$$pr = Apr_{24} + Bde_{24} + C \cdot \cdot \cdot \cdot (7)$$

まず各時間帯の決定係数を見てみると、すべての時間帯において 0.7 以上となっていて、回帰式の当てはまりは良好であると言える。各回帰係数の t 値は、すべて回帰係数が有意であることを示している。F 値も十分に大きく、ダービン・ワトソン比率は全ての時間帯で 2 に近く、回帰式の当てはまりは良好であると言える。

外挿テストも結果は、予想回帰式から求められた実際の価格と、予想価格との差である外挿誤差が、ほぼ 0.5 円以下となっている。外挿誤差率の平均も、0.5%と予想精度は高いといえる。しかし全ての時間帯においてマイナス値となっており、実際の価格より過大に予想してしまう傾向がある。

つまり本回帰式は、48 区分すべての時間帯において、若干上方に偏る傾向があるが、有用に価格を予想することができると言える。

5. 終章

本論では、J E P X 取引開始の 2005 年 4 月から 2006 年 7 月までの取引状況を観察し、取引データから市場価格が予想可能か検証を試みた。

まず、約定価格(システムプライス)、約定量、売り入札量、買い入札量を、月間、週間、24 時間の区分で平均したものをグラフ化してデータに傾向や規則性が見られないか検証した。その結果、月、週、日のそれぞれの区分において独自の傾向が見られることが観察された。

次にシステムプライスを被説明変数として、約定量、買い入札量、売り入札量を説明変数として回帰式を構成し、各変数とシステムプライスの関係を検証した。その結果、約定量とシステムプライスの間には強い関係は見ることができず、市場が活況かどうかは価格には影響はな

いということがわかった。さらに市場での需要と供給が価格に与える影響力は、需要のほうが強傾向にあり、市場に供給される電力量が増減することによって、価格も影響を受けるが、需要が増減した場合のほうが、市場に対する影響は強いことがわかった。

次にシステムプライスについて時系列分析し、過去のシステムプライスとの関係を、1日、1週間、1ヶ月に分けて検証した。その結果、1日前のシステムプライスとはかなりの強い関係が示唆された。

これらの結果をもとに、システムプライスを被説明変数とし、24時間前のシステムプライスと買い入札量を説明変数とする回帰式が価格予想式となりえるか検証した。その結果1日平均価格において、上方バイアスはあるものの、予想は可能であることが示された。さらにスポット市場におけるシステムプライスについては、月別に回帰式を構成したものと、1日を48区分した時間帯別で回帰式を構成したものとで、それぞれシステムプライスが予想可能であるか検証した。その結果、1日平均価格の回帰式と同様に、上方バイアスが見られるが、両回帰式とも価格は予想できるという結論を得た。

今後、数年分のデータが蓄積されれば、年間を通じての季節変動なども分析できるであろう。また、データの厚みが増せば、価格予想式の精度もより高くすることができるだろう。本論ではJEPX内のデータしか取り扱わなかったが、気温や国内における電力需要との関係等、外部変数も取り入れた予想式を構築することも必要である。

しかし本論で得られたJPExの市場価格を予想できるという結論は、電力市場の更なる自由化、すなわち電力デリバティブ等の商品設計等に役立てることができるであろう。

参考文献

- 伊藤保之・村上好樹・小林武則(2007)「AR-GARCHモデルを用いた電力スポット価格の時系列分析とその応用」, IEEJ Trans.PE, Vol.127, No.1, 61-68
 熊谷誠治・佐藤正志・吉村昇(2006)「自由化市場における電力価格への一因子平均回帰式の適用性」, IEEJ Trans.PE Vol.126, No.10, 1058-1064
 土方薫(2004)『電力デリバティブ』シグマベイスキャピタル
 法貴憲一(2005)「日本卸電力取引所の概要」, IEEJ Trance.PE, Vol.125, No.10, 922-925
 西川寛(2007)「Box-Jenkins法によるJEPXスポット価格の時系列分析」, IEEJ Trans, PE, Vol.127, No.7, 827-832
 三澤哲也(2005)「金融工学のデリバティブ価格付け理論と電力市場への応用上の課題」, IEEJ Trans. PE, Vol.125, 457-460
 宮内肇・竜口玄太・三澤哲也(2004)「カリフォルニア電力市場価格の回帰分析」, IEEJ Trans.PE, Vol.124, No.2, 199-206
 山口順之(2005)「日本卸電力取引所の取引動向の基礎検討ー2005年上半期における重回帰分析ー」, 電力経済研究 No.54, 31-41
 山本要一(2004)『エネルギーデリバティブ プライシングとリスク管理』シグマベイスキャピタル
 A.Eydeland and K.Woyniec(2002): Energy and Power Risk Management, John Wiley&Sons inc
 L.Clewlow and C.Strickland (2000): Energy Derivatives Pricing and Risk Management, Lacima Group

しもさかい よしのり

独立行政法人日本原子力研究開発機構

敦賀本部 業務統括部

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

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

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

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。

なければならない。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行使して価格を上げ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

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

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。

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

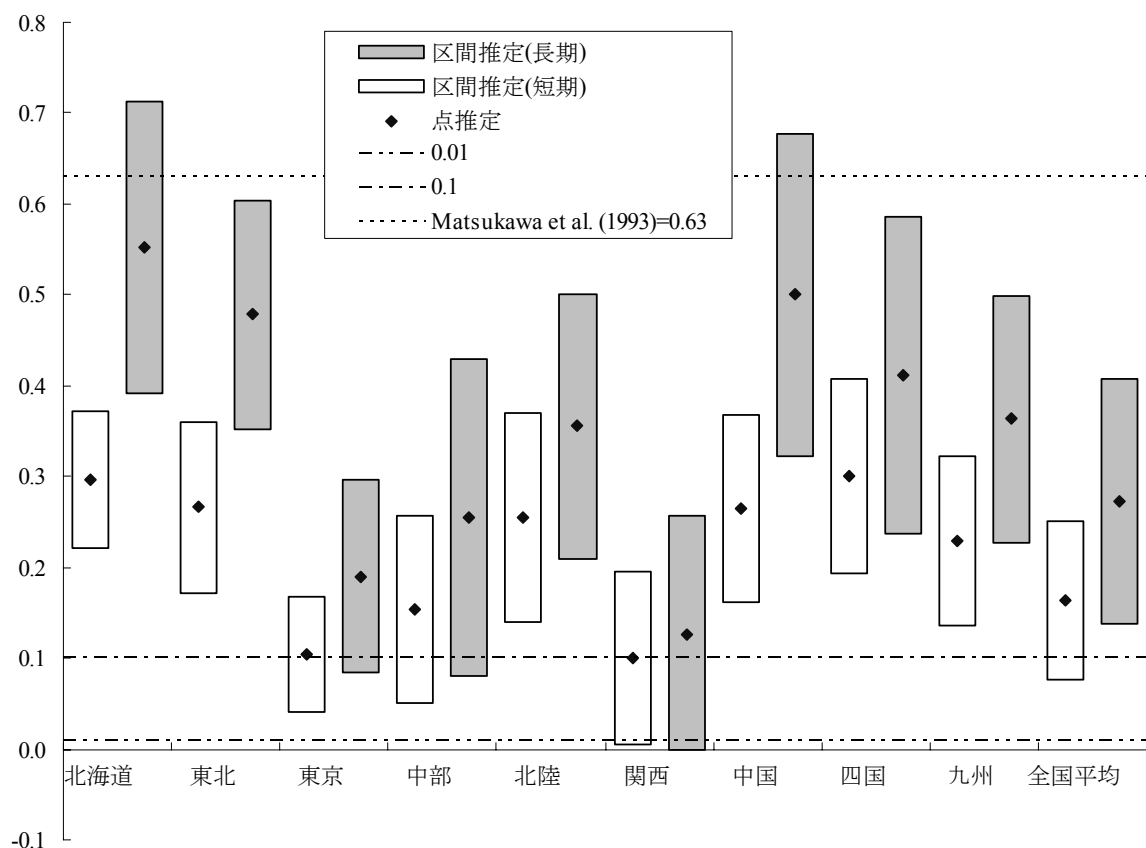
ければならない。こうした制約を考えると都市部よりも地方部の方が自家用発電設備の設置しやすさの点で勝っており、この違いのために電力会社に対する電力需要が地方部においてより弾力的になると解釈できる。この推論は、推定された石油製品価格の効果が、都市部で小さく、地方部で大きいこととも整合的である。本来はこうした要因についても、推定モデル内に陽表的に説明変数としてとり入れて検証すべきであるが、実際に自家用発電設備容量や各地域の総発電容量に占めるその比率などの変数を考慮した場合に、それらの変数には統計的に有意な影響を認められなかった。これは、自家用発電設備の保有がそれを用いた発電量に直結する訳ではないため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

英独仏大口需要家の電力供給者変更に関する実証分析

Empirical Analysis on Business Customers' Switching Behavior of Electricity Suppliers in the UK, Germany and France

キーワード：電力小売自由化、英独仏大口需要家、供給者変更動向、消費者行動論、供給者変更行動モデル

後 藤 久 典 蟻 生 俊 夫

我が国における電力小売自由化範囲は2000年以降段階的に拡大し、2007年には全面自由化導入の検討が電気事業分科会において再開された。これまでの自由化の評価においても全面自由化の検討においても、競争の進展を測る基準の1つとして需要家による供給者変更行動が注目される。本稿では、供給者変更行動について、市場全体での動向を把握する指標を提案すると共に、需要家の変更行動モデルを提案し実証分析を行う。実証分析では、我が国に先駆けて自由化を実施した英独仏大口需要家を対象とした。まず変更動向の指標として、規制当局等で調査されてきた累積供給者変更率と変更回数に加え、変更検討率と今後の変更意向を提案した。英独仏大口需要家に適用した結果、累積変更率では3国間に大きなギャップがあったが、検討率と変更意向では英独の間に大きな差は見られなかった。変更回数からは英国で継続的な変更が進んでいることが判明した。変更行動モデルは、消費者行動に関する概念モデルを拡張し、過去と将来の2度の変更行動とその間のメカニズムについて仮説を提示し、実証分析のため構造方程式モデルで表現した。実証分析の結果、自由化への評価が鍵となり英国で継続的な変更が進む行動パターンが確認されたが、ドイツでは一時的な変更にとどまるパターンが見られた。フランスでは規制料金と併存する競争料金の高騰が変更を阻害している恐れがあることを示した。これらの行動パターンは競争状況のマクロ動向と整合的であり、提案したモデルの有効性を示す証左といえる。ここで提案した指標と行動モデルによる分析を国等が行う定期的な競争評価に組み込むことで、変更行動の理解が深まると期待される。

1. はじめに
2. 英独仏大口電力小売市場の動向
3. 英独仏大口需要家の供給者変更動向
4. 英独仏大口需要家の供給者変更行動の分析
5. おわりに

1. はじめに

我が国における電力小売の自由化範囲は2000年以降、契約電力2000kW以上から500kW以上、50kW以上と段階的に拡大してきた。2007年には低圧需要家や家庭用需要家を対象とした全面自由化についての検討が電気事業分科会において再開された。これまでの自由化の評価においても全面自由化の検討においても、競争の進展を測る基準の1つである需要家による供給者変更行動を理解することは重要である。

電力小売自由化は諸外国でも実施されてきたが、価格動向等と同様に供給者変更の動向についても異なる状況が観察される。この背景にある個々の需要家による変更行動も異なると推察される。

これまで供給者変更は主に2つの観点から議論されてきた。1つは市場全体での供給者変更の動向である。これは累積供給者変更率等に着目し（European Commission、2006a、2006b、OFGEM2006a、2006b）、供給者変更の活性化の程度を評価している。もう1つは需要家の行動に着目したものである。ここでは、供給者変

更行動とその要因との関係が分析される（後藤・蟻生、2006 等）。前者は市場を分析単位とした集計レベル、マクロな視点であり、後者は需要家を分析単位とした非集計レベル、ミクロな視点での分析である。

これまで、前者の議論は主に規制当局等によって自由化の成果を測るために行われてきた。他方、後者は主に研究者によって需要家行動の要因を明らかにすることを目的として分析が行われてきた。ただし、明らかになった要因とマクロな供給者変更動向との関係は必ずしも十分議論されてきたわけではない。この背景には、マクロな状況を説明するようにミクロな需要家行動のモデルが構築されてこなかったことが理由としてあげられる。マクロな状況を説明することを目指して需要家による供給者変更行動に関するモデルを構築し分析することによって、供給者変更動向について理解が深まると期待される。

本稿では、需要家による供給者変更行動について、マクロな視点から市場全体での動向を把握すると共に、マクロな供給者変更動向を理解する上で有益となる、ミクロな視点から需要家の変更行動に関するモデルを提案し、実証分析を行う。実証分析に当たっては、我が国に先駆けて自由化を実施した英独仏の3国を対象とする。詳しくは後述するが3国の競争状況は相違点も多く、分析結果の解釈において違いが明確となり有意義な考察を行うことができると期待される。また、対象とする需要家を3国で共通して自由化の対象となっている大口需要家とした。大口需要家に着目することで、我が国でも自由化対象となっている高圧以上の需要家の供給者変更行動について示唆を得られると期待される。

2. 英独仏大口電力小売市場の動向

2.1 自由化の実施状況

表1に英独仏の大口需要家を対象とした電力小売自由化の概要を示す。英国では1990年より段階的に自由化され、約17年が経過している。ドイツとフランスにおいても1990年代後半に自由化され10年近くが経過しようとしている。

2.2 電気料金

電気料金は、表1と図1に示すように、近年英国とドイツで上昇傾向にある。特に英国ではEU15カ国平均よりも急激な料金の高騰が見られる。他方、フランスでは大きな変動はなく横ばいである。ただしフランスでは競争料金（市場料金）と規制料金が併存しており、これらを分けると、競争料金が規制料金よりも約2倍高い水準となっている（CRE、2006）。さらに一度競争料金を選択すると規制料金に戻ることができない制度となっている¹⁾

2.3 市場シェア

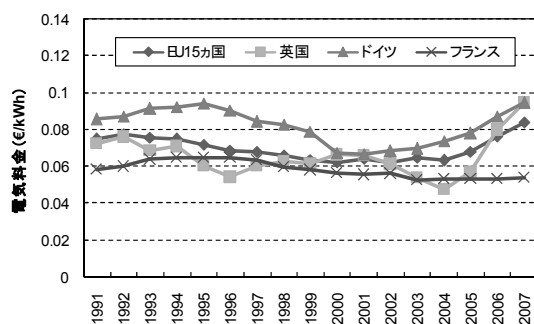
市場シェアに関して、5%以上の市場シェア（販売電力量ベース）を有する供給者数で確認すると、英国では“BIG 6”と呼ばれる6社（RWE npower、Scottish & Southern Energy、Scottish Power、British Gas (Centrica)、EDF energy、Powergen (E.ON UK)）、ドイツで4社（RWE、E.ON、EnBW、Vattenfall Europe）、フランスではEDFの1社である（表1、European commission 2006a）。いずれの国でも寡占化が進展していると言えよう。

1) 現在は市場調整暫定規制料金が設定され、2年間という期限付きで暫定的に価格高騰リスクを回避できる制度が導入された（酒井他、2007）。

表1 英独仏大口需要家を対象とした電力小売自由化の概要

	英国	ドイツ	フランス
小売自由化開始年月	1990年4月	1998年4月	1999年2月
供給者数(2004年)	32	940	166
市場シェア5%以上の供給者数	6	4(RWE、E.ON、EnBW、Vattenfall Europe)	1(EDF)
累積供給者変更率(需要家件数ベース)	L: >50% M: >50%	L: 20-50% M: 5-20%	L: 20-50% M: <5%
価格動向(2006年/2005年、VAT抜き)	+38.6%	+10.1%	0%
備考	契約電力1M以上の大口から段階的に自由化導入。		競争料金と規制料金が併存し、競争料金が高騰。

注：L：大規模需要家、M：中規模需要家。European commission (2006a、2006b)にもとづき作成。



出典：Eurostat 各年統計

注：モデル需要家の詳細 年間電気使用量 2,000MWh、最大需要 500kW、年間稼働率 4,000 時間

図1 英独仏およびEU15カ国平均の産業用モデル需要家の電気料金の推移

3. 英独仏大口需要家の供給者変更動向

3.1 先行研究

1章でも述べたように供給者変更動向は規制当局によって自由化の成果を評価するために調査されてきた。EU各国を対象として European Commission (2006a) によって累積供給者変更率が報告され、累積変更率が高い英国では、OFGEM (2006a、2006b) が家庭用需要家の月別供給者変更件数についても調査、報告してい

る。また、OFGEM (2006a) では家庭用需要家を対象とし変更回数を調査している。これらの指標によって供給者変更の継続性も把握することが可能である。

マーケティング・サイエンスと消費者行動論の立場からこれらの指標の意味を理論的に解釈し、変更動向を把握する上で不足する指標を抽出する。マーケティング・サイエンスではブランド選択、購買生起、購買量が購買行動を表す変数として用いられる(岡太他、2004)。ブランド選択には複数のブランドからどれを購入するか、ブランドをスイッチするかといった行動が含まれる。本稿で着目する供給者選択は、ブランドをスイッチするかしないかという意味でこの範疇に含まれる。

購買生起は、ある製品カテゴリーの購買のタイミングとその頻度・間隔を含む。供給者変更の活性化を評価するという意味では、変更件数の推移や変更回数はこの範疇に入る。

購買量は文字通り1回の購買において消費者が購入する量である。供給者を変更しても電力使用量や負荷パターンは変わらないと見なせるため本稿では考慮しない。

以上は、顕在化した購買行動を表す変数であるが、消費者行動論においては潜在的な行動も

取り扱われる。消費者行動モデルのうち行動を説明するためのモデルである拡張 Fishbein model (Ryan and Bonfield, 1975) において、購買に影響する要因として意図が想定されている。ただし意図が形成されても必ずしも行動に結びつかない場合も指摘されている (清水、1999)。

以上の理論的考察から従来の指標だけでは供給者変更動向を理解するには十分ではないことがわかる。例えば、顕在化した供給者変更率が小さい場合でも、潜在的には変更希望を有する需要家が多かったにもかかわらず実際の変更に結びつかなかただけかもしれない。また、変更率、すなわち全体の需要家の中で1度でも変更したことの有る需要家の割合は小さいが、少数の需要家が何度も継続的に供給者を変更している可能性もある。このような場合、たとえ少数であっても流動的な需要家を対象とした顧客獲得競争が進展する可能性もあり、その結果サービス水準が向上することも期待できる。このサービス水準の向上によって、それまで実際の変更行動をとっていなかった需要家の中で潜在的には変更をしたいと考えていた需要家が増え、変更行動を開始するかもしれない。こういった状況は累積供給者変更率だけを計測するだけでは把握できない。しかし、変更回数については英国の一般家庭以外では調査されておらず、潜在的な変更希望に至っては全く調査されていない。さらに将来に目を向けると、これまで変更率が高かった英国において今後もこの傾向が継続するのか、反対に変更率が低かったドイツやフランスでは今後変更が活発になる可能性はないのか、といった点も重要な視点ではあるが明らかではない。

3.2 供給者変更動向指標

前節の問題点を踏まえ、供給者変更に関する4つの指標を提案する。具体的には、これまでも調査されてきた累積供給者変更率と変更回数

に加えて、潜在的な変更を表す変更検討率と今後の動向を予想するための供給者変更意向とする。

これらの指標の意味は以下のように解釈できる。累積供給者変更率は市場全体の活性化の程度、他方変更回数は個々の需要家の活性化の程度である。言い換えれば前者は活性化の幅、後者は活性化の深さといえよう。

変更検討率は潜在的な変更希望を表し、実際の行動との間にギャップがないかを確認する。また変更検討率は競争の尺度ともなりうる。潜在的新規参入の可能性により既存事業者が競争圧力を受けるというコンテストブル市場の議論があるが、需要家がよりよい条件を提示する供給者にすぐに変更するには常時変更を検討していなければ難しい。変更検討率の低い市場ではそれが実現されず、自由な参入を認めても既存事業者が競争圧力を受ける可能性は小さいと考えられる。

変更意向は今後の動向を把握するために調査する。

3.3 英独仏大口需要家の供給者変更動向調査

英独仏の大口需要家を対象に前節の4つの指標に関する調査結果を示し、3国の供給者変更動向を考察する。

(1) 過去の供給者変更率

過去の累積供給者変更率は英国で50%超、ドイツでは大規模需要家で20~50%、中規模需要家で5~20%、フランスでは大規模需要家で20~50%、中規模需要家で5%未満となっている (表1、European commission, 2006a, 2006b)。同様のデータを本稿で独自に調査 (表2) を行い、図2に示すように公表データと整合的な結果が得られた。

第1章では英独仏3国とも寡占化が進展している様子が確認されたが、その背景にある供給者変更行動は必ずしも一様ではない。英国では

表 2 英独仏需要家調査の概要

調査時期：2006 年 11 月
調査地域：英国、ドイツ、フランス
調査対象：事業所
回答者：電力使用実態を把握する総務部長など
調査内容：電力自由化の認識、電力供給者・サービスの満足度、電力供給者の選択基準、停電影響など
調査方法：電話調査（Random Digit Dialing）
調査実施主体：（財）電力中央研究所
回収数：各国 600s

注：併せて一般家庭を対象とした調査も実施（蟻生・後藤 2007、後藤・蟻生 2007）。

活発な供給者変更と共に寡占化が進んでいるといえるが、ドイツやフランスの中規模需要家は英国ほど活発に供給者を変更しない。特にドイツでは、M&A 等で寡占化が進展していると捉えることができる（矢島他、2005）。

(2) 供給者変更の潜在性

供給者変更の潜在性を明らかにするために、過去の供給者変更検討率について調査した結果を図 2 に示す。

検討率は変更率とは異なり、ドイツが約 85%と最も高い率を示した。次いで英国も 80%超と多くの需要家の変更を検討している。フランスでは約 30%が変更を検討している。検討率と変更率の乖離に着目すると、英国ではそのギャップは小さいが、ドイツやフランスでは大きな乖離が確認された。したがって、変更率だけを見て競争活性化の程度を判断するのではなく、検討率も考慮することで競争活性化の潜在的可能性も把握することができる。

(3) 供給者変更の継続性

過去の供給者変更の回数を調査した結果を図 3 に示す。英国では全体で約 48%、変更経験がある需要家に限ると約 65%の需要家が 2 回以上変更している。ドイツで 2 回以上変更している

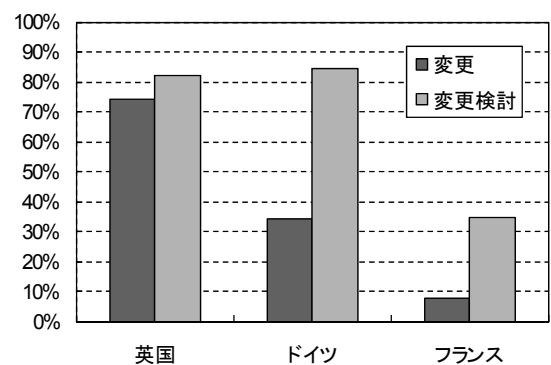


図 2 英独仏大口需要家の供給者変更率と変更検討率

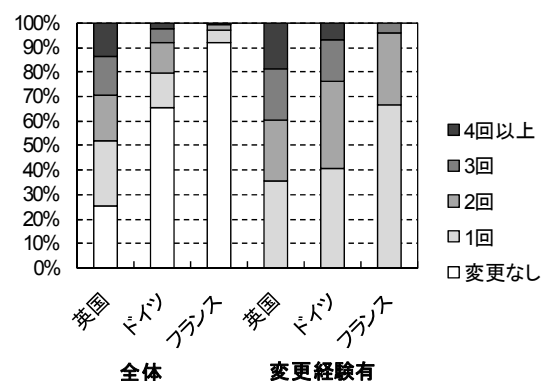


図 3 英独仏大口需要家の供給者変更回数

需要家の割合は、変更経験がある需要家に限れば約 59%であるが、全体では約 20%に過ぎない。フランスではさらに少なく、変更経験のある需要家で約 33%、全体ではわずか 2.6%である。

このことから、変更率の高い英国は変更の継続性も高いことがわかった。フランスにおける変更継続性は相対的に低く、ドイツは中程度と言えよう。

(4) 将来の供給者変更の可能性

将来の供給者変更意向を調査した結果を図 4 に示す。「すぐに変更する」需要家はドイツが最も多く 20%弱存在するが、「すすんで検討したい」と合わせると英国の方が高い割合（50%強）を示す。「たぶん検討しない」もしくは「電力供給者を変更しない」と回答した需要家は英国・ドイツともに 10%未満と低い。他方、フラ

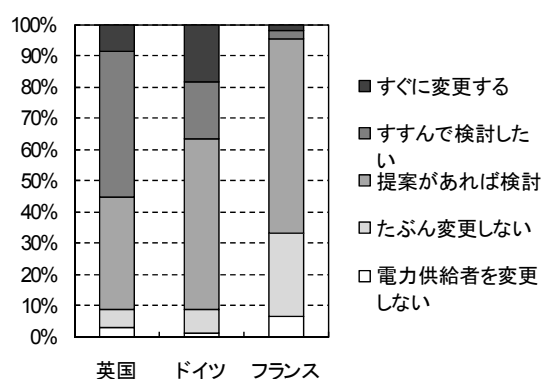


図4 英独仏大口需要家の供給者変更意向

ンスでは「すぐに変更する」「すすんで検討したい」を合わせても5%に満たず、反対に「たぶん検討しない」「電力供給者を変更しない」という低い変更意向を有する需要家が30%を超える。したがって、フランスが最も供給者変更意向が低いと言えるが、この背景には上述した規制料金と併存する競争料金の高騰が一因と推察される。

3.4 小括

供給者変更動向を4つの指標を組み合わせて把握することにより、累積供給者変更率や変更回数といった顕在化した行動だけでは把握できない潜在的な需要家の変更行動についても理解できることがわかった。例えば、ドイツは英国よりも累積供給者変更率では低い、潜在的な変更検討率では英国を上回り、今後の変更意向でも英国より必ずしも低いとはいえないことが明らかとなった。変更回数では英国の方が継続的な変更が行われており、ドイツでは意識レベルでは変更したいと考えていても、実際の行動に結びつかない何らかの阻害要因の存在が予想される。

4. 英独仏大口需要家の供給者変更行動の分析

3章において、英独仏で供給者変更の継続性や実際の変更率と検討率の間にギャップの大きさに相違が見られた。本章では、変更行動に関するモデルを構築し、このモデルにもとづき上記のようなマクロな市場全体の変更動向の違いを裏付けるような変更行動パターンが存在するかを検証する。

4.1 電力需要家の供給者変更行動に関するモデル

(1) 先行研究

電力需要家の供給者変更に関する先行研究では、スイッチング・コストやロイヤルティのように特定の供給者にロックインするような要因が注目されている(Lewis et al., 2004、後藤・蟻生、2006)。このような論点は、ガスや通信などエネルギー産業やネットワーク産業における供給者変更において、ネットワーク外部性等の要因によってスイッチング・コストが生じるような財に関して議論されてきた(Giulietti et al., 2003、2005、田中他、2005、依田、2007、依田・坂平、2006等)。マーケティングの分野においても顧客ロイヤルティ構築の観点から研究されてきた(Reichheld, 2003、嶋口・内田、2004等)。双方の視点を兼ねた研究も進められている(Jones et al., 2002、Kim et al., 2004)。

供給者変更行動に関するこれまでの実証研究は、計量経済学、マーケティング・サイエンス、そして消費者行動論を基礎としたアプローチに大別できる。

Giulietti et al. (2003、2005) は、計量経済学のアプローチにもとづき、変更経験の有無を目的変数、スイッチング・コスト等の要因を説明変数として離散選択モデルにより、ガス供給者変更に関して分析している。ただし、このアプローチは過去の1回の変更行動を対象として

おり、その行動が今後の行動にどのような影響を与えるか、その間のメカニズムはどのようなものかについて洞察は与えない。

マーケティング・サイエンスの分野においては、計量経済学と同様の離散選択モデルに加え、過去の購買行動等を要因として行動履歴データを用いた反復購買に関するモデルが開発されてきた（岡太他、2004）。このアプローチは、スーパーマーケットやコンビニエンスストア等の小売店における購買のように購買頻度が多く、スキャン・パネル・データが得られる財については適用可能だが（阿部・近藤、2005）、電力のように契約期間が存在し、変更頻度が多い財については適用が難しい。

消費者行動論では、包括的な消費者行動に関する概念モデルが提示されているものの、実証研究はモデルの一部分を対象に行われており、全体を包含する実証分析に耐えうるモデルやそれを活用した実証分析事例が十分であるとはいえない（清水、1999）。また、1回の購買行動を対象としたモデルであり、反復購買を対象とした概念モデル、実証分析に適用する方法論は確立されていない（清水、1999）。しかし上記のような問題は残されているものの、3つのアプローチでは行動に影響する変数が最も詳細に想定されている。

(2) 仮説設定

2章において、供給者変更のマクロな動向としては過去の変更率や今後の変更意向と共に、変更継続性が英独仏3国で異なっていることがわかった。この違いを理解するためには、2時点の行動とその間のメカニズムを解明することが重要である。本項では、過去の供給者変更経験の有無と今後の変更意向を2時点の行動と意向と見なし、この間のメカニズムに関して、消費者行動論にもとづき仮説を想定する。

まずこれらの行動に影響を与える要因とその間のメカニズムを検討する。

消費者行動論では、過去の選択の後、事後評

価すなわち満足が形成され、次回の購買に影響すると考えられている（Solomon、2006、清水、1999）。また、継続的に同一のブランドを選択する要因としてロイヤルティやコミットメント、もしくはスイッチング・コストといった要因が考慮される（青木、2004）。さらに、消費者が購買を決定する前の段階では、商品自体への態度に加えて、購買時の状況要因も購買に対する意図を介して実際の購買行動に影響を与えられている（Solomon、2006、清水、1999）。さらに、この態度形成や行動の前提として、ニーズや動機付け度合いの強さを表す関与が存在すると考える（清水、1999）。

これらを踏まえると、供給者変更意向を変更に対する意図と見なし、その主な要因として、現供給者に依存する要因、需要家固有の要因、状況依存要因の3つが挙げられる（蟻生・後藤、2007、後藤・蟻生、2006、2007、Goto and Ariu、2007）。現供給者に依存する要因としてはコミットメント、需要家固有の要因としては自由化に対する関与（以下、自由化関与）、供給者選択時の状況依存要因としては自由化に対する大口需要家の主観的評価（以下、自由化評価）とする。

また、この3要因間の関係について検討する。まず、自由化関与はその定義から自由化に対するニーズの高さや供給者選択への動機付けの強さを意味するため、時間に対して不変と見なす。自由化関与が高い需要家は、競争状況をよく理解するはずであり、自由化への評価が定まってくるだろう。したがって自由化関与は自由化評価に影響するといえる。ただし評価を高めるか低めるかについては競争状況に依存する。

コミットメントは現供給者への好意的な態度であるため、自由化への関与から影響を受けることはないと考ええる。また、自由化によって競争が導入された中でサービスの品質の向上は自由化の恩恵であると考えられる需要家が存在するかもしれない。この意味では高いコミットメントを有する需要家は肯定的な自由化評価を有する

といえよう。

次に過去の変更行動の結果、上記の要因に対して影響を与える経路を想定する。

上述した 3 要因のうち、コミットメントと自由化評価は過去の供給者選択後の異なる 2 種類の事後評価でもある。したがって、過去の選択行動から影響を受ける可能性がある。具体的には、期待通りの価格やサービスを享受できたと判断した家庭は高いコミットメントを示し、反対に期待を下回った場合、コミットメントは低下するだろう。また、供給者のサービス水準に関わらず、供給者選択自体に自由化の価値を見いだしているならば、供給者を変更したことが自由化評価を高める傾向が確認されるはずである。

さらに、過去の行動と意図、そして自由化関与との間の関係を検討する。上述のように行動は意図から影響を受け、意図は態度と状況依存要因から形成される。さらに、関与は情報処理過程に影響し間接的に意図や行動に影響するだろう。

(3) 検証用統計モデル

上述した仮説は、複数段階にわたる複雑な消費者行動の過程を表現したものであり、直接観測することが難しい概念を含んでいる。そこで、検証するための統計分析手法として、複雑な因果関係や直接観測困難な概念を定量化することに長けている構造方程式モデリング (Structural Equation Modeling : SEM、豊田、1998) を使用した。清水 (1999) も包括的な消費者行動モデルの妥当性の検証が今後の課題とした上で、構造方程式モデリングの有効性を指摘している。

SEM で用いられるパス・ダイアグラムの表現方式に従い、前項で想定した仮説を図 5 のように表現した。変数については表 3 に整理する。これらの変数のうち、自由化関与とコミットメントは潜在変数として、図 5、表 3 に示す観測変数によって規定した。また、自由化関与は上

述の通り時間に対して不変と見なせるため外生変数としている。供給者変更検討と供給者変更経験は自由化関与から影響を受けるが、これらは 2 値変数であるため外生変数とし相関関係を想定している。なお、このパス・ダイアグラムは、事前に識別可能なモデルであることを確認している。

4.2 英独仏大口需要家を対象とした実証分析

本稿では、行動パターン、すなわち、SEM における共分散構造 (パス係数および相関係数) の違いに着目するため、3 国別に分析を行った。データは表 2 に示す調査によって得た (単純集計結果は蟻生・後藤、2007 を参照のこと)。

分析の結果得られた適合度指標を表 4 に示す。英仏に関してはモデルのデータへの当てはまりはよく考察に値するものと判断できる。ドイツに関しては、CFI、RMSEA とも考察に値しない訳ではないがわずかに適合度が低い。ただし、比較のため 3 国で同じモデルを想定していることから有意でないパスも許容しているため、適合度がわずかに低くなったと考えられる。ドイツ単独で適合度が最適となるようなモデルも構築できるが、ここでは比較のために 3 国同じモデルを採用し結果を考察する。

外生変数間の相関係数を表 5 に、パス係数を表 6 に示す。

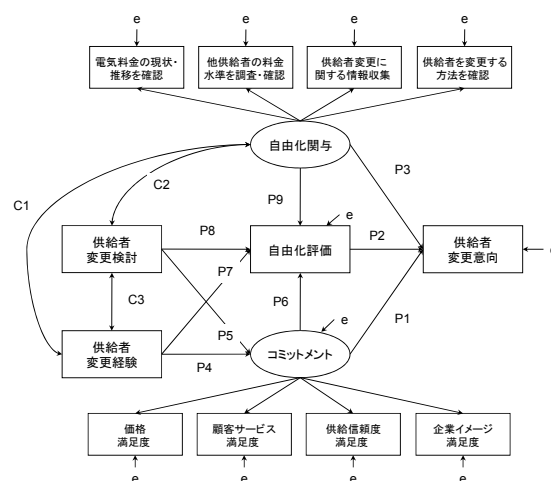


図 5 供給者変更行動モデル

表 3 変数

変数	計測方法
供給者変更意向	5 件法 図 4 において意向の高いカテゴリから順に 5、4、3、2、1 と点数化。
満足度（コミットメントを規定する観測変数）	価格、顧客サービス、供給信頼度、企業イメージに関する 5 段階評価。とても満足=5、やや満足=4、3=どちらともいえない、2=やや不満、1=とても不満。
自由化評価	自由化に対して 5 段階評価。プラスからマイナスまで順に 5、4、3、2、1 と点数化。
自由化対応（自由化関与を規定する観測変数）	自由化に関する一般家庭の情報収集頻度。週に数回=4、月に数回=3、年に数回=2、変化なし=1。
供給者変更経験	過去に供給者を変更した経験の有無。経験有=1、無=0。図 2 を参照。
供給者変更意向	過去に供給者の変更を検討した経験の有無。検討有=1、無=0。図 2 を参照。

表 4 適合度指標

	英国	ドイツ	フランス
CFI	0.98	0.917	0.952
RMSEA	0.04	0.069	0.051

注：CFI=Comparative Fit Index

RMSEA=Root Mean Square Error of Approximation

まず相関係数に関してはいずれも正の相関が確認された。ただしその大きさには 3 国間で違いがある。英国では、供給者変更経験と変更検討との相関係数が大きい、ドイツ・フランスでは英国ほど大きくない。一方、自由化関与と変更経験、検討との間の相関係数については、英国で小さく、ドイツ・フランスで大きな値が確認された。この違いは、行動に対する関与の影響の違いによってもたらされたと解釈できる。すなわち、英国では関与が高い需要家だけでなく低い需要家も供給者変更行動に至る傾向

にあり、変更を検討すれば大きな確率で実際の変更に至るといえる。他方、ドイツ・フランスでは英国よりも変更行動に対する関与の影響が大きく、さらに変更を検討しても必ずしも実際の変更に至るまでつながるとは限らない。つまり、変更検討によって他の供給者の価格やサービス水準を把握し中にはよりよいサービスを提供する可能性があっても、実際の変更に至るには、そういった供給者側の要因に加え、需要家自身の関与の高さも決め手となる。

次にパス係数について、共通点と相違点に注目しながら結果を示す。

まず共通点から確認していく。供給者変更意向に対して自由化関与とコミットメントは仮説の通りそれぞれ正、負の影響を及ぼすことを確認した。スイッチング・コストとロイヤルティの双方が供給者変更意向を形成していることが示された。

次に相違点を確認する。供給者変更意向に対する自由化評価の影響について、英国では仮説通り正の影響を確認したが、ドイツ・フランスでは有意な関係は確認できなかった。自由化に肯定的であることと供給者変更に積極的であることは別問題であり、自由化によって得られた供給者選択権に意義を見いだしていないことが伺える。また、自由化評価に対する自由化関与の影響は、英国・ドイツでは有意な関係は見られなかったが、フランスでは負の関係が確認された。これにはフランスにおいて競争料金が規制料金の 2 倍程度に高騰しているという事情が反映されたものと理解できるだろう。すなわち、自由化への関与が高い需要家は競争料金高騰の状況をよく認知しているために、自由化に否定的な評価を下すようになっている。また、コミットメントの影響について英国・ドイツでは正の影響が確認されたが、フランスでは負の影響が見られた。この違いは、表 1、図 2 で示したようにフランスでは変更経験が少ないことから、コミットメントが高い需要家にとって EDF のサービスへの高評価は、EDF 自体に対するコ

表 5 相関係数

		英国		ドイツ		フランス	
		相関係数	p 値	相関係数	p 値	相関係数	p 値
自由化関与	供給者変更経験	0.17	<0.01	0.27	<0.01	0.27	<0.01
自由化関与	供給者変更検討	0.21	<0.01	0.35	<0.01	0.52	<0.01
供給者変更経験	供給者変更検討	0.71	<0.01	0.28	<0.01	0.35	<0.01

表 6 パス係数

目的変数	説明変数	英国		ドイツ		フランス	
		標準化係数	p 値	標準化係数	p 値	標準化係数	p 値
供給者変更意向	自由化評価	0.11	0.01	0.04	0.4	0.06	0.14
	自由化関与	0.12	<0.01	0.32	<0.01	0.3	<0.01
	コミットメント	-0.24	<0.01	-0.26	<0.01	-0.21	<0.01
自由化評価	自由化関与	0.02	0.59	0	0.95	-0.12	0.03
	コミットメント	0.22	<0.01	0.3	<0.01	-0.1	0.04
	供給者変更経験	0.17	<0.01	0.2	<0.01	0.03	0.42
	供給者変更検討	-0.05	0.42	0.06	0.2	-0.08	0.11
コミットメント	供給者変更経験	0.08	0.26	-0.03	0.6	0.07	0.17
	供給者変更検討	-0.08	0.22	-0.05	0.31	-0.09	0.08

注：網掛けのセルは有意水準 10% ($p < 0.1$) であるパスを表す。

ミットメントであり、自由化の成果とは認識していないと考えられる。さらに、供給者変更経験がある場合、英国とドイツでは自由化評価が向上するのに対し、フランスではこの効果は確認されない。これも、競争料金が高騰しているために、変更したことが逆に自由化を否定する方向へと需要家の評価を変えてしまっている。

最後にコミットメントに対する供給者変更検討の影響がフランスにおいてのみ 10% の水準ではあるが有意な負の影響が確認できる。フランスでは変更を検討しているような需要家はコミットメントが低いことを表しているといえよう。

4.3 考察

分析結果にもとづき英独仏 3 国の大口需要家の供給者変更パターンを要約する。

英国では、変更意向の高さを変更新検討に置き換えれば、変更意向が高い需要家の多くが実際

の変更に至り、コミットメントは形成されないが自由化評価は向上する。自由化評価は次回の供給者変更意向を高めるため、供給者変更に関して正のフィードバックが働き、供給者変更が継続的に進行する行動パターンが存在している。3 章で述べたような英国の継続的な供給者変更は、このような需要家の行動パターンによって説明することができる。

ドイツでも英国と同様に変更によって自由化評価が向上するものの、英国と違い自由化評価は供給者変更意向に結びつかない。したがって、変更した場合一時的には自由化を肯定的に評価するようになるものの、継続的な変更につながる可能性は英国より小さいことが予想される。また、実際の変更に至るには変更を検討するだけでなく、本来需要家の持つ関与も重要な役割を果たしていた。このことから、ドイツの大口需要家は供給者の変更の高い便益を求めているか、需要家のニーズに見合うだけのサービスを

提供する供給者が存在していないことが考えられる。この背景には、供給者変更の受け皿になるような大手事業者が E.ON、RWE、EnBW、Vattenfall Europe の 4 社だけであり、需要家獲得のためのマーケティング面での競争より、M&A による規模拡大が志向されてきたことがあげられる（矢島他、2005）。このような競争状況が寡占をもたらしサービス水準の向上を阻み、需要家の行動を間接的に阻害している可能性も否定できない。分析結果から推察される行動パターンは、3 章で述べたドイツの供給者変更回数が低い状況を説明できるものであるといえよう。

フランスでは、供給者を変更しても自由化の評価は高まらず、また本来関与が高い需要家も自由化を否定的に評価する傾向が確認された。上述したように競争料金が規制料金よりも高騰していることがその一因と考えられる。逆に言えば、フランスのような料金制度は需要家の自由化への評価を悪化させることとなる。また、ドイツ同様自由化評価が供給者変更に結びつかないことは、需要家が供給者選択権の意義を見いだしていないと推察される。

我が国の小売部分自由化の評価や全面自由化の検討に当たっては、フランスのような料金制度が供給者変更を阻害する可能性を考慮したり、供給者変更が継続的に行われる上で鍵となる、供給者選択権を行使する意義を需要家が認めているかについて検討したりする必要があるだろう。

5. おわりに

本稿では、電力需要家による供給者変更に着目し、その変更動向を評価する指標を提案し英独仏大口需要家を対象に適用し、3 国の変更動向について考察した。また、変更行動モデルを構築し、英独仏大口需要家に適用し実証分析を行った。

変更動向指標については、既に規制当局等で用いられている累積供給者変更率と変更回数に

加えて、変更検討率と変更意向を提案した。英独仏大口需要家に適用した結果、顕在化した累積変更率では英国とドイツ、フランスとの間に大きなギャップがあったものの、変更検討率と変更意向では英国とドイツの間に明確な差は見られなかった。また、変更回数については、英国で継続的な変更が進んでいることが判明した。

変更行動モデルは、消費者行動に関する概念モデルを拡張し、2 度の変更行動とその間のメカニズムについて仮説を提示し、実証分析ができるよう構造方程式モデルによって表現した。英独仏大口需要家を対象に行った実証分析の結果、自由化評価が鍵となって英国では継続的な変更が進む行動パターンが確認されたが、ドイツでは一時的な変更にとどまるパターンが見られた。フランスでは、規制料金と併存する競争料金の高騰が変更行動を阻害している恐れがあることを示した。これらの行動パターンは、供給者変更や価格のマクロ動向と整合的な結果であり、提案したモデルの有効性を示す証左といえよう。

供給者変更に関する指標と需要家行動モデルによる実証分析は質問紙調査による需要家単位のデータを必要とする。そのため、提案した指標とモデルを活用するには、実施コスト等を考慮すると国等が実施する需要家の意識調査においてこれらのデータを定期的に収集し、変更動向指標の算出や行動モデルによる分析を行うことが適切であろう。これにより、供給者変更の動向を市場シェアだけでなく、その背景にある変更行動の潜在性や継続性等を加え多面的に評価することが可能となる。さらに、競争状況が変更行動に与える影響や競争状況の変化に伴う行動パターンの変化等、市場全体を対象としたマクロな動向の背景にある需要家単位のミクロな行動パターンも含めて理解できるようになる。

謝辞

本稿の作成に際して、本誌匿名査読者 2 名の

方から、貴重なコメントをいただきました。ここに記して感謝の意を表します。

参考文献

- CRE (2006), Activity report June 2006.
- European Commission (2006a), Commission Communication on Progress in Creating The Internal Gas and Electricity Market, COM (2005) 568 and Technical Annex, SEC (2005) 1445.
- European Commission (2006b), European Electricity Market Indicators of The Liberalization Process 2004-2005.
- European Commission (2006c), Gas and Electricity Market Statistics.
- Eurostat 各年統計.
- Giulietti, M., Waddams, C. W. and Waterson, M. (2003), "Consumer Choice and Industrial Policy: A Study of UK Energy Markets", Center for the Study of Energy Markets (CSEM) Working Paper, 112, March 2003, University of California Energy Institute.
- Giulietti, M., Waddams, C. W. and Waterson, M. (2005), "Consumer Choice and Competition Policy: A Study of UK Energy Markets", Economic Journal, 115, 949-968.
- Goto, Hisanori and Ariu, Toshio (2007), "Residential Customer Behavior and its Factors about Switching Supplier in Japanese Electricity Retail Market", Proceedings of 30th International Conference of the International Association for Energy Economics.
- Jones, M. A., Mothersbaugh, D. L. and Betty, S. E. (2002), "Why customers stay: Measuring the underlying dimensions of services switching costs and managing their differential strategic outcomes", Journal of Business Research, 55, 441-450.
- Kim M.-K., Park, M.-C. and Jeong D.-H. (2004), "The effect of customer satisfaction and switching barrier on customer loyalty in Korean mobile telecommunication services", Telecommunications Policy, 28, 145-159.
- Lewis, P. E., Pakkanen, M. and Muroma, M. (2004), "The Electricity Customer's Lot"; Finnish Ministry of Trade & Industry (written by VaasaEmg).
- OFGEM (2006a), Domestic Retail Market Report - June 2005.
- OFGEM (2006b), Domestic Retail Market Report - March 2006.
- Reichheld, F. F. (2003), "The One Number You Need to Grow", Harvard Business Review, December 2003, 46-54. (松本直子訳 (2004), 顧客ロイヤルティを測る究極の質問、ダイヤモンドハーバードビジネスレビュー、2004年6月号、60-71)
- Ryan, M. J., Bonfield E. H. (1975), "The Fishbein Extended Model and Consumer Behavior", Journal of Consumer Research, (2)2, 118-136.
- Solomon, M. R. (2006), Consumer Behavior: Buying, Selling, and Being 7th edition, Pearson Prentice Hall.
- 青木幸弘 (2004)、「製品関与とブランド・コミットメント」、阿部周造・新倉貴士編、消費者行動研究の新展開、千倉書房、第6章、95-117.
- 阿部誠、近藤文代 (2005)、「マーケティングの科学・POSデータの解析」、朝倉書店.
- 蟻生俊夫、後藤久典 (2007)、「英独仏需要家による電力自由化の評価と供給者選択行動の分析」、電力中央研究所報告 Y06009.
- 依田高典 (2007)、「ブロードバンド・エコノミクス」、日本経済新聞出版社.
- 依田高典、坂平海 (2006)、「ブロードバンド・マイグレーションとロックイン効果」、公益事業研究 第58巻第2号、67-82.
- 岡太彬訓、木島正明、守口剛 (2004)、「マーケティングの数理モデル」、朝倉書店.
- 後藤久典、蟻生俊夫 (2006)、「電力供給先変更に関する顧客のロイヤルティと要因分析」、公益事業研究、第58巻第2号、35-46.
- 後藤久典、蟻生俊夫 (2007)、「英独仏需要家調査にもとづく電力供給者選択の動向と要因分析」、公益事業研究、第59巻第2号.
- 酒井利明他 (2007)、「欧州電気事業の最近の動向」、海外電力 2007年2月号、47-99.
- 嶋口充輝、内田和成 (2004)、「顧客ロイヤルティの時代」、同文館出版.
- 清水聰 (1999)、「新しい消費者行動」、千倉書房.
- 田中辰雄、矢崎敬人、村上礼子、下津秀幸 (2005)、「ネットワーク外部性とスイッチングコストの経済分析」、競争政策研究センターワーキングペーパー.
- 豊田秀樹 (1998)、「共分散構造分析—構造方程式モデリング— [入門編]」、朝倉書店.
- 矢島正之、後藤美香、筒井美樹 (2005)、「電力自由化に勝ち抜く経営戦略」、エネルギーフォーラム.

ごとう	ひさのり
	電力中央研究所 社会経済研究所
ありう	としお
	電力中央研究所 社会経済研究所

高速インターネット接続サービスの需要代替性 —成熟期に向かうブロードバンドの計量経済分析—

Demand substitutability of high-speed Internet access services: Econometric analysis of Japan's mature broadband markets

キーワード：インターネット、ブロードバンド、FTTH、ミックスド・ロジット・モデル

依田 高典 坂平 海

日本のブロードバンドは、高速化と低料金化が進み、特に FTTH の普及において世界の中でも際だっている。本論文は、成熟期に向かう日本のブロードバンド需要を計量経済学的に分析した。本論文の主要な結論は次のようにまとめられる。第一に、需要の弾力性を見ると、ADSL は非弾力的であるが、FTTH と CATV インターネットは弾力的である。第二に、2005 年と 2006 年の間の需要の弾力性の变化を見ると、数字は 2 倍近く上昇している。第三に、FTTH の需要の弾力性は、戸建市場の方が、集合住宅市場よりも高い。

1. はじめに
2. ブロードバンド需要の分析
 - 2.1 調査概要
 - 2.2 推定モデル

- 2.3 推定結果
- 2.4 需要の価格弾力性
3. 戸建、集合住宅別のブロードバンド需要の分析
4. 結論

1. はじめに

日本の高速インターネット通信サービス、いわゆるブロードバンド・サービスは 2000 年以降成長を続け、通信速度あたりの料金は世界で最も安いと言われている。ブロードバンド・サービスについて分類すると、Fiber to the Home (FTTH) サービス、CATV モデム・インターネット・サービス、そして Asymmetric Subscriber Digital Service(ADSL)がある。FTTH は家庭まで光ファイバを引き込んだインターネット接続サービスであり、双方向の超高速通信が期待できる反面、普及に時間が掛かり、価格も高い。CATV インターネットは、放送用同軸ケーブルにデータ通信を重畳するサービスであり、CATV 網の発達した地方ではアドバンテージを持つ反面、他のサービスに対して、通信速度や価格面での独自性に欠けるきらいがある。最後に、ADSL であるが、電話回線にデータ通信を重畳させるサービスであり、全国の 94%の世帯

で利用可能なサービス（2007 年 3 月末）で、価格も廉価である反面、局舎からの距離に応じて急激に実効速度が落ちたり、上りの通信速度が低いという問題がある。表 1 に掲載されている固定系ブロードバンド・サービスの契約回線数を見ると、2006 年末で 2500 万回線(世帯普及率約 50%)となっている。その内訳は、FTTH : 31%、ADSL : 55%、CATV インターネット : 14%となっている。まだ、ADSL が過半を占めるものの、FTTH のシェアが高いのが、日本のブロードバンドの特徴である。事業者シェアを見ると、NTT 東西が ADSL 市場で 39%、FTTH 市場で 68%を占めている。このように、世界に先行する日本のブロードバンドは普及期から成熟期へ移行していると言って良い。FTTH の普及にめどが付き、ADSL が純減に転じた成熟期のブロードバンドの需要代替性にどのような変化が起きているのか？本論文の目的は、普及期から成熟期に転じているブロードバンド・サービスの需要構造を計量経済学的に分析することである。

表 1:ブロードバンドの契約回線数

	2002 年末	2003 年末	2004 年末	2005 年末	2006 年末
ADSL	565(72.3%)	1,027(75.3%)	1,333(71.5%)	1,448(64.8%)	1,424(55.3%)
CATV	195(25.0%)	248(18.1%)	287(15.4%)	323(14.4%)	357(13.9%)
FTTH	21(2.6%)	89(6.6%)	243(13.1%)	464(20.8%)	794(30.8%)

NOTE:数字は万契約。括弧内は構成比率。総務省の公表データから筆者集計。

本論文で用いるデータと手法を説明しよう。本論文の分析で用いるデータは、2006 年 12 月に、京都大学と総務省が合同で実施したアンケート調査に基づいている。また、計量モデルとして、条件付ロジット(Conditional Logit, CL)・モデルの無関係な選択肢からの独立性(Independence of Irrelevant Alternatives, IIA)を一般化し、個人の選好多様性を表現できるミックスド・ロジット(Mixed Logit, ML)・モデルを用いる¹。

本論文では、次のような 2 つの結論が得られる。第一に、日本の固定ブロードバンド需要を分析すると、需要の価格弾力性は 2005 年から 2006 年の間で 2 倍近く上昇している。細かく見ると、ADSL は依然非弾力的なるも、かなり弾力化している。また、FTTH、CATV インターネットは高度に弾力化している。以上の通り、ブロードバンド・サービス間の需要代替性は急速に高まっていると結論できる。その主たる理由として、消費者選好の価格感度が倍近く上がっていることを挙げられる。第二に、FTTH を戸建市場と集合住宅市場に分けて、需要の価格弾力性を見ると、戸建市場の方が、集合住宅市場よりも、弾力的である。その結果は、消費者の選好、市場シェア、価格水準をそれぞれ反映したものである。

本論文の構成は次のようになっている。第 2 節では、ブロードバンド需要を計量経済分析す

る。そこでは、調査概要、推定モデル、推定結果、需要の価格弾力性を順次解説する。第 3 節では、戸建市場、集合住宅市場別に、ブロードバンド需要を計量経済分析する。第 4 節は結論である。

2. ブロードバンド需要の分析

本節では、調査概要、推定モデル、推定結果、需要の価格弾力性について説明する。

2.1 調査概要

本項では、我々が分析に用いるデータについて説明する。我々は、2006 年 12 月、総務省と共同で、高速インターネット接続サービスに関するアンケート調査を実施した。調査は総務省の指定する調査会社にモニター登録しているブロードバンド・サービス(FTTH、ADSL、CATV インターネット)利用者の中から、地域分布等を考慮の上、ランダム・サンプリングによって 2710 名を抽出した。回答者の属性であるが、性別、年齢、職業、世帯年収は表 2 の通りである。

回答者のインターネット利用状況は、表 3 の通りである。接続回線シェアは ADSL52(63)%、FTTH33(21)%、CATV15(17)%となっている(括弧内数字は昨年度調査の実績。以下同様。)。ADSL を見ると、市場シェアはソフトバンク 39(39)%、NTT 東西 34(34)%であり、サービス利用は Web83(84)%、IP 電話 44(40)%、映像配信 60(35)%となっている。次に、FTTH を見ると、市場シェアは NTT 東西 64(52)%、USEN8(K-OP11)%であり、サービス利用は

¹ ブロードバンド・サービスの離散選択分析として、顕示選好法(Revealed Preference Method, RPM)で分析したものには、Madden et al.(1999)、Eisner and Waldon(2001)、Kridel et al.(2001)、Duffy-Deno(2003)、Ida and Kuroda(2006)等がある。表明選好法(Stated Preference Method, SPM)で分析したものとして、Madden and Simpson(1997)、Savage and Waldman(2005)、Ida, Kinoshita, and Sato(2006)等がある。

表 2 調査回答者属性

(a)回答者数											
	ブロードバンド利用者										
度数	2710										
比率	100%										
(b)性別区分											
	男性				女性						
度数	1365				1345						
比率	50.4%				49.6%						
(c)年齢階層											
	20代		30代		40代		50代以上				
度数	481		1060		746		423				
比率	17.7%		39.1%		27.5%		15.6%				
(d)職業分類											
	会社員・役員		自営業	専門職	公務員	学生	専業主婦	パート・アルバイト	無職	その他	
度数	1099		183	142	125	100	538	304	150	69	
比率	40.6%		6.8%	5.2%	4.6%	3.7%	19.9%	11.2%	5.5%	2.5%	
(e)世帯年収区分											
	300万円未満		300～500万円		500～700万円		700～1000万円		1000～1500万円		1500万円以上
度数	409		789		646		557		238		71
比率	15.1%		29.1%		23.8%		20.6%		8.8%		2.6%

Web85(85)%、IP 電話 40(24)%、映像配信 61(40)%となっている。最後に、CATVインターネットを見ると、市場シェアはジュピター 23(19)%、関西マルチメディア 8(9)%であり、サービス利用は Web83(83)%、IP 電話 9(6)%、映像配信 50(24)%となっている。このように、ブロードバンド・サービスにおける映像配信利用度は急速に高まっている。

サービス別の記述統計は、表 4 の通りである。基本料金とは、インターネット接続回線サービス、ISP サービス、IP 電話のそれぞれの月間定額基本料金の和である。上記のサービスの料金の和を基本料金と見なすのは、垂直統合ビジネス・モデルをとる事業者は、上記 3 サービスをバンドルして提供しているからである²。その他、説明変数として、次のような変数を考えた。まず、利用者の一般的特性を表す変数として、世帯年収と住居タイプを考える。FTTH は高価であり、ADSL は廉価であるというイメージがあるために、高所得世帯であるほど、FTTH への

加入率が高く、ADSL への加入率が低いと予想される。他方で、集合住宅向け FTTH は戸建て FTTH よりも価格が低いために、集合住宅世帯の方が、戸建て住宅世帯よりも、FTTH への加入率が高く、ADSL への加入率が低いと予想される。次に、利用者のインターネット・サービス利用を表す変数として、IP 電話の利用の有無、動画サービス利用の有無を考える。これらの変数を用いる理由としては、近年、インターネット接続サービスが、IP 電話、放送と合わせて、トリプルプレイと称されるように、最も基本的なサービスとして認知されているからである。さて、実際の変数の扱いであるが、所得階層とは、表 2(e)世帯年収を低い方から高い方へ 6 階級に区分したものである。その他、IP 電話利用、マンション住居には該当者にダミー変数 1 を付与した。動画サービス利用には、無料動画配信だけを利用する場合に変数 1、有料動画配信も利用する場合に変数 2 を付与した。

² 離散選択モデルでは、選択しない選択肢の価格に関する情報が必要になる。しかし、実際には、この価格情報を正確に入手することは困難であり、個々人の利用形態に応じた仮定により、価格を計算した(Hensher, Rose, and Green, 2005, pp.222-224)。

表 3 インターネット利用状況

(a)インターネット接続回線

	ADSL	FTTH	CATV
度数	1410	892	408
比率	52.0%	32.9%	15.1%

(b)ADSLの回線接続事業者構成比率

	NTT東西	ソフトバンク	イー・アクセス	アッカ・ネットワークス	その他
度数	481	548	116	130	135
比率	34.1%	38.9%	8.2%	9.2%	9.6%

(c)ADSLの選択理由(もっともあてはまるもの)

	常時接続が可能	利用料金が安い	通信速度が速い	居住等の条件	広告・勧誘・知人の勧め
度数	728	325	158	56	54
比率	51.6%	23.0%	11.2%	4.0%	3.8%

(d)ADSLの現在利用しているサービス(複数回答可)

	メール	Webブラウジング	オンラインショッピング	無料の映像配信	ネットバンキング
度数	1371	1163	936	836	819
比率	97.2%	82.5%	66.4%	59.3%	58.1%
	050-IP電話	セキュリティサービス	オンラインゲーム	有料の映像配信	無料の音楽配信
度数	624	519	321	303	289
比率	44.3%	36.8%	22.8%	21.5%	20.5%

(e)FTTHの回線接続事業者構成比率

	NTT東西	USEN	ケイ・オプティコム	東京電力	KDDI	その他
度数	566	75	62	32	30	127
比率	63.5%	8.4%	7.0%	3.6%	3.4%	14.2%

(f)FTTHの選択理由(もっともあてはまるもの)

	通信速度が速い	常時接続が可能	居住等の条件	利用料金が安い	広告・勧誘・知人の勧め
度数	468	158	117	78	33
比率	52.5%	17.7%	13.1%	8.7%	3.7%

(g)FTTHの現在利用しているサービス(複数回答可)

	メール	Webブラウジング	オンラインショッピング	ネットバンキング	無料の映像配信
度数	873	755	623	545	534
比率	97.9%	84.6%	69.8%	61.1%	59.9%
	セキュリティサービス	0AB～J-IP電話	オンラインゲーム	有料の映像配信	無料の音楽配信
度数	359	355	216	204	201
比率	40.2%	39.8%	24.2%	22.9%	22.5%

(h)CATVの回線接続事業者構成比率

	ジュピターテレコム	関西マルチメディアサービス	その他
度数	94	34	280
比率	23.0%	8.3%	68.6%

(i)CATVの選択理由(もっともあてはまるもの)

	常時接続が可能	CATVを視聴したい	居住等の条件	利用料金が安い	通信速度が速い
度数	134	91	70	63	25
比率	32.8%	22.3%	17.2%	15.4%	6.1%

(j)CATVの現在利用しているサービス(複数回答可)

	メール	Webブラウジング	オンラインショッピング	無料の映像配信	ネットバンキング
度数	397	339	247	202	188
比率	97.3%	83.1%	60.5%	49.5%	46.1%
	セキュリティサービス	オンラインゲーム	有料の映像配信	無料の音楽配信	050-IP電話
度数	177	90	71	60	36
比率	43.4%	22.1%	17.4%	14.7%	8.8%

表 4 ブロードバンド選択記述統計

		選択数	平均基本料金	平均所得階層	IP電話利用者	動画利用者	マンション住居
ADSL	度数	1410	¥3,481.3	2.73	624	841	616
	比率	52.0%	-	-	44.3%	59.6%	43.7%
FTTH	度数	892	¥5,163.3	3.02	355	540	471
	比率	32.9%	-	-	39.8%	60.5%	52.8%
CATV	度数	408	¥4,096.9	3.01	36	202	113
	比率	15.1%	-	-	8.8%	49.5%	27.7%

2.2 推定モデル

本項では、推定モデルについて説明する。従属変数が離散的な場合の計量分析の手法としては誤差項が独立かつ同一に分布すること (Independent and Identical Distribution, IID) を仮定した CL モデルが標準的である。しかし、CL モデルでは IID という仮定から IIA 仮定が派生する。そこで、IIA 仮定を緩和する手法として ML モデルが近年注目されている³。ML モデルは選好の多様性、制約されない需要代替性パターン、観察不可能な要因の時系列的な相関を扱うことのできる一般的なモデルである (McFadden and Train 2000)。

ML モデルは係数 β が分布を持つと仮定し、CL モデルの選択確率を β の分布に関して積分した形で表現される (Train 2003, Louviere et al. 2000)。CL モデルの選択確率 L_{ni} は、各説明変数のパラメータを β 、個人 n が選択肢 i から得る効用のうち観察可能な部分を V_{ni} 、選択肢を $j=1...J$ とすると、

$$L_{ni}(\beta) = \exp(V_{ni}(\beta)) / \sum_{j=1}^J \exp(V_{nj}(\beta))$$

であるから、ML モデルの関数型は β の密度関数を $f(\beta)$ とおくと、

$$P_{ni} = \int \left[\exp(V_{ni}(\beta)) / \sum_{j=1}^J \exp(V_{nj}(\beta)) \right] f(\beta) d\beta$$

となる。

以下では、ML モデルを採用し、定数項と基本料金を除いた変数のパラメータが正規分布に従うように仮定した⁴。これによって、選好の多様性が表現できる。推定方法には上述の通りシミュレートされた最尤 (Maximum Simulated Likelihood) 法を用いる。ここでは、200 回のハルトン・ドローとランダム・ドローの両方を試

し、シミュレーションの頑健性を確認した⁵。

続いて、被説明変数と説明変数を説明しよう。被説明変数は、(i)FTTH、(ii)ADSL、(iii)CATV インターネットとした。説明変数は、以下の変数について線形ランダム効用関数を仮定した。ML モデルでは、説明変数は非ランダム・パラメータとランダム・パラメータに分けられる。非ランダム・パラメータは、(1)定数項、(2)月間基本料金とした⁶。ランダム・パラメータ (正規分布を仮定) は、(3)所得階層、(4)IP 電話サービス利用、(5)動画サービス利用、(6)マンション住居とした⁷。

2.3 推定結果

推定結果は、表 5 の通りである。推定結果は、2006 年度 (左) のみならず、全く同じ定義、同じ推定式、同じモデルで推定された 2005 年度 (右) もあわせて掲載した。以下、2006 年度の推定結果に関してみていくと、マクファデンの擬似決定係数は 0.2 であり、OLS 決定係数では 0.5 に相当する。符号条件を見てみると、予想通り、基本料金が負であり、個人属性変数は、マンション (FTTH)、所得階層 (ADSL) を除いて、正である。t 値の統計的有意性を見てみると、基本料金の t 値の統計的有意性は極めて高い。ランダム・パラメータ平均値に関しては、FTTH 選択確率に有意な影響を与えている変数は、IP 電話、動画である。ADSL の選択確率に統計的に有意な影響を与えている変数は、所得階層、IP 電話、動画、マンションである。ランダム・パラメータ標準偏差に関しては、統計的に有意なパラメータ分布を持つのは、所得階層 (ADSL)

³ ML モデルはパラメータが分布することに焦点を当てた場合には Random Parameter モデルと呼ばれ、代替パターンの柔軟性に焦点を当てた場合は Error Components モデルとも呼ばれる (Revelt and Train 1998, Brownstone and Train 1999)。

⁴ ランダム・パラメータの分布を仮定する必要があるのは、パラメトリックな ML モデルの制約的な部分である。正規分布の仮定に関しては、なお検討を要する。その他、三角分布、一様分布など多様な分布の仮定が考えられる。

⁵ 一般に、安定した推定結果を得るためには、200-300 回のランダム・ドロー、あるいは 100-200 回のハルトン・ドローが必要であると言われている (Halton 1960, Bhat 2001, Train 2003)。本論文の推定結果はハルトン・ドローである。
⁶ 価格をノンランダム・パラメータとするのは、Train (2003 pp.232-233) に従った。

⁷ 変数 (3)-(6) のような個人属性変数はダミー変数で表されるので、ADSL と FTTH にそれぞれパラメータを付け、CATV インターネットにはパラメータを付けていない。従って、パラメータは CATV インターネット利用をベースにした増分効用を表す。

表 5 ブロードバンド選択の推定結果

(a)2006年度				(b)2005年度			
		サンプル数	2710			サンプル数	1890
		最大対数尤度	-2411.730			最大対数尤度	-1647.626
		初期対数尤度	-2977.239			初期対数尤度	-2076.377
		擬似決定係数	0.190			擬似決定係数	0.206
		推定値	標準誤差			推定値	標準誤差
非ランダム・パラメータ							
定数項(FTTH)		0.71973	0.25364	***	-0.84680	0.28029	***
定数項(ADSL)		0.14047	0.27117		0.56832	0.28534	**
基本料金		-0.00095	0.00014	***	-0.00049	0.00009	***
ランダム・パラメータ							
所得階層(FTTH)	平均値	0.10758	0.06545		0.18787	0.06925	***
	標準偏差	0.00043	0.08978		0.14440	0.15545	
IP電話(FTTH)	平均値	2.07453	0.30725	***	1.19968	0.78013	
	標準偏差	0.85424	0.86336		2.89417	1.44557	**
動画(FTTH)	平均値	0.40036	0.13095	***	0.74122	0.20937	***
	標準偏差	0.86787	0.68532		0.42748	0.89528	
マンション(FTTH)	平均値	-0.26365	0.20539		0.61881	0.22328	***
	標準偏差	0.02603	0.48923		0.38232	0.46837	
所得階層(ADSL)	平均値	-0.28547	0.10621	***	-0.25925	0.11421	**
	標準偏差	1.05093	0.36973	***	0.50818	0.32641	
IP電話(ADSL)	平均値	2.82296	0.53976	***	4.84433	1.76356	***
	標準偏差	0.53366	0.97450		2.76682	1.66564	
動画(ADSL)	平均値	0.52654	0.24811	**	0.50943	0.28667	*
	標準偏差	0.96796	0.65753		2.04449	1.24767	
マンション(ADSL)	平均値	0.55699	0.20013	**	0.58845	0.22239	***
	標準偏差	0.53179	1.00131		1.82676	0.95651	*

注: ***1% 水準有意, **5% 水準有意, * 10% 水準有意

である⁸。

2.4 需要の価格弾力性

加入需要(選択確率)の基本料金に関する弾力性は、表 6 の通りである⁹。ML モデルは柔軟な需要代替性パターンを表現できるので、交叉弾力性が選択肢間で異なる。2005 年度の調査に比べると、わずか 1 年の間で、全ての選択肢で、需要の自己弾力性は上昇している。ADSL は依然として非弾力的であるものの、かなり弾力化してきており、FTTH と CATV は高度に弾力化

している(ADSL:-0.439→-0.763,FTTH:-1.308→-2.372,CATV:-1.675→-3.146)。この意味で、ブロードバンド・サービス間の需要代替性は高まっている。

その要因をより細かく分析してみよう。需要の自己弾力性は、(1)価格のパラメータの絶対値が高いほど、(2)選択肢のシェアが小さいほど、(3)価格水準が高いほど、高くなる傾向がある。ADSL に関しては、価格パラメータの変化(-0.00049→-0.00095)、シェアの変化(58.1%→52.0%)、価格水準の変化(¥3728→¥3481)となっている。FTTH に関しては、価格パラメータの変化(-0.00049→-0.00095)、シェアの変化(24.8%→32.9%)、価格水準の変化(¥4991→¥5163)となっている。CATV インターネットに関して、価格パラメータの変化(-0.00049→-0.00095)、シェアの変化(17.1%→15.1%)、価格水準の変化(¥4864→¥4097)となっている。需要の弾力性は、選好(価格パラメータ)の変化と諸条件(価格、シェア等)の変化の複合結果であるが、シェアと価格水準は、需要の自己弾力

⁸ CL と ML を比較したところ、全体的な傾向は同じものの、個々の推定値にはばらつきがあった。CL モデルの IIA 仮定に関するハウスマン・テストを実施したところ棄却されたこと、ML モデルの方が IIA の仮定を緩和している一般的なモデルであることから、ML モデルの結果を掲載している。

⁹ 選択肢 j の第 k 属性が 1% 変化した時、選択肢 i の選択確率の変化率は、

$$E_{x_{kj}}^{ni} = -\int \beta_k L_{nj}(\beta) [L_{ni}(\beta) / P_{ni}] f(\beta) d\beta$$

と書ける(Train 2003 p.145)。ここで、

$$L_{ni}(\beta) = e^{V_{ni}(\beta)} / \sum_{j=1}^J e^{V_{nj}(\beta)}$$

である。

表 6 需要の価格弾力性

		選択確率		
		FTTH	ADSL	CATV
基本料金	FTTH	-2.372	0.673	2.164
		-1.308	0.291	0.764
	ADSL	0.818	-0.763	0.935
		0.537	-0.439	0.642
	CATV	0.846	0.298	-3.146
		0.533	0.261	-1.675

注: 上段:2006 年度/下段:2005 年度

性の変化に関して、相互に打ち消し合う方向で変化している一方で、価格パラメータは大幅に上昇しているので、需要弾力性の上昇は主に消費者の選好(価格パラメータ)の変化によるものであると思われる。

最後に、交叉弾力性を見ると、FTTH と CATV インターネットの需要代替性が、FTTH と ADSL、CATV インターネットと ADSL の需要代替性より大きい。特に、FTTH の価格変化が CATV インターネットの選択確率に与える影響(2.164)が大きい。

3. 戸建、集合住宅別のブロードバンド需要の分析

本節では、戸建市場、集合住宅市場別に、ブロードバンド需要の計量経済分析を行う。ブロードバンド利用者を、戸建市場と集合住宅市場とに分けた記述統計の結果は、表 7 の通りである。まず、分かることは、戸建市場では、CATV インターネットの比率(19.5%)が高く、集合住宅市場では、FTTH の比率(39.3%)が高い。その理由の一つとして、ADSL と CATV インターネットの料金は戸建市場と集合住宅市場の間でほぼ変わらないが、FTTH の料金は戸建料金が高く(5992 円)、集合住宅向け料金は安い(4422 円)ことが挙げられる。これは、光ファイバを建物内で占有する戸建と共有する集合住宅市場の間では、ユーザあたりの平均単価が異なるからである。

推定結果は、表 8 に掲載されている。擬似決

定係数は、集合住宅市場の数値の方が高いのに、t 値が統計的に有意な説明変数の数は戸建市場の方が多し。需要の価格弾力性は、表 9 に掲載されている。戸建市場と集合住宅市場を分けて、需要の価格弾力性を分析すると、FTTH に関しては、戸建市場の方が、集合住宅市場よりも、弾力的であることが判った(-2.784 対-1.912)。つまり、相対的に割高な戸建市場では、今後競争の進展によって料金が下がれば、より一層需要が伸びる余地がある。これは、価格パラメータの絶対値(-0.001 対-0.00075)、シェア(27.9% 対 39.3%)、価格水準(¥5992 対¥4422)を全て反映した結果である。

4. 結論

本論文では、普及期から成熟期に移行しつつある日本のブロードバンド市場の需要を計量経済分析した。本論文の主要な結論は次のようにまとめられる。第一に、需要の弾力性を見ると、ADSL は非弾力的であるが、FTTH と CATV インターネットは弾力的である。第二に、2005 年と 2006 年の間の需要の弾力性の動きを見ると、数字は 2 倍近く上昇している。第三に、FTTH の需要の弾力性は、戸建て市場の方が、集合住宅市場よりも高い。

こうした世界をリードする日本のブロードバンド需要の計量経済分析の結果は、日本や諸外国の情報通信政策担当者や研究者にも豊富なインプリケーションを与えることが期待される。例えば、日本の総務省は 2004 年から電気通信

表 7 ブロードバンド選択記述統計(戸建・集合住宅別)

(a)戸建市場

		選択数	平均基本料金	平均所得階層	IP電話利用者	動画利用者
ADSL	度数	794	¥3,505.7	2.94	329	473
	比率	52.6%	—	—	41.4%	59.6%
FTTH	度数	421	¥5,992.4	3.19	201	256
	比率	27.9%	—	—	47.7%	60.8%
CATV	度数	295	¥4,080.3	3.18	25	140
	比率	19.5%	—	—	8.5%	47.5%

(b)集合住宅市場

		選択数	平均基本料金	平均所得階層	IP電話利用者	動画利用者
ADSL	度数	616	¥3,449.8	2.45	295	368
	比率	51.3%	—	—	47.9%	59.7%
FTTH	度数	471	¥4,422.2	2.86	154	284
	比率	39.3%	—	—	32.7%	60.3%
CATV	度数	113	¥4,140.3	2.59	11	62
	比率	9.4%	—	—	9.7%	54.9%

表 8 ブロードバンド選択の推定結果(戸建・集合住宅別)

(a)戸建市場			(b)集合住宅市場		
サンプル数		1510	サンプル数		1200
最大対数尤度		-1386.475	最大対数尤度		-1013.939
初期対数尤度		-1658.905	初期対数尤度		-1318.335
擬似決定係数		0.164	擬似決定係数		0.231
		推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
非ランダム・パラメータ					
定数項(FTTH)		0.73767	0.36648	0.52476	0.28949
定数項(ADSL)		0.11053	0.44062	0.71358	0.28833
基本料金		-0.00106	0.00020	-0.00075	0.00012
ランダム・パラメータ					
所得階層(FTTH)	平均値	0.08739	0.08162	0.15629	0.09040
	標準偏差	0.00772	0.13507	0.01301	0.10259
IP電話(FTTH)	平均値	2.48299	0.33972	1.48937	0.34202
	標準偏差	0.09633	1.47972	0.40045	1.03144
動画(FTTH)	平均値	0.56891	0.21371	0.12777	0.17201
	標準偏差	2.02928	0.97770	0.20958	0.33929
所得階層(ADSL)	平均値	-0.35213	0.20959	-0.10755	0.10967
	標準偏差	1.84286	0.78685	0.23502	0.26680
IP電話(ADSL)	平均値	2.99179	0.72219	2.16073	0.37861
	標準偏差	1.11272	1.87541	0.26365	0.69596
動画(ADSL)	平均値	1.05633	0.48699	0.07661	0.17438
	標準偏差	1.59316	1.35449	0.07296	0.28159

注1: ***1% 水準有意, **5% 水準有意, * 10% 水準有意

分野の競争状況を評価する報告書を毎年出版している。その際、総務省は Ida and Kuroda (2006)の分析結果を参考にしながら、ADSL の需要の弾力性が低いこと、FTTH や CATV インターネットの弾力性もそれほど高くないことを根拠に、ADSL、CATV インターネット、FTTH をそれぞれ独立した市場として画定した。しかしながら、僅か数年のうちに、ブロードバンド

市場内のマイグレーションは急速に進展し、ブロードバンド・サービス間の需要代替性は非常に高くなっている。需要の弾力性の数値から察する限り、ADSL、CATV インターネット、FTTH を個別の市場とするのではなく、ブロードバンド市場という一つの市場に画定する根拠ともなろう。しかし、市場の変化の動きは急であり、1 年でも推定結果は大きく変化するので、今後

表 9 需要の価格弾力性(戸建・集合住宅別)

		選択確率		
		FTTH	ADSL	CATV
基本料金	FTTH	-2.784	0.453	2.451
		-1.912	1.125	1.352
	ADSL	0.574	-0.521	0.652
		1.229	-1.244	1.273
	CATV	1.245	0.271	-2.722
		0.328	0.286	-3.091

NOTE: 上段:戸建市場/下段:集合住宅市場

も引き続き市場を注意深く観察する必要がある。

参考文献

- Bhat, C. (2001) "Quasi-random Maximum Simulated Likelihood Estimation of the Mixed Multinomial Logit Model," *Transportation Research B* 35: 677-693.
- Brownstone, D. and K.E. Train (1999) "Forecasting New Product Penetration with Flexible Substitution Patterns," *Journal of Econometrics* 89: 109-129.
- Duffy-Deno, K.T. (2003) "Business Demand for Broadband Access Capacity," *Journal of Regulatory Economics* 24: 359-372.
- Eisner, J. and T. Waldon (2001) "The Demand for Bandwidth: Second Telephone Lines and One-line Services," *Information Economics and Policy* 13: 301-309.
- Halton, J. (1960) "On the Efficiency of Evaluating Certain Quasi-random Sequences of Points in Evaluating Multi-dimensional Integrals," *Numerische Mathematik* 2: 84-90.
- Hensher, D.A., J.M. Rose, and W.H. Green (2005) *Applied Choice Analysis*, Cambridge UP.
- Ida, T., S. Kinoshita, and M. Sato (2006) "Conjoint Analysis of Demand for IP Telephony: The Case of Japan," *Applied Economics*, forthcoming.
- Ida, T. and T. Kuroda (2006) "Discrete Choice Analysis of Demand for Broadband in Japan," *Journal of Regulatory Economics* vol.29: 5-22.
- Kridel, D.J., P.N. Rappoport, and L.D. Taylor (2001) "An Econometric Model of the Demand for Access to the Internet by Cable Modem," in D.G. Loomis and L.D. Taylor (eds.) *Forecasting the Internet: Understanding the explosive*
- Growth of Data Communications*, MA: Kluwer Academic Publishers.
- Louviere, J.J., D.A., Hensher and J.D. Swait, (2000) *Stated Choice Methods*, Cambridge University Press.
- Madden, G. and M. Simpson (1997) "Residential Broadband Subscription Demand: an Econometric Analysis of Australian Choice Experiment Data," *Applied Economics* 29: 1073-1078.
- Madden, G., S.G. Savage, and G. Coble-Neal (1999) "Subscriber Churn in the Australian ISP Market," *Information Economics and Policy* 11: 195-208.
- McFadden, D. and K.E. Train (2000) "Mixed MNL Models of Discrete Choice Models of Discrete Response," *Journal of Applied Econometrics* 15: 447-470.
- Revelt, D. and K. Train (1998) "Incentives for Appliance Efficiency in a Competitive Energy Environment: Random Parameters Logit Models of Households' Choices," *Review of Economics and Statistics* 80: 647-657.
- Revelt, D. and K. Train (2000) "Specific Taste Parameters and Mixed Logit," Working Paper No. E00-274, Department of Economics, University of California, Berkeley.
- Savage, S.J. and D. Waldman (2005) "Broadband Internet Access, Awareness, and Use: Analysis of United States Household Data," *Telecommunications Policy* 29: 615-633.
- Train, K.E. (2003) *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press.

いだ たかのり

京都大学大学院 経済学研究科

さかひら かい

総務省総合通信基盤局 電気通信事業部

寡占的電力市場における送電投資 —我が国電力市場へのインプリケーション—

Transmission Investment in Oligopolistic Electricity Markets: Implications for the Japanese Electricity Market

キーワード：電力市場、送電投資、クールノー競争、シミュレーション

田 中 誠

我が国の卸電力市場を分析した先行研究と比較して、本稿は次の二つの特徴をもつ分析を行う。第一に、本稿は、東西に跨る我が国の卸電力市場を対象として、各地域を結ぶ連系線の送電容量制約を考慮しながら、MCP モデルに基づくクールノー競争のシミュレーション分析を行う。特に、夏季ピーク期と軽負荷期の両方を想定したシミュレーションを行う。第二に、本稿は、50Hz と 60Hz の周波数変換設備を含む東西間の連系線に関して、送電容量を増設するケースの分析を行う。近年我が国では、東西を結ぶ連系線が市場取引のボトルネックとなっているとの指摘がある。そこで、寡占的な市場環境のもとで、東西間の連系線を増設することによる効果や費用について考察を行う。主な分析結果として、本稿の想定のもとでは、東西を結ぶ連系線の送電容量を2倍に増設する場合に、周波数変換設備と送電線等を合わせた総建設費用が約 2000 億円以下であれば、たとえ軽負荷期であっても社会的余剰の増分が資本費の増分以上となるものと推定される。この場合には、東西を結ぶ連系線の増設が社会的に望ましい可能性が高いといえよう。投資インセンティブに関しては、東西を結ぶ連系線の両端の電力会社間で利害対立が発生する可能性が高い。そのため、電力会社の自発性に任せる場合には投資が進まない恐れがあり、社会的な観点から中立的に利害調整を行うことが重要となる。

- | | |
|---|---|
| <ul style="list-style-type: none"> 1. 序 2. MCP モデル <ul style="list-style-type: none"> 2.1 基本設定 2.2 寡占的発電事業者の戦略的行動 2.3 システム・オペレーション 2.4 MCP | <ul style="list-style-type: none"> 3. 寡占的卸電力市場と送電投資のシミュレーション <ul style="list-style-type: none"> 3.1 基本設定 3.2 夏季ピーク期の均衡と連系線増設 3.3 軽負荷期の均衡と連系線増設 3.4 連系線増設の費用便益分析 3.5 連系線増設のインセンティブ 4. 結語 |
|---|---|

1. 序

欧米をはじめ我が国でも、1990 年代から電力改革が進められている。自由化された電力市場に関しては、既存の大規模事業者による市場支配力の行使が懸念されることが多い。そのため、特に欧米では、電力市場に関するシミュレーション分析等が近年盛んに行われるようになった。

寡占的電力市場のシミュレーション・モデルとしてよく使われるものに、クールノー均衡モデルと供給関数均衡モデルがある¹。これらのモ

デルを用いた先行研究は数多いが、特に、クールノー均衡モデルに関しては Borenstein and Bushnell (1999)、供給関数均衡モデルに関しては Green and Newbery (1992) が有名である。クールノー均衡モデルと供給関数均衡モデルは、ともにナッシュ均衡のモデルである。両者の違いは、クールノー均衡モデルが生産量を戦略変数とするのに対し、供給関数均衡モデルは生産量と価格の組を戦略変数とする点にある。供給関数均衡モデルは、各企業が供給曲線を戦略的

¹この二つのモデル以外では、オークション理論の手法を用いたモデルがあり、von der Fehr and Harbord (1993) 等

の先行研究がある。電力市場における市場支配力の議論や近年の研究のサーベイに関しては、Ventosa et al. (2005) や熊谷・服部 (2004)、竹中 (2005) 等が詳しい。

に決定する問題と見なせるため、電力の取引所への入札行動を描写する場合に有利であると考えられる。しかし、供給関数均衡モデルは、均衡解を求めるための計算が複雑となり、大規模なシミュレーション分析に必ずしも向かない等の欠点をもつ²。これに対して、クールノー均衡モデルは、均衡解を導出するための計算が比較的容易であり、大規模なシミュレーション分析にも適する等の利点をもつ。このように、クールノー均衡モデルと供給関数均衡モデルには一長一短がある。

電力市場のシミュレーション分析では、送電の問題をどのように扱うか注意しなければならない。発電所における電力の発電（製造）と、送電ネットワークを利用した電力の送電（流通）とは、それぞれ別の機能である。寡占的な電力市場のモデルにおいては、通常、発電される電力の価格に関して、寡占的発電事業者が価格支配力をもつものと想定される。一方、送電料金に関しては、寡占的発電事業者が価格支配力をもつと想定する場合とそうでない場合との二つの研究の流れがある。

送電料金に関する価格支配力を想定した先行研究としては、例えば、Cardel et al. (1997) や Borenstein and Bushnell (1999)、Borenstein et al. (2000)、Hobbs et al. (2000) がある。彼らのモデルでは、洗練された寡占的発電事業者が、ネットワークの送電混雑に関して、戦略的な働きかけを行うことが可能と考える。換言すると、発電事業者は、発電量の調整を通じて送電混雑に影響を与え、ひいては送電料金の水準にも影響を及ぼしうるものと想定する。これは、発電事業者を先導者、システム・オペレーターを追従者とするシュタッケルベルグの二段階ゲームと解釈することができる。数理計画法の文脈では、この種の問題は、基本的に、均衡制約をもつ均衡問題（EPEC: Equilibrium Problem

with Equilibrium Constraints）として定式化することができる。そのため、Hobbs and Helman (2004) は、この定式化に基づくモデルを EPEC モデルと呼んでいる。EPEC モデルでは、均衡解が存在しない場合や、存在しても均衡解が複数生じる場合があることが知られている。そのため、分析結果のインプリケーションが明確とならないケースがありうると指摘されている。また、均衡解を求めるための計算が複雑になりがちである。

他方、送電料金に関する価格支配力を想定しない先行研究としては、例えば、Smeers and Jing-Yuan (1997) や Hobbs (2001)、Metzler et al. (2003) がある。彼らのモデルでは、寡占的発電事業者は、ネットワークの送電混雑に関して、戦略的な働きかけを行わないものとする。換言すると、発電事業者は、送電混雑、ひいては送電料金の水準を所与として行動するものと想定する。状況としては、送電料金に何らかの規制が設けられているケースや、発電事業者が限定合理的であるケース等を描写しているといえよう。ゲーム論の観点からは、発電事業者とシステム・オペレーターによる同時手番の一段階ゲームと解釈することができる。数理計画法の文脈では、この種の問題は、基本的に、混合相補性問題（MCP: Mixed Complementarity Problem）として定式化することができる。そのため、Hobbs and Helman (2004) は、この定式化に基づくモデルを MCP モデルと呼んでいる。少なくとも線形の MCP モデルでは均衡解が存在することが知られている。また、均衡解を求めるための計算が比較的容易であるという利点がある。

上述のシミュレーション・モデルを用いて現実の電力市場を分析する試みが、欧米を中心に近年盛んに行われている。一方、我が国の電力市場の分析事例に目を向けると、先行研究がまだ少ない状況にある。そうした中で、Hattori (2003) や金本他 (2006、第 5 章)は、我が国の一部の地域を対象を限定して、寡占的な卸電力

² 供給関数均衡モデルでは、無数の均衡解が存在しうることが知られている。この点については、Klemperer and Meyer (1989) を参照されたい。

市場の分析を行っている³。すなわち、Hattori は我が国西部の卸電力市場を対象とし、金本他は我が国東部の卸電力市場を対象として、基本的なクールノー競争の分析を行っている。ただし、Hattori や金本他は、連系線の容量制約を直接的にモデルに組み込んでいないため、EPEC モデルや MCP モデルのように明示的に送電の問題を考慮しているわけではない。そして、モデルの制約および地域の限定があることから、東西を結ぶ連系線については考察の対象となっていない。

我が国の卸電力市場を分析したこれらの先行研究と比較して、本稿は次の二つの特徴をもつ。第一の特徴は、東西に跨る我が国の卸電力市場を対象として、各地域を結ぶ連系線の送電容量制約を考慮しながら、MCP モデルに基づくクールノー競争のシミュレーション分析を行う点である。特に、夏季ピーク期と軽負荷期の両方を想定したシミュレーションを行う。第二の特徴は、50Hz と 60Hz の周波数変換設備 (FC) を含む東西間の連系線に関して、送電容量を増設するケースの分析を行う点である。近年我が国では、東西を結ぶ連系線が市場取引のボトルネックとなっているとの指摘がある。そこで、寡占的な市場環境のもとで、東西間の連系線を増設することによる効果や費用について考察を行う。

本稿の構成は、次のとおりである。第 2 節で MCP モデルを定式化する。第 3 節で寡占的卸電力市場と送電投資のシミュレーションを示す。第 4 節で、以上の議論を簡単に要約する。

2. MCP モデル

2.1 基本設定

N 個の地域 $n = 1, \dots, N$ と、地域間を結ぶ L 本の連系線 $l = 1, \dots, L$ により構成されるネットワークを考える⁴。各連系線には、送電容量、すなわち電力を流すことができる限度が決まっており、それを $\mathbf{k} = (k^1, \dots, k^L)^T$ と表す。ここで、送電容量は、運用制約を考慮した運用容量ではなく、物理的な熱容量を考える。この容量値は、電力潮流の向きによらず一定の正の値をとる。

地域 n における需要量を $q^{n,d}$ 、発電量を $q^{n,s}$ とおく。地域 n におけるネットの発電量、すなわち発電量と需要量の差を $Q^n(q^{n,s}, q^{n,d}) \equiv q^{n,s} - q^{n,d}$ と表す。地域 n は、 $Q^n(q^{n,s}, q^{n,d}) > 0$ なら供給過剰地となり、超過発電分が連系線のネットワークに注入される（他地域への輸出）。逆に、 $Q^n(q^{n,s}, q^{n,d}) < 0$ なら需要過剰地となり、超過需要分が連系線のネットワークから引き出される（他地域からの輸入）。

直流法による潮流計算では、電力潮流を、各地域のネットの発電量 $Q^n(q^{n,s}, q^{n,d})$ と潮流分係数 $h^{l,n}$ とを用いて定式化できる。すなわち、連系線 l の電力潮流は、

$$F^l(\mathbf{q}) \equiv \sum_n h^{l,n} Q^n(q^{n,s}, q^{n,d}) \quad (1)$$

と表される⁵。簡単化のため、送電ロスは捨象する。

地域 n における需要家の電力消費の便益を $B^n(q^{n,d})$ とおく。逆需要関数を $P^n(q^{n,d})$ とお

³ 我が国全国市場を分析したものとして Akiyama and Hosoe (2006) があるが、寡占的な市場ではなく完全競争市場を仮定している。

⁴ 本稿では、一つの地域 (ゾーン) を一つの地点 (ノード) とみなしている。地域内部における送電制約等に関するシステム・オペレーションは考察の対象としない。

⁵ 直流法は、電力潮流の近似法と考えてよい。電力を構成する有効電力と無効電力のうち、無効電力は捨象し、有効電力の潮流についてのみ計算する。実際には、基準地域を任意の一つ決めて、それ以外の $N-1$ 個の地域のデータをを用いて、電力潮流を計算することができる。 $h^{l,n}$ は、他の地域のネットの発電量を 0 としたまま、地域 n から基準地域に向け 1 単位の電力を送電した時に、連系線 l に分流する電力の値を表す。直流法による潮流計算の詳細については、新田目 (1980) 等を参照されたい。

くと、 $\partial B^n(q^{n,d})/\partial q^{n,d} = P^n(q^{n,d})$ が成り立つ。一方、地域 n における発電事業者の発電費用を $C^n(q^{n,s})$ とおく。ここでの発電費用は、主に燃料費を指す。

2.2 寡占的発電事業者の戦略的行動

MCP モデルでは、卸電力市場におけるクールノー競争として、次のような状況を考える。まず、発電される電力の価格に関して、寡占的発電事業者が価格支配力をもつものと想定する。すなわち、発電事業者は、各自の発電量を戦略的に決定し、その結果として電力価格に影響を及ぼすものとする。他方、各発電事業者は、送電料金に関しては、価格支配力をもたないものと想定する。この場合、送電料金は、発電事業者にとって所与とみなされる。

標準的なノード料金制の考え方では、地域ごとの送電料金（ネットワークからの引き出し料金） w^n を定義することができる。この定義のもとでは、仮に地域 n から地域 m に電力を卸託送する場合、 $-w^n + w^m$ の託送料金がかかることになる⁶。発電事業者は送電料金に関する価格支配力をもたないと想定するので、 w^n は発電事業者にとって所与の値である。

ここで、電力価格と託送料金との間には、次の関係が成り立つ。すなわち、任意の 2 地域の電力価格の差は、両地域間の輸送費に相当する託送料金にちょうど等しい。式で表せば、 $P^m - P^n = -w^n + w^m$ 、あるいは $P^n - w^n = P^m - w^m$ が成り立つ。これは、地域間における裁定取引の機会が存在しないこと意

味する。

さらに、地域 n の電力価格は、

$$P^n(q^{n,d}) = P^n(\sum_i q^{i,s} - \sum_{i \neq n} q^{i,d})$$
 と表すこ

とができる。なぜならば、地域 n の需要量 $q^{n,d}$ は、全地域の発電量から n 以外の地域の需要量を差し引いた値 $\sum_i q^{i,s} - \sum_{i \neq n} q^{i,d}$ に等しいからである。

以上の設定に基づき、卸電力市場における寡占的発電事業者の最適化問題を定式化する。ここでは、地域ごとに 1 社ずつ発電事業者 $n=1, \dots, N$ が立地している場合を考える⁷。各社の発電出力の上限 $\bar{q}^{n,s}$ も考慮すると、発電事業者 n の利潤最大化問題は、次のように表される。

$$\max_{q^{n,s}} P^n(\sum_i q^{i,s} - \sum_{i \neq n} q^{i,d}) q^{n,s} - C^n(q^{n,s}) \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{s.t. } & P^n(\sum_i q^{i,s} - \sum_{i \neq n} q^{i,d}) - w^n \\ & = P^m(\sum_i q^{i,s} - \sum_{i \neq m} q^{i,d}) - w^m, \quad \forall m \neq n \end{aligned} \quad (3)$$

$$0 \leq q^{n,s} \leq \bar{q}^{n,s} \quad (4)$$

上記の定式化は、Hobbs (2001) のモデルの定式化に近い。しかし、彼のモデルが基本的に相対市場を念頭において定式化をしているのに対し、本稿のモデルは卸市場を念頭においた定式化を行っている。

2.3 システム・オペレーション

地域間を結ぶ連系線には、送電できる電力に限度がある。このため、ネットワーク全体の観点から送電混雑を管理する広域的なシステム・オペレーションが行なわれる⁸。

⁶ 地域 n から地域 m に向けて連系線を使って託送を行う場合に、地域ごとに設定される送電料金（ネットワークからの引き出し料金）が課される。到着地域の地域 m において、連系線ネットワークから電力を引き出す際には、引き出し料金 w^m が課される。一方、出発地域の地域 n において、連系線ネットワークに電力を注入する際には、マイナスの引き出し料金 $-w^n$ が課される。すなわち、ネットワークに電力を注入する際には、 w^n を受け取る。結局、地域 n から地域 m に託送を行う際には、託送料金 $-w^n + w^m$ が課されることになる。なお、2.3 でも述べるように、 w^n は、ネットワークの送電混雑の度合に応じて決まる一種の混雑料金であり、送電設備の資本費を回収する水準に設定されるものではない。

⁷ ここでいう発電事業者は、我が国各地域における垂直統合型の電力会社に相当する。前述のとおり、地域内部のシステム・オペレーションは考察の対象としていない。

⁸ 我が国を例にとれば、2005 年に運営を開始した電力系統

広域的なシステム・オペレーションでは、以下のような制約条件が考慮される。まず、市場全体で電力の需要量と発電量が等しくなる必要があることより、需給バランス制約、すなわち $Q(\mathbf{q}) \equiv \sum_n Q^n(q^{n,s}, q^{n,d}) = 0$ が課される。そして、電力潮流が送電容量を超えることはできないことより、各連系線の容量制約、すなわち $|F^l(\mathbf{q})| \leq k^l$ が課される。ここで、 $F^l(\mathbf{q})$ の絶対値を考えているのは、連系線を通る向きにより電力潮流は正と負の値をとりうるためである。

需給バランス制約と各連系線の容量制約のもとで社会厚生 $W(\mathbf{q})$ を最大化する問題が、基本的なシステム・オペレーションの問題である⁹。

$$\max_{\mathbf{q}^d} W(\mathbf{q}) \quad (5)$$

$$\text{s.t. } Q(\mathbf{q}) = 0 \quad (6)$$

$$F^l(\mathbf{q}) \leq k^l, \quad \forall l \quad (7)$$

$$-F^l(\mathbf{q}) \leq k^l, \quad \forall l \quad (8)$$

$$\mathbf{q}^d \geq 0 \quad (9)$$

一般的な完全競争のモデルにおいては、社会厚生¹⁰の最大化として、

$$\max_{\mathbf{q}} \sum_n \{B^n(q^{n,d}) - C^n(q^{n,s})\} \text{ を想定するこ}$$

とが多い。一方、クールノー競争下では、発電事業者が決定する発電量 $q^{n,s}$ 、ひいては発電費用 $C^n(q^{n,s})$ は、システム・オペレーターにとって所与の値である。したがって、クールノー競争モデルでは、社会厚生¹⁰の最大化として、 $\max_{\mathbf{q}^d} \sum_n B^n(q^{n,d})$ を考えることができる¹⁰。

利用協議会 (ESCJ) と日本卸電力取引所 (JEPX) の機能を併せもつような機関が、広域的なシステム・オペレーターであると考えられる。

⁹システム・オペレーションの問題の詳細については、例えば Tanaka (2007) を参照されたい。

¹⁰実際、クールノー競争下において、システム・オペレー

ラグランジュの未定乗数を、需給バランス制約 (6) については λ 、連系線の容量制約 (7)、(8) についてはそれぞれ $\eta^{l+}, \eta^{l-} \geq 0$ とおく。式 (5) から (9) で表される問題のカラシユ = クーン = タッカー条件 (KKT 条件: Karush-Kuhn-Tucker conditions) より、 $q^{n,d} > 0$ に対して、地域ごとの価格であるノードル料金が次のように求まる。

$$P^n(q^{n,d}) = \lambda + \sum_l h^{l,n} (\eta^{l-} - \eta^{l+}) \quad (10)$$

標準的なノードル料金制の考え方では、地域ごとに設定される送電料金 (ネットワークからの引き出し料金) は、

$$w^n \equiv P^n(q^{n,d}) - \lambda = \sum_l h^{l,n} (\eta^{l-} - \eta^{l+}) \text{ と定}$$

義することができる。 w^n は、ネットワークの送電混雑の度合に依存した値をとり、各連系線のシャドウ・プライス η^{l+}, η^{l-} に基づいて計算される。

2.4 MCP

MCP モデルにおいては、発電事業者は、ネットワークの送電混雑に関して、戦略的な働きかけを行わないものと想定する。換言すると、発電事業者は、送電混雑、ひいては送電料金¹¹の水準を所与として行動するものと想定する。この状況は、ゲーム論の観点からは、発電事業者とシステム・オペレーターによる同時手番の一段階ゲームと解釈することができる。

数理計画法の文脈では、この種の問題は、基本的に、混合相補性問題 (MCP) として定式化することができる。一般に、 \mathbf{x} 、 $\mathbf{f}(\mathbf{x})$ 、 $\mathbf{g}(\mathbf{x})$ をベクトル値として、 $\mathbf{x} \geq 0$ 、 $\mathbf{f}(\mathbf{x}) \geq 0$ 、

$\mathbf{f}(\mathbf{x})^T \mathbf{x} = 0$ 、 $\mathbf{g}(\mathbf{x}) = 0$ を満たす \mathbf{x} を求める問

ターは、発電事業者の費用関数について正確な情報をもたないであろう。この点からも、 $\max_{\mathbf{q}^d} \sum_n B^n(q^{n,d})$ は自然な定式化である。

題は、MCP と呼ばれる¹¹。式（2）から（4）で表される寡占的発電事業者の問題と式（5）から（9）で表されるシステム・オペレーションの問題に関して KKT 条件を求めると、これらの条件は MCP を形成する。本稿では、このようにして定式化される MCP モデルを、数値計算により解く。

MCP モデルを解析的に分析したものとしては、Metzler et al. (2003) がある。彼らは、逆需要関数や発電事業者の限界費用関数が線形であると仮定し、線形の MCP モデルのもとで均衡解が一意に存在することを示している。

3. 寡占的卸電力市場と送電投資のシミュレーション

3.1 基本設定

以下では、連系線で結ばれた我が国 8 地域の卸電力市場を考える¹²。基本設定として、我が国の夏季ピーク期の卸電力市場を大雑把に模することを念頭におく。

図 1 に、本稿で分析対象とする地域と連系線の構成を示す¹³。各地域を A～H、地域間の連系線を 1～7 と呼ぶこととする。各地域に 1 社ずつ既存電力会社が立地しており、A～H は各地域の電力会社の呼び名も兼ねる。連系線の送電容量については、表 1 に示してある。本稿では、運用制約を考慮した運用容量ではなく、物理的な熱容量を考察の対象とする。

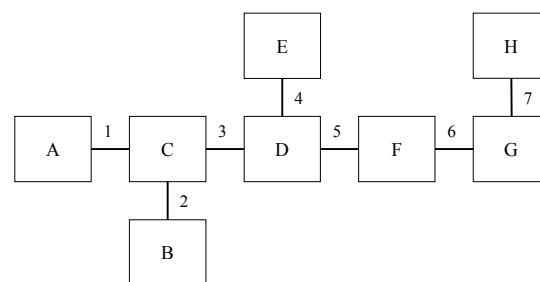


図 1 8 地域と連系線

表 1 連系線の送電容量

	単位: MW						
	1	2	3	4	5	6	7
連系線の送電容量	5,570	2,400	16,660	5,570	5,570	1,200	6,000

シミュレーションのベースとなるデータには、『電力需給の概要』（経済産業省資源エネルギー庁電力・ガス事業部編）や『電気事業便覧』（電気事業連合会統計委員会編）等の主に 2001 年度の値を用いる。夏季ピーク期における需要と供給の状況に関して、本稿の想定値を表 2 に示す。ここでの供給力は、既存電力会社の自社電源供給力とその他卸電気事業者等の供給力を合計した値を表しており、『電力需給の概要』や『電気事業便覧』等の各種資料から筆者が推計した値である¹⁴。

各地域の需要曲線と各々の地域に立地する既存電力会社の限界費用曲線に関して、表 3 が示すようにパラメータを設定する。これらは、夏季ピーク期に対応するパラメータである。各地域の需要に関しては、線形の需要曲線を想定し、カリブレーションにより推定する。金本他（2006、第 5 章）と同様に、需要の価格弾力性を 0.1、指標価格を 10 円/kWh として、2001 年度の最大 3 日平均電力のデータをもとに需要曲線

¹¹ 相補性問題の解説としては、例えば Cottle et al. (1992) や福島 (2001) が参考になる。

¹² 沖縄県と北海道は念頭においていない。沖縄県は連系線による他地域との連結がない。また、北海道と本州を結ぶ連系線の送電容量は極めて小さい。

¹³ ループ状の連系線網を考える場合には、連系線の電気的特性に基づいて潮流分流量を計算する必要がある。この場合、電気的特性に応じて、潮流分流量係数は 1 から -1 の間の連続的な値をとる。一方、本稿で想定する串型の連系線網では、ループ潮流が発生せず、潮流分流量係数は連系線の電気的特性に依存しない値をとる。この場合、基準地域の決め方に応じて、潮流分流量係数は 1、0、-1 のいずれかの値をとる。

¹⁴ 卸電気事業者等の供給分は、電源開発株式会社や公営の水力発電等の卸売り供給分を指す。本稿では、卸電気事業者等の供給分は長期契約等により固定されているものとして扱う。また、我が国では、家庭用の電灯需要等はまだ自由化されておらず、全需要の約 35% が規制下におかれている。そこで本稿では、全需要の約 35% が規制需要であるものとして分析を行なう。

表 2 需要と供給の状況

	単位: MW								
	A	B	C	D	E	F	G	H	計
供給力	20,792	7,203	13,383	33,163	6,794	31,194	62,375	17,383	192,287
自社電源再掲	17,627	6,314	12,080	29,217	6,275	29,388	56,813	16,398	174,112
最大3日平均電力	15,971	5,449	10,840	30,901	5,021	26,246	61,431	13,480	169,339

表 3 夏季ピーク期の基本的なパラメータ

	A	B	C	D	E	F	G	H
需要曲線の傾き	-0.006261	-0.018352	-0.009225	-0.003236	-0.019916	-0.003810	-0.001628	-0.007418
限界費用曲線の傾き	0.0005339	0.0010837	0.0006538	0.0002971	0.0013662	0.0002881	0.0001374	0.0005038

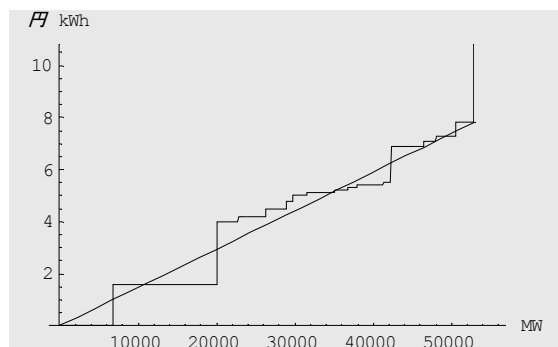


図 2 G 社の限界費用曲線の線形近似

のパラメータを推定する¹⁵。既存電力会社の費用に関しては、発電ユニットごとの 2001 年度の燃料消費量、燃料価格、発電量等のデータをもとに限界的な燃料費を推定した上で、限界費用曲線を線形近似する。図 2 には、G 社の限界費用曲線の線形近似を示しておく。

3.2 夏季ピーク期の均衡と連系線増設

以上の設定のもとで、仮想的な状況として、もしも各地域の既存電力会社が戦略的に行動したならばどのような結果が生じうるかについて、クールノー競争のシミュレーション分析を行う。

¹⁵大河原（1995）は、発電平均費用に関して 10～12 円/kWh の推定値を示している。2001 年時点で、自由化対象の需要は全需要の約 25%にすぎず、新規事業者の参入もまだほとんどない状況であった。そこで、2001 年の需要データは、実質的に総括原価に基づく規制下の実績とみなし、発電平均費用 10 円/kWh を用いて需要曲線のパラメータを推定する。

実際の計算には、数値計算ソフトウェアである GAMS を用い、ソルバーとして PATH (Dirkse and Ferris, 1995) を利用する。

図 3 は、夏季ピーク期における昼間ピーク 1 時間の取引状況を示している。地域 F と地域 G を結ぶ連系線 6 は、送電容量が 1,200MW しかなく、他の連系線と比べても容量が小さい。この連系線 6 に、西から東に向けて容量一杯に電力が流れ、送電混雑が発生する。その結果、ボトルネックの連系線 6 を挟む東部地域と西部地域とで値差が生じ、東部で 19.23 円/kWh、西部で 12.80 円/kWh の価格となる。

仮に容量制約が効いていない（連系線の送電容量が現実より遥かに大きいと仮想）として均衡を計算すると、全国均一のクールノー均衡価格は 15.02 円/kWh となる。この時、連系線 6 には、約 10,270 MW の電力が西から東に流れることとなる。しかし、実際には連系線 6 の送電容量は 1,200MW しかなく、容量制約が効いてくるので、「市場分断」が生じ東西の値差がつく。すなわち、広域的なシステム・オペレーションのもとで、輸入地域である東部では、価格が高めに設定され西部からの輸入量が抑制される（東部地域内での発電量が増え需要量が減少）。一方、輸出地域である西部では、価格が低めに設定され東部への輸出量が抑制される（西部地域内での発電量が減り需要量が増大）。

連系線 6 において送電混雑が発生する状況を

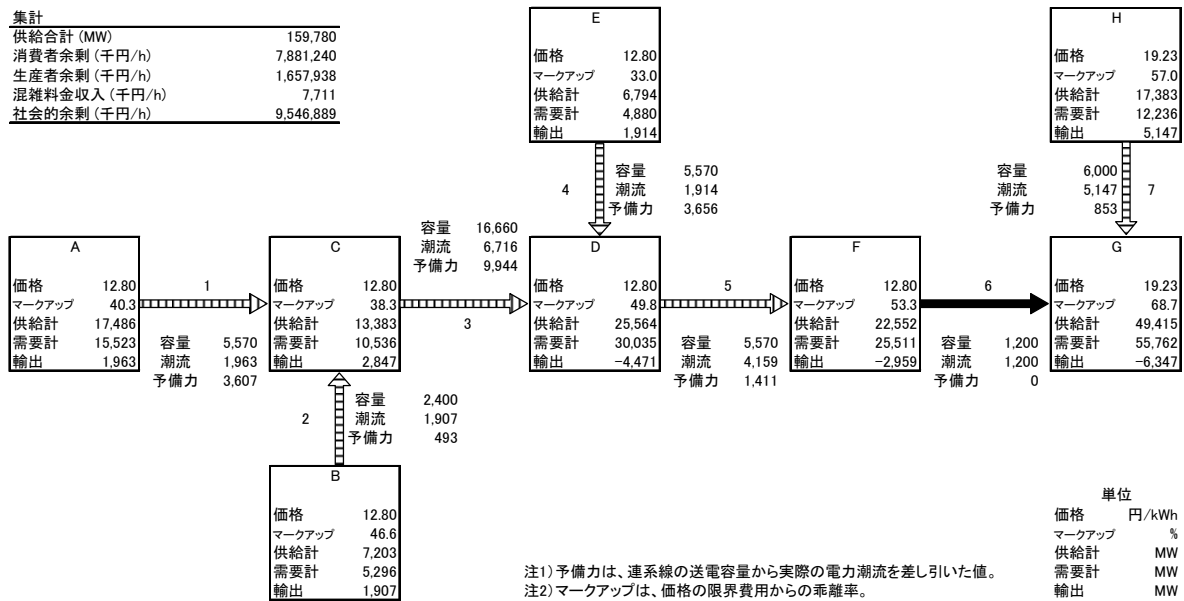


図 3 夏季ピーク期のクールノー均衡

踏まえ、この連系線の送電容量を増設した場合の効果を分析する。ここでは、連系線 6 の送電容量を 2 倍から 6 倍、すなわち 2,400MW から 7,200MW まで増設するケースを考える。

一般に、容量一杯に電力が流れている連系線を増設することは、直接的にその連系線の混雑度を緩和する効果をもつ。図 4 には、連系線 6 の増設にともなう各地域の価格変化を示してある。連系線 6 の送電容量を増やすにつれ、混雑度が緩和され、連系線 6 を挟む東部地域の価格が下がり、西部地域の価格は上昇し、両地域の値差が縮小していくのがわかる。連系線 6 の送電容量が増えた分、そこを流れる電力も増大しており、送電混雑自体は依然として残っている。しかし、容量増設により、連系線 6 の混雑度合が緩やかとなるため、連系線 6 を挟む東部と西部の価格差は縮まる。

一方、送電混雑のある連系線を増設することは、他の連系線の電力潮流にも影響を及ぼしうる。東部地域では、価格の下降とともに、各電力会社は発電量を減らし、消費者は需要量を増やしていく。一方、西部地域では、価格の上昇とともに、各電力会社は発電出力の上限内で発電量を増やし、消費者は需要量を減らしていく。

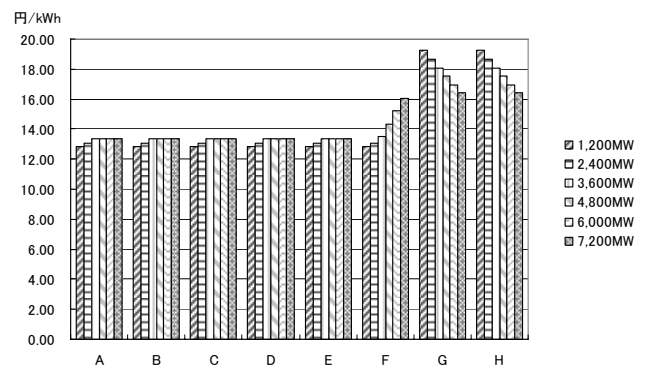


図 4 夏季ピーク期:連系線 6 の増設による均衡価格の変化

つまり、西部地域から東部地域への輸出量が増加し、西から東に向かう電力潮流が増大していく。その結果、連系線 6 の西側に位置する連系線 5 を流れる東向きの電力も増大していく。連系線 6 の送電容量が現状の 3 倍、すなわち 3,600MW に達する頃には、連系線 5 の空き容量もなくなり新たな送電混雑が発生してしまう。そのため、連系線 6 の送電容量を 3 倍以上に増やしても、連系線 5 がボトルネックとなり、連系線 5 以西では取引量や価格に変化が生じなくなる。連系線 6 の送電容量を 2,400MW、4,800MW に増設するケースの結果を、図 5、図 6 に示しておく。

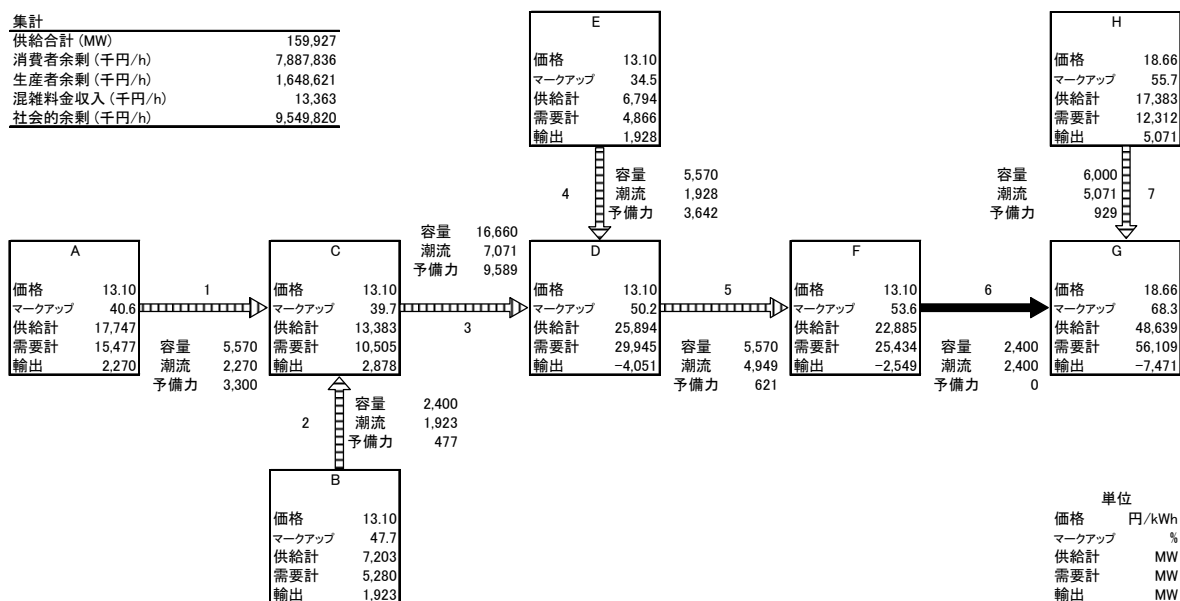


図 5 夏季ピーク期: 連系線 6 を 2,400MW に増設するケース

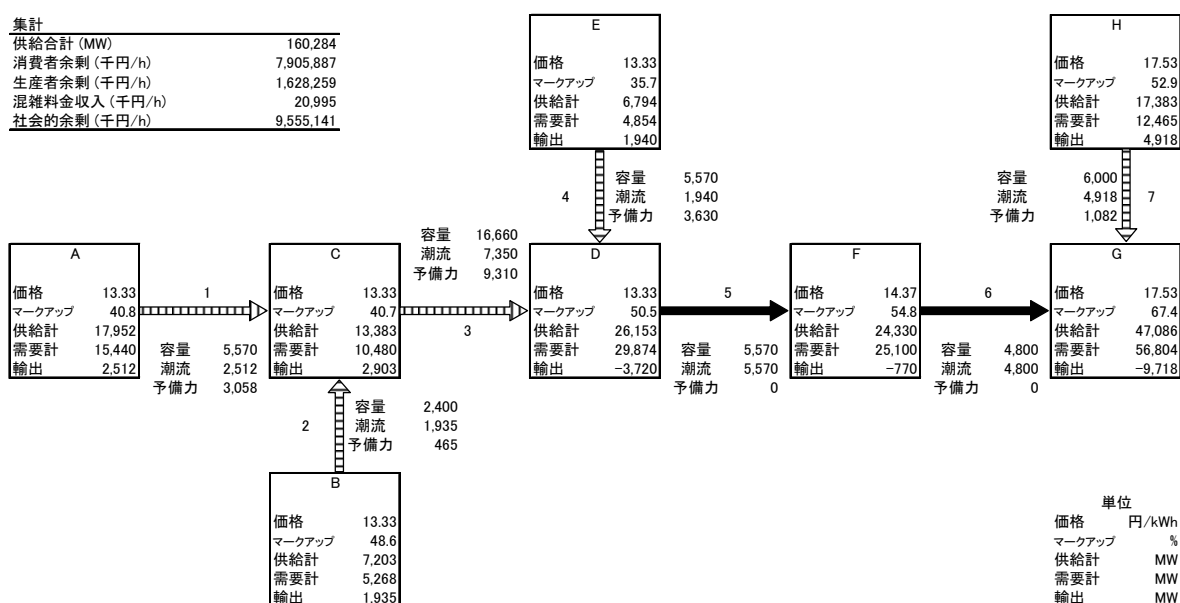


図 6 夏季ピーク期: 連系線 6 を 4,800MW に増設するケース

3.3 軽負荷期の均衡と連系線増設

以上の夏季ピーク期の分析に対して、以下では 4 月等の軽負荷期についての分析を行う。ここでは、軽負荷期の 1 日を通した平均的な需要電力 (24 時間平均) を、表 2 に示した最大 3 日平均電力の約 4 割と想定する。そして、3.1 と同様に、需要の価格弾力性を 0.1、指標価格を 10 円/kWh とし、軽負荷期における需要曲線のパラメータを推定する。既存電力会社の費

用に関しては、軽負荷期における発電所の補修を考慮する。ここでは、単純化して、全電源の約 1 割が補修により休止するものと想定する。表 4 に、本稿で想定する軽負荷期の需要曲線と限界費用曲線のパラメータを示す。

表 4 軽負荷期の基本的なパラメータ

	A	B	C	D	E	F	G	H
需要曲線の傾き	-0.017890	-0.052434	-0.026357	-0.009246	-0.056904	-0.010886	-0.004651	-0.021195
限界費用曲線の傾き	0.0005932	0.0012042	0.0007265	0.0003301	0.0015180	0.0003201	0.0001527	0.0005598

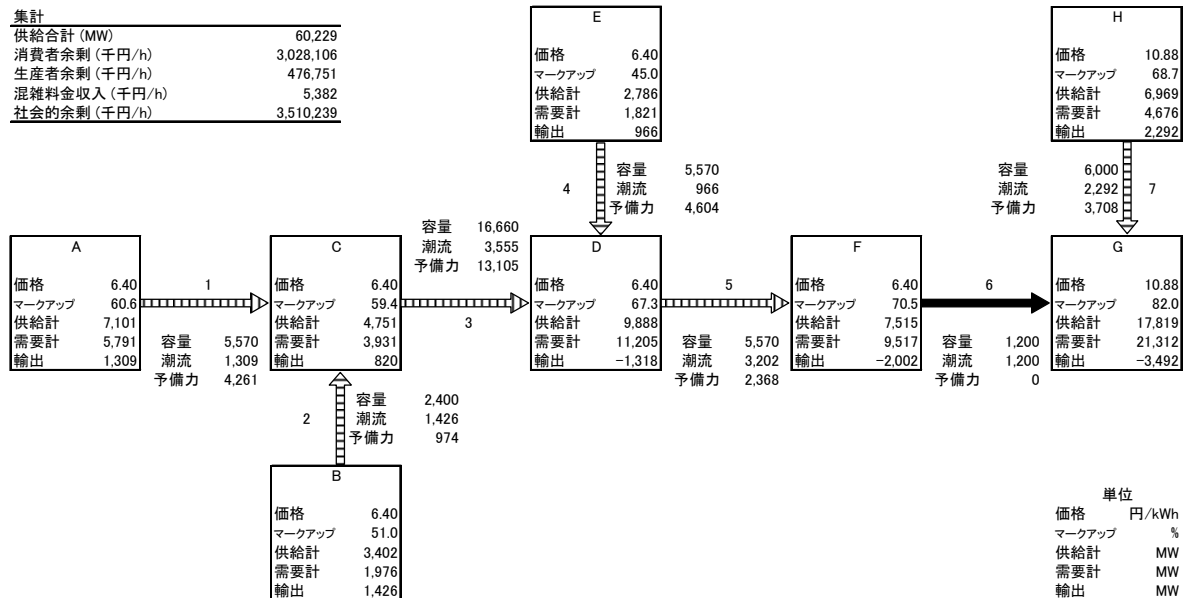


図 7 軽負荷期のクールノー均衡

図 7 は、軽負荷期における取引状況（24 時間平均）を示している。夏季ピーク期と同様、連系線 6 に西から東に向けて容量一杯に電力が流れ、送電混雑が発生する。ただし、需要全体が少ない軽負荷期には、夏季ピーク期よりも東西の値差は小さく、東部で 10.88 円/kWh、西部で 6.40 円/kWh の価格となる。

3.2 と同様に、連系線 6 の送電容量を 2 倍から 6 倍に増設するケースに関して、各地域の価格変化を示すのが、図 8 である。夏季ピーク期と同様、東西の値差は縮小していく。また、連系線 6 の送電容量を 2,400MW、4,800MW に増設するケースの結果を、図 9、図 10 に示しておく。夏季ピーク期と同様のメカニズムにより、西から東に向かう電力潮流が増大していく。ただし、需要全体が少ない軽負荷期には、電力潮流の増大ペースが遅い。そのため、連系線 6 の送電容量を現状の 3 倍、すなわち 3,600MW に増設した時には、まだ連系線 5 に送電混雑は発生しない。連系線 6 の送電容量を現状の 4 倍、

すなわち 4,800MW に増設した時にはじめて、連系線 5 に送電混雑が生じるようになる。需要が少ない軽負荷期では、連系線 6 の送電容量が 4,800MW に達する頃には、連系線 6 の送電混雑自体が解消され、ボトルネックが完全に連系線 5 に移る結果となる。

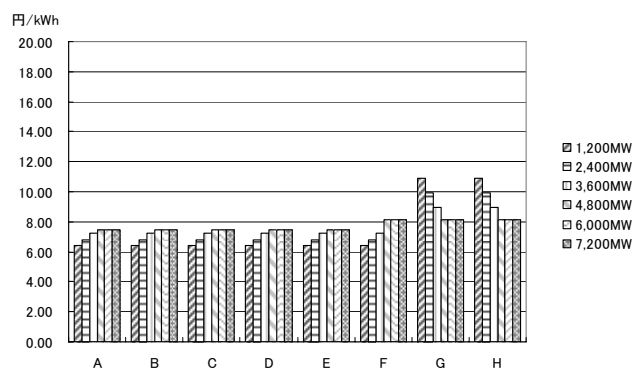


図 8 軽負荷期：連系線 6 の増設による均衡価格の変化

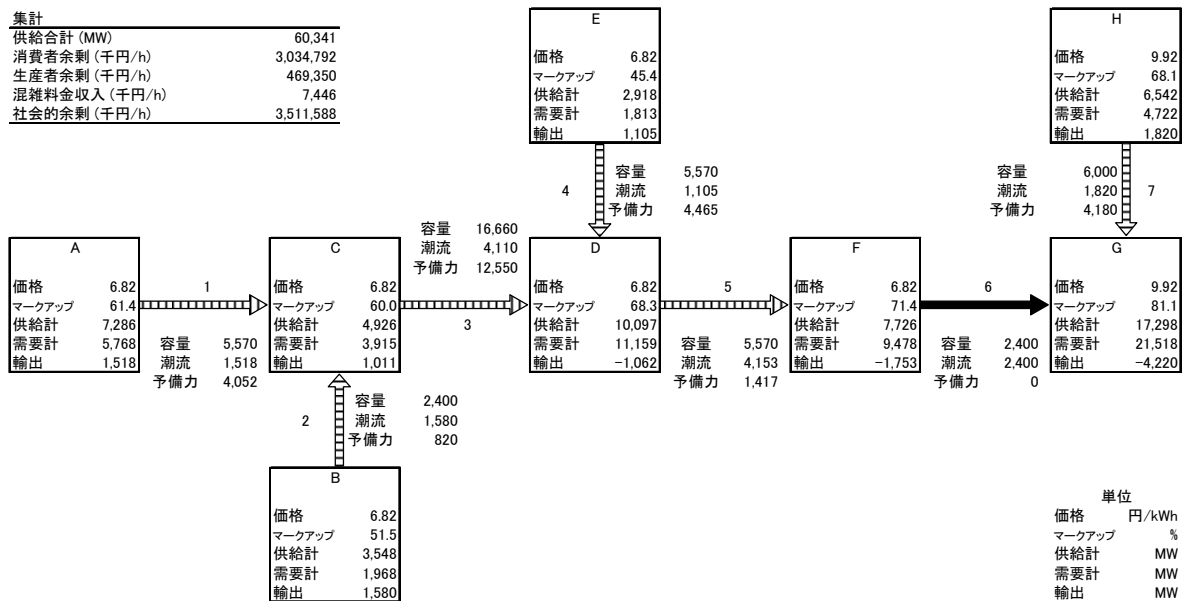


図 9 軽負荷期:連系線 6 を 2,400MW に増設するケース

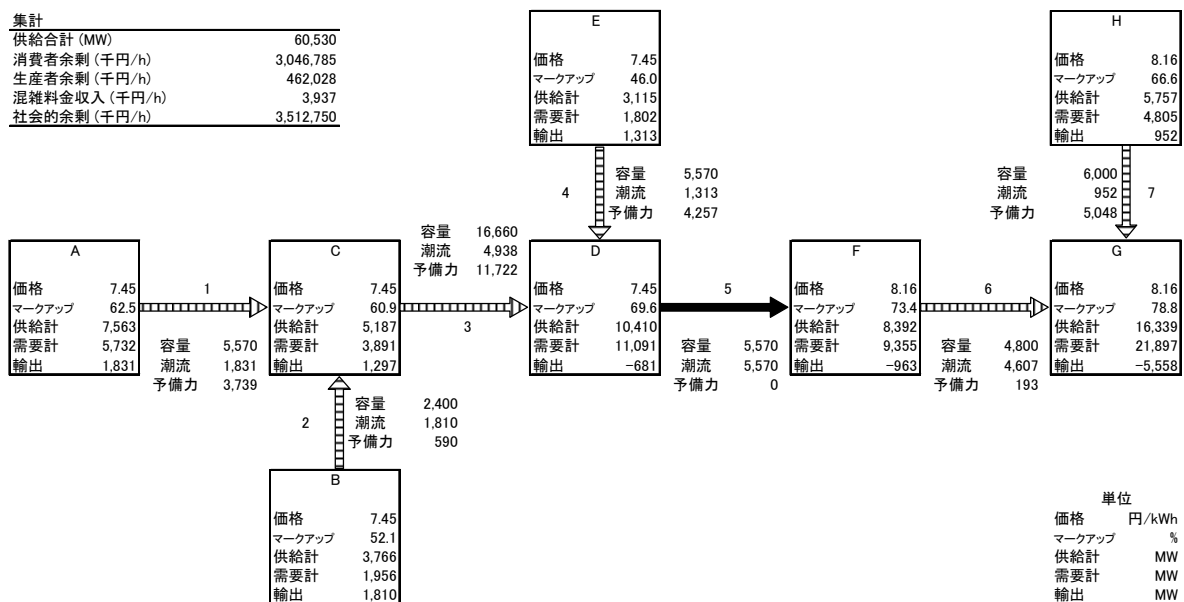


図 10 軽負荷期:連系線 6 を 4,800MW に増設するケース

3.4 連系線増設の費用便益分析

連系線の増設が社会的に望ましいのは、増設による社会的余剰の増分が連系線の資本費の増分を上回る場合である。しかし、この比較を実際に行うのは決して容易ではない。まず本来、社会的余剰の増分としては、特定の 1 時間ではなく、年間を通した余剰の増分を考える必要がある。そのためには、1 年間に於いて、時々刻々変動する需要と供給のパターンを推定する必要があるが、現状では入手できるデータの制約が

あるのでこの作業は容易ではない。また、連系線への投資額は、通常、ケース・バイ・ケースであり、実際に発生する費用を推定するのは困難ことが多い。

このような分析上の制約があるものの、ここでは夏季ピーク期と軽負荷期に着目し、限定的ながら社会的余剰と資本費に関する考察を行う。具体的には、連系線 6 の送電容量を現状の 1,200MW から 2 倍の 2,400MW に増設するケースを考える。

表 5 に示すように、ボトルネックとなってい

た連系線 6 の送電容量を増設することで社会的余剰が増大する。夏季ピーク期では 293 万円/h、軽負荷期では 135 万円/h の社会的余剰増加となる。東部地域では、価格の下落により、消費者余剰は増加し、各電力会社の生産者余剰は減少する。一方、西部地域では、価格の上昇により、消費者余剰は減少し、各電力会社の生産者余剰は増加する。最大の消費地域 G をかかえる東部地域において消費者余剰の増加幅が大きいため、全地域合計の消費者余剰も差し引きで増加となる。最大の電力会社 G 社が立地する東部地域において生産者余剰の減少幅が大きいため、全地域合計の生産者余剰も差し引きで減少となる。上記に混雑料金収入の増加分も加味すると、全地域合計の社会的余剰は増加する結果となる。

表 5 連系線 6 を 2,400MW に増設するケースの余剰の変化

	単位: 万円/h	
	夏季ピーク期	軽負荷期
社会的余剰	293	135
F社の生産者余剰	627	285
G社の生産者余剰	-2564	-1405

次に、連系線 6 の送電容量を 1,200MW から 2,400MW に増設するケースで、資本費がどれくらい増加するかを推定する。連系線 6 の設備には、50Hz と 60Hz の周波数変換設備 (FC) を含む。この FC に関して、新潟日報 (2003) は、300MW の設備の投資費用が約 200 億円かかるという電力関係者の証言を掲載している。この金額を目安として、ここでは、FC を 1,200MW 分増設するのに 800 億円の建設費用がかかるものとする。FC が機械設備であることを踏まえ、償却年数を 16 年、利子率を 3% として定額法で計算すると、年額の資本費は 64 億円/y となる。これを 8,760 時間で除すと、時間当たりの資本費は 73 万円/h となる。仮に FC の増設だけで工事が済む場合には、軽負荷期においても、社会的余剰の増分が資本費の増分を上回ることになる。

しかし実際には、FC の増設に加え、送電線等 (ケーブルや鉄塔等) の増設も必要となる可能性がある。まず、送電線等の建設費用が、FC と同額の 800 億円かかるものとする。償却年数を法定耐用年数の 36 年、利子率を 3% として定額法で計算すると、年額の資本費は 37 億円/y となる。これを 8,760 時間で除すと、時間当たりの資本費は 42 万円/h となる。FC と送電線等を合わせると、総建設費用は 1600 億円、年額の資本費は 101 億円/y、時間当たりの資本費は 115 万円/h となる。この場合でも、軽負荷期において、社会的余剰の増分が資本費の増分を上回ることになる。

送電線等の建設費用が 1200 億円かかるものと想定して、上記と同様の計算により資本費を算定してみる。すると、FC と送電線等を合わせて、総建設費用は 2000 億円、年額の資本費は 119 億円/y、時間当たりの資本費は 136 万円/h となる。この場合には、軽負荷期において、社会的余剰の増分と資本費の増分がほぼ同じになる。

さらに、送電線等の建設費用が 1600 億円かかるものと想定すると、FC と送電線等を合わせて、総建設費用は 2400 億円、年額の資本費は 137 億円/y、時間当たりの資本費は 157 万円/h となる。この場合には、軽負荷期において、資本費の増分が社会的余剰の増分を上回るようになる。

以上を整理すると、本稿の想定のもとでは、東西を結ぶ連系線の送電容量を 2 倍に増設する場合に、FC と送電線等を合わせた総建設費用が約 2000 億円以下であれば、たとえ軽負荷期であっても社会的余剰の増分が資本費の増分以上となるものと推定される。この場合には、連系線 6 の増設が社会的に望ましい可能性が高いといえよう。ただし、もちろん厳密な議論をするためには、年間を通した余剰の増分を考える必要があるし、連系線への投資額のより詳細なデータが必要であることに注意すべきである。なお、本稿で想定した FC と送電線等に関する資本費の増分を、表 6 に示しておく。

表 6 連系線 6 を 2,400MW に増設するケースの資本費の増加

	年額の資本費 (億円/y)	時間当たりの 資本費(万円/h)
FC800億円、送電線等800億円	101	115
FC800億円、送電線等1200億円	119	136
FC800億円、送電線等1600億円	137	157

3.5 連系線増設のインセンティブ

連系線 6 の両端に位置する F 社と G 社には、送電投資を行うインセンティブはあるだろうか？先述のとおり、連系線 6 の増設により、東部地域では、価格が下落して生産者余剰が減少する。表 5 が示すように、G 社の生産者余剰は、夏季ピーク期では 2564 万円/h、軽負荷期では 1405 万円/h の減少となる。よって、投資をしても損をするだけなので、G 社は投資インセンティブをもたないであろう。逆に、西部地域では、価格が上昇して生産者余剰が増大する。表 5 が示すように、F 社の生産者余剰は、夏季ピーク期では 627 万円/h、軽負荷期では 285 万円/h の増加となる。よって、F 社は投資インセンティブをもつ可能性が高い。

以上のように、連系線 6 の一方の端に位置する F 社は投資インセンティブをもち、もう片方の端に位置する G 社は投資インセンティブをもたない可能性が高い。つまり、連系線への投資に関して、利害対立が発生する可能性が高い。したがって、電力会社の自発性に任せる場合には投資が進まない恐れがあり、社会的な観点から中立的に利害調整を行うことが重要となる。この意味でも、有限中間法人である電力系統利用協議会（ESCJ）の果すべき役割は大きいといえよう。

4. 結語

我が国の卸電力市場を分析した先行研究と比較して、本稿は次の二つの特徴をもつ分析を行

った。第一に、本稿は、東西に跨る我が国の卸電力市場を対象として、各地域を結ぶ連系線の送電容量制約を考慮しながら、MCP モデルに基づくクールノー競争のシミュレーション分析を行った。特に、夏季ピーク期と軽負荷期の両方を想定したシミュレーションを行った。第二に、本稿は、50Hz と 60Hz の周波数変換設備（FC）を含む東西間の連系線に関して、送電容量を増設するケースの分析を行った。近年我が国では、東西を結ぶ連系線が市場取引のボトルネックとなっているとの指摘がある。そこで、寡占的な市場環境のもとで、東西間の連系線を増設することによる効果や費用について考察を行った。

分析の結果、本稿の想定のもとでは、東西を結ぶ連系線の送電容量を 2 倍に増設する場合に、FC と送電線等を合わせた総建設費用が約 2000 億円以下であれば、たとえ軽負荷期であっても社会的余剰の増分が資本費の増分以上となるものと推定された。この場合には、東西を結ぶ連系線の増設が社会的に望ましい可能性が高いといえよう。

投資インセンティブに関しては、東西を結ぶ連系線の両端の電力会社間で利害対立が発生する可能性が高い。そのため、電力会社の自発性に任せる場合には投資が進まない恐れがあり、社会的な観点から中立的に利害調整を行うことが重要となる。

ただし、さらに厳密な議論をするためには、年間を通した余剰の変化を考える必要があるし、連系線への投資額のより詳細なデータが必要であることに注意すべきである。また本稿では、スポットの卸電力市場の分析に焦点を当てたが、先渡し契約等の長期契約を内生的に考慮したモデルへ拡張していくことが今後の課題である。これに加えて、システム・オペレーションに関するより詳細な制約条件を組み込むことにより、さらに現実に近いモデルへ拡張していくことも今後の課題となる。

参考文献

- [1] Akiyama, S., and N. Hosoe (2006) "A Spatial Equilibrium Analysis of Transmission Charge Reform in Japan's Electric Power Industry," RIETI Discussion Paper Series 06-E-022.
- [2] Borenstein, S., and J. B. Bushnell (1999) "An Empirical Analysis of the Potential for Market Power in California's Electricity Market," *Journal of Industrial Economics* 47, 285-323.
- [3] Borenstein, S., J. B. Bushnell, and S. Stoft (2000) "The Competitive Effects of Transmission Capacity in a Deregulated Electricity Industry," *Rand Journal of Economics* 31(2), 294-325.
- [4] Cardell, J. B., C. C. Hitt, and W. W. Hogan (1997) "Market Power and Strategic Interaction in Electricity Networks," *Resource and Energy Economics* 19, 109-137.
- [5] Cottle, R. W., J.-S. Pang, and R. E. Stone (1992) *The Linear Complementarity Problem*, Academic Press, San Diego.
- [6] von der Fehr, N.-H. M., and D. Harbord (1993) "Spot Market Competition in the UK Electricity Industry," *Economic Journal* 103, 531-546.
- [7] Dirkse, S. P., and M. C. Ferris (1995) "The PATH Solver: A Non-Monotone Stabilization Scheme for Mixed Complementarity Problems," *Optimization Methods and Software* 5, 123-156.
- [8] Green, R. J., and D. M. Newbery (1992) "Competition in the British Electricity Spot Market," *Journal of Political Economy* 100(5), 929-953.
- [9] Klemperer, P. D., and M. A. Meyer (1989) "Supply Function Equilibria in Oligopoly under uncertainty," *Econometrica* 57(6), 1243-1277.
- [10] 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, 16th Annual Western Conference, San Diego, California.
- [11] Hobbs, B. F. (2001) "Linear Complementarity Models of Nash-Cournot Competition in Bilateral and POOLCO Power Markets," *IEEE Transactions on Power Systems* 16, 194-202.
- [12] Hobbs, B.F., and U. Helman (2004) "Complementarity-Based Equilibrium Modeling for Electric Power Markets," in D.W. Bunn (eds.) *Modeling Prices in Competitive Electricity Markets*. John Wiley & Sons, London, U.K.
- [13] Hobbs, B. F., C. B. Metzler, and J.-S. Pang (2000) "Strategic Gaming Analysis for Electric Power Systems: an MPEC Approach," *IEEE Transactions on Power Systems* 15, 637-645.
- [14] Luo, Z.Q., J.-S. Pang, and D. Ralph (1996) *Mathematical Programs with Equilibrium Constraints*, University Press, Cambridge.
- [15] Metzler, C. B., B. F. Hobbs, and J.-S. Pang (2003) "Nash-Cournot Equilibria in Power Markets on a Linearized DC Network with Arbitrage: Formulations and Properties," *Networks and Spatial Economics* 3(2), 123-150.
- [16] Smeers, Y., and W. Jing-Yuan (1997) "Spatially Oligopolistic Model with Opportunity Cost Pricing for Transmission Capacity Reservations—A Variational Inequality Approach," Universite' Catholique de Louvain, CORE Discussion Paper 9717.
- [17] Tanaka, M. (2007) "Extended Price Cap Mechanism for Efficient Transmission Expansion under Nodal Pricing," *Networks and Spatial Economics* 7(3), 257-275.
- [18] Ventosa, M., Á. Baíllo, A. Ramos, and M. Rivier (2005) "Electricity Market Modeling Trends," *Energy Policy* 33(7), 897-913.
- [19] 新田目倅造 (1980)『電力系統技術計算の基礎』、電気書院
- [20] 大河原透 (1995)「東京圏における電力需給の諸問題」、八田達夫・八代尚宏編『東京問題の経済学』、東京大学出版会
- [21] 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
- [22] 熊谷礼子・服部徹 (2004)「電力市場における市場支配力の理論と実際」、八田達夫・田中誠編著『電力自由化の経済学』、東洋経済新報社
- [23] 竹中康治 (2005)「電力市場における市場支配力」、鳥居昭夫・岸井大太郎編著『公益事業の規制改革と競争政策』、法政大学出版局
- [24] 新潟日報(2003)「電気の「壁」」、6月24日掲載記事
- [25] 福島雅夫 (2001)『非線形最適化の基礎』、朝倉書店

たなか まこと

政策研究大学院大学 政策研究科

公益企業のガバナンス構造と経営効率性

Governance Structure of Public Utility Firms and Firm Efficiency

キーワード：コーポレートガバナンス、所有構造、取締役会改革、経営効率性

尾 身 祐 介

本稿は今までほとんど分析の対象となることがなかったわが国の公益企業のガバナンス構造に焦点を当て、公益企業の株式所有構造と取締役会の構成が近年どのように推移してきたかを概観した。さらに、公益企業のガバナンス構造が経営効率性にどのような影響を与えたかについての計量的な分析をおこなった。

本稿で確認された公益企業のガバナンス構造の特徴は、①外国人による株式所有は近年急増しているが、その水準はわが国の全上場企業のそれと比べ依然低い水準にあること、②従来安定株主と考えられた銀行や生損保による株式所有は全上場企業における傾向と同様に、近年減少傾向にあること、③公益企業の取締役会の規模は縮小傾向にあるものの、人数上の比較では東証全上場企業のそれよりも大規模であること、ただし企業規模を考慮した上で両者を比較してみると、公益企業の取締役会規模は東証全上場企業のそれと比べ小さいこと、④公益企業の社外取締役比率は増加傾向にあるものの、その水準は東証全上場企業の社外取締役比率に比べ低いこと、であった。

こうして明らかになった公益企業のガバナンス構造が経営効率性に与える影響を計量的に分析したところ、外国人及び安定株主による株式所有と取締役会規模縮小は公益企業の経営効率性と有意に正の関係にあり、公益企業のガバナンス構造が経営効率性に寄与していることを示唆する結果となった。

- | | |
|--------------------|------------------|
| 1. はじめに | 3.2 所有構造：安定株主 |
| 2. 公益企業のガバナンス構造の変化 | 3.3 取締役人数の削減 |
| 2.1 株式所有構造 | 3.4 社外取締役 |
| 2.2 取締役会の構成 | 3.5 分析モデルと変数・データ |
| 2.3 分析の課題 | 4. 実証分析 |
| 3. 分析の視点 | 5. おわりに |
| 3.1 所有構造：外国人株主 | |

1. はじめに

バブル崩壊以後、わが国経済は「失われた 10 年」と表現される長期の不況に見舞われた。この長期不況の主要因として、バブル期の非効率的な企業経営によってもたらされた過剰設備・過剰雇用・過剰債務という 3 つの過剰による企業の経営効率の低下が指摘されている¹。この効率性低下という事態への対処として、政策当局は競争導入による経営効率の改善を企図した規制緩和を様々な分野・業種で進展させた。電気事業者に関していえば、競争原理を導入して効

率的経営をおこなうインセンティブを与えた 1995 年、1999 年、2003 年の 3 度にわたる電気事業法改正がその典型と言えるであろう。また、こうした規制緩和の進展と平行して、効率的経営を達成させる方法としてコーポレートガバナンス（企業統治）のあり方が議論されるようになった。この議論の背景には、それまで企業の効率性維持に有効であった安定株主やメインバンク、終身雇用、内部昇進者主体の取締役会といったわが国に特徴的なガバナンスシステムが変容・機能不全になったとの認識があった²。こ

¹ 経済企画庁（当時）平成 11 年度年次経済報告を参照。

² 例えば平成 14 年度の年次経済財政報告では従来の日本型コーポレートガバナンスの限界を指摘している。

のような認識の下、経営効率性の改善を企図したガバナンス改革を促進させる企業法制改革もまた進展した。例としては、1993年の社外監査役制度・株主代表訴訟の手数料定額化³、1997年のストックオプション制導入、2002年の委員会設置会社選択導入を可能とした商法・会社法の改正などが挙げられよう。これらは企業経営陣へのモニタリングとインセンティブ付与という米国流のガバナンスシステムを範とする企業法制改革であったといえる。

競争導入が企業経営陣に自律的に効率的経営をおこなわせる規律として機能するとの見方については、すでに一般的なものとなっている⁴。しかしながら、競争導入以外のガバナンス改革については法制度改革によりその枠組みは提示されたものの、どのようなガバナンス構造が望ましいかという点に関して、政策担当者や企業経営者の間でも一致した見解は存在していない。このことは電力という同一業種内においてすら、社外取締役導入や執行役員導入といった取締役会改革の状況がかなり異なっていることからもうかがうことができよう（表1参照）。学術的には企業のガバナンス構造が経営効率性に与える影響に焦点を当てた研究がいくつかおこなわれてはいるものの、同様に必ずしも定まった見解は存在していない。また、そのような研究の多くは主に非公益の製造業・非製造業を対象としたものであり、非効率な経営によりその企業だけでなく、一国経済全体へ悪影響を及ぼしうる公益企業のガバナンス構造はその重要性にもかかわらず、これまで分析の対象となることはなかった。

さらに、公益企業のガバナンスについての分析をおこなう以前の問題として、そもそも公益企業のガバナンス構造がどのようなものである

のかについての様式化された事実は提示されてはいない。ガバナンス構造のうち株式所有構造については、2007年6月に開かれた中部電力と電源開発の株主総会における外国人大株主による増配要求が、公益企業に大株主として外国人株主が存在していることを初めて世に広く認識させた⁵。しかしながら、このような大株主の存在は公益企業に限ったことではない。公益企業以外のわが国の一般企業では、外国人株主が大株主であることはすでに珍しいことではなくなっている。例えば、ソニーでは2007年現在での首位株主はMoxley and Company (ADR⁶の受託機関であるJPMorgan Chase Bankの株式名義人) という外国籍の株主であり、ソニーの株式の17.6%を所有する大株主である。また、ソニーの株主全体に占める外国人株主の割合は30%を超えている。日産自動車では資本提携をおこなっているルノーによる日産自動車株の所有比率は2007年現在で44.3%であるなど、現在のわが国において30%を超える外国人株式所有比率を示す企業は少なくない。これらの事柄は公益企業と非公益企業の株主の外国籍化という同様の変化が少なからず発生していることを示してはいるが、その変化は両者にとって水準的に同じなのかそれとも差があるのかについては明らかではない。

本稿ではこれまで十分に議論されることのなかった公益企業のガバナンス構造が近年どのように変容してきたかについてのファクトファインディングと、またそれらが経営効率に対してどのような影響を与えているかについての実証分析をおこなうことを課題とする。そのために本稿では公益企業の株式所有構造や取締役会の構成を数量化したガバナンス変数を作成した。これらのガバナンス変数を、企業の効率性を示

³ 商法改正以前では訴訟額に応じた印紙税が必要とされたが、改正後は印紙税が一律8200円と定額化かつ低額化し、これが株主代表訴訟数の増大の要因となったと考えられる。

⁴ Allen and Gale(2000)では企業間競争が企業の規律付けにとって重要であると主張している。また、Nickell, Nicolitsas and Dryden(1997)では英国製造業を対象とした実証分析をおこない、企業間競争がTFPを上昇させているという結果を示している。

⁵ 増配要求をおこなった外国人株主はザ・チルドレンズ・インベストメント・ファンド(TCI)である。当時、TCIは中部電力に対しては1.4%の株式を所有する第9位の大株主であり、電源開発に対しては9.9%を所有する筆頭株主であった。ただし、TCIはその後2007年9月中間期末までに保有する中部電力株をすべて売却した。

⁶ American Depositary Receipt、米国預託証券のこと。

表1 電力各社の取締役会の状況(2007年)

企業名	社外取締役導入数(人)	取締役の人数(人)	業績連動報酬制	執行役員制	執行役員と取締役の分離
北海道電力	0	12	なし	なし	NA
東北電力	0	15	なし	あり	分離
東京電力	2	19	平成20年から	あり	分離
中部電力	2	14	あり	あり	未分離
北陸電力	0	11	なし	あり	分離
関西電力	3	20	なし	あり	分離
中国電力	1	13	なし	あり	分離
四国電力	0	15	なし	なし	NA
九州電力	1	14	あり	あり	分離
沖縄電力	1	14	なし	なし	NA

注1 上記のデータは東京証券取引所のwebサイト上のコーポレート・ガバナンス情報サービスより作成した。

す変数としての各企業の総資産営業利益率(*ROA*)を作成し、*ROA*をガバナンス諸変数に回帰させることで、ガバナンス構造が企業の効率性に対してどのような影響を与えているかを実証する。

次節以降の本稿の構成は以下の通りである。2節では近年の公益企業のガバナンス構造とその比較対象としてのわが国企業全体のガバナンス構造の推移を俯瞰する。そこから公益企業のガバナンス上の特徴を整理し、分析の課題を提示する。3節では、まずガバナンス特性と経営効率性との関係を対照とした先行研究をサーベイすることにより、本稿の分析の視点を提示する。その上で、本稿で用いる分析モデルと使用する変数の解説をする。4節では、公益企業の経営効率性に与えるガバナンス特性の影響を計量的に明らかにする。5節では本稿における主要な結論を要約し、今後の課題を取りまとめる。

2. 公益企業のガバナンス構造の変化

先に述べたように、公益企業のガバナンス構造については、コーポレートファイナンス研究の文脈において、あまり語られることがなく、その実態がどうなっているか、またそれがどのように推移してきたかについての様式化された事実は未だ提示されていない。そこで本節では、公益企業のガバナンス構造がどのようなものであり、またそれが近年どのように推移してきたかを概観し、公益企業のガバナンス構造についての事実を様式化することを試みる。

2.1 株式所有構造

まず、近年耳目を集めるようになった外国人株主について見てみよう。図1は東京証券取引所の株式分布状況調査のデータ(単元数ベース・長期統計)によって作成したわが国の全上場企業⁷の外国人株式所有水準の推移と、電力・都市ガス・旅客鉄道業所属の公益企業44社のそれとを比較したものである⁸。両者を比較することにより明らかになった公益企業の外国人株式所有比率の特徴は、第一に全上場企業の外国人株式所有比率と比較して、総じて低調であったということである⁹。全上場企業においてはバ

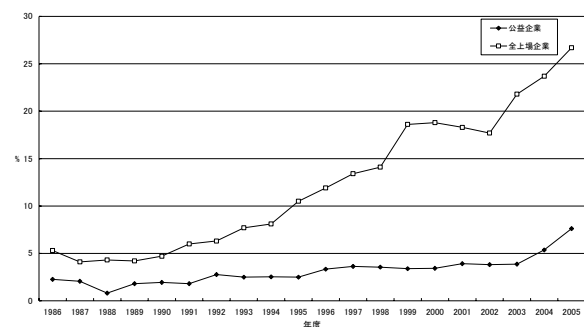


図1 外国人による株式所有比率の推移

⁷ 全上場企業のサンプル数は年度によって若干の変動があるが、2005年の時点では2843社となっている。

⁸ 公益企業の外国人による株式所有比率は、公益企業各社の有価証券報告書に記載されている所有者別株式状況の外国人等所有比率の数値の平均値である。

⁹ わが国には外国人投資家が単独で公益的業種に属する国内上場企業の10%以上の株式を取得する際には、財務大臣と当該事業所管大臣への事前届出を義務付けている「外国為替及び外国貿易法」(外為法)が存在し、その後の審査を経て了承が得られなければ外国人投資家は株式取得ができないこととなっている。そのため、同法の存在が外国人による公益企業の株式取得を一定程度抑制している可能性がある。ただし、同法において10%以上の株式取得についての事前届出義務がなく、事後届出のみで非公益企業を見ても、単独の外国人投資家が10%を超える株式を取得し大株主となっているケースはごく一部の企業を除けば現状でもそれほど多いとは言えないため、同法の存在のみによって公益企業における外国人株式所有比率の低水準を説明できるとは現状では言い難い。

ブル崩壊後の 1991 年から徐々に上昇し、1998 年から 1999 年にかけて急上昇し¹⁰、2005 年には 26.7% という 1986 年時点の約 5 倍の増加となったのに比べ、公益企業については 1991 年から若干の上昇傾向はあるものの、2003 年まで 5% を超えることはなかった。第二の特徴は 2003 年以前までは低調であった公益企業の外国人株式所有比率の傾向が変化し、上昇傾向に転じたことである。同図を見てみると、2003 年には 3.9% であった水準が、2005 年には 7.6% という、2 倍の増加を示していることがわかる。以上を要約すると、公益企業の外国人株式所有比率は近年上昇傾向にあるものの、わが国企業の全体的な外国人株式所有比率に比して未だ低い水準にあるということが言えよう。

次に銀行による株式所有比率の推移を見てみよう。従来、わが国の銀行は顧客企業に資金を貸し出すだけでなく、顧客企業の株式を長期間安定的に保有する安定株主¹¹であると指摘されてきた。そうした銀行による株式所有比率を見てみると、水準の差はあっても全上場企業・公益企業ともに長期間極めて安定的に一定の水準を保っていることがわかる（図 2 参照）。このことから、銀行は実際に企業にとって安定株

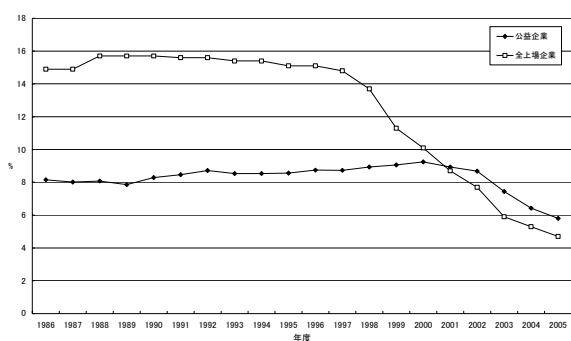


図2 銀行(除信託銀行)による株式所有比率の推移

¹⁰ このような外国人株主の急増は、不況下の株安という側面以外にも、1990年代中盤以降の大口株式売買委託手数料自由化といった規制緩和がこのような流れを促進した（日本銀行金融市場局（2001））とも考えられる。

¹¹ 後に詳述するが、安定株主とは所有する企業に対して、増配要求や経営に対する介入をしないなど株主権を行使しないサイレントパートナーのことである。また、所有している株式を容易には第三者へ売却しないということもその特徴であるとされる（シェアード 1993、橋本・長谷川・宮島 1998）。

主であったということが推察される。この安定的な関係は時間の経過とともに次第に低下していくが、ここで全上場企業と公益企業ではその低下の開始の時期が異なっていることは興味深い。全上場企業では 1998 年が低下開始の時期であり、公益企業では 2003 年からは低下開始の時期となっている。そもそも銀行は不良債権償却のための原資確保、BIS 規制や時価会計制度への対応といった課題が存在していたため、早晚その所有株式を放出せざるを得なかった。1997 年に発生した銀行危機はそれに拍車をかけたのであろう。1998 年からの全上場企業における銀行のプレゼンス低下はこのような理由を挙げることができよう¹²。ここで公益企業の株式放出が遅かった原因として、銀行にはその所有株式売却の優先順位が存在していたことを挙げることができる。銀行はその保有株式を売却する際には、貸し出し面で関係の深い顧客の株式は売却しなかったとされ（宮島・黒木 2003）、株式を売却することにより貸出額が大きい公益企業との関係が弱化することを回避していたのかもしれない。

さらに生命・損害保険会社¹³の株式所有比率を見てみよう。一般に生損保は機関投資家に分類されるが、わが国の生損保はこれまで活発に議決権を行使するようなことはなく、またその保有株式を大量に売却することはまれで、固定的な株式所有を続けていたため、純粋な機関投資家であるとはいいがたい面があった¹⁴。その

¹² さらに 2001 年には銀行の不良債権問題が未だ深刻であることが広く認識され、そのための原資として所有株式の更なる処分が要請された。結局、同年に資本金と公定準備金の範囲内に株式保有を制限する株式保有制限法が制定され、法的にも銀行の所有株式放出が要請されるようになった。

¹³ ここで用いる公益企業の銀行・生損保による株式所有比率は、そのものの数値が有価証券報告書等から得られないため、有価証券報告書に記載されている上位 10 位の大株主の中から分類して作成したものである。そのため本来の所有水準よりも低めになっていると思われる。しかしながら、公益企業に限らずわが国企業の株式上位集中度は高い傾向にあるため（2005 年度末のわが国全上場企業の上位 10 位大株主の累計所有比率は平均値で約 50% である。）、10 大株主から算出した本稿のデータは本来の所有水準との間に過度の差はないと考えてもよいであろう。こうした手法は宮島・原村・江南（2003）でも採用されている。

¹⁴ このような状況が継続したのは生損保にとっては団体保険の契約相手、企業にとっては経営に介入しない安定株主であるという双方のメリットがあったことからであるとする見解もある（林 1989）。

ため、これまでの標準的な理解では生損保による株式所有分は銀行による株式所有分と同様、安定株主と考えられてきた¹⁵。生損保による株式所有の比率は銀行の傾向と同様、水準こそ若干違うものの、公益企業・全上場企業ともに徐々に低下するという傾向は非常に良く似ている（図3参照）。生損保が株式を放出している要因には、バブル後の株価低迷による保有証券の評価損が発生するなど、経営状況の悪化が大きく影響していると考えられる。2005年の時点では公益企業が8.1%、全上場企業が7.4%とほぼ同一の水準になっており、生損保の株式所有に関しては両者の差はなくなりつつあるといえる。

最後に公益企業の所有構造に関する全体像を見てみよう。図4は公益企業のみを対象とした株式所有比率の推移を示している。同図によると、銀行と生損保が株式放出主体であり、その放出株式の吸収主体が外国人投資家であることがわかる。要約すると、近年の公益企業の所有

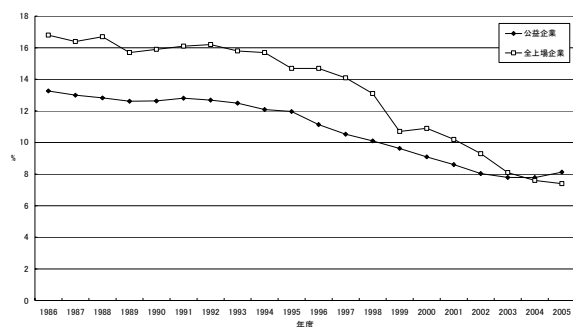


図3 生命・損害保険会社による株式所有比率の推移

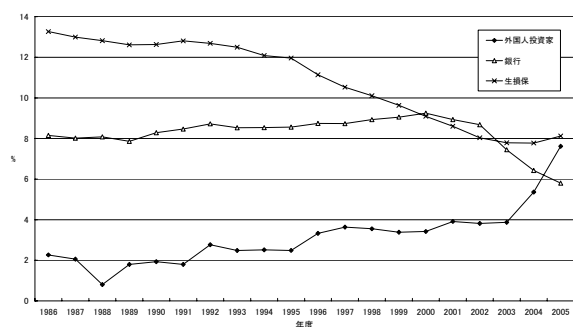


図4 公益企業の株式所有構造の推移

¹⁵ 例えばニッセイ基礎研究所の株式持ち合い状況調査では、生損保による所有株式を安定株主として定義している。

構造の特徴は、銀行や生損保といった所有する企業に対してサイレントであった安定株主による株式所有は後退し、外国人投資家という投資収益率に選好を持つ「モノ言う」株主がそのプレゼンスを増してきたことにあると言えよう。

2.2 取締役会の構成

近年のガバナンス改革における重要な課題の一つとして取締役会機能強化を挙げることができる。取締役会改革の嚆矢となったのは、1997年のソニーの執行役員制であるといっていようであろう。この時ソニーは執行役員制の導入に伴って監督と執行の業務を分離させただけではなく、それまで38人いた取締役を10人にまで縮小させ、さらにそのうち3人を社外取締役にするという大改革をおこなった。以後、このような改革は他社にも普及した。例えば東京証券取引所が公表している2003年のコーポレート・ガバナンスに関するアンケート調査によると、取締役会機能強化のための具体的な施策として実施されたものは取締役の人数削減（36.2%）、執行役員制の導入（34.2%）、社外取締役の選任（28.5%）となっており、多くの企業で改革が進められていることがわかる。以下では取締役会機能強化の施策として重要である取締役数の縮小について公益企業とわが国の企業全体とを時系列的に比較しながら確認しておこう。

図5と表2は東京証券取引所一部・二部に上場している企業と公益企業の取締役数の推移を

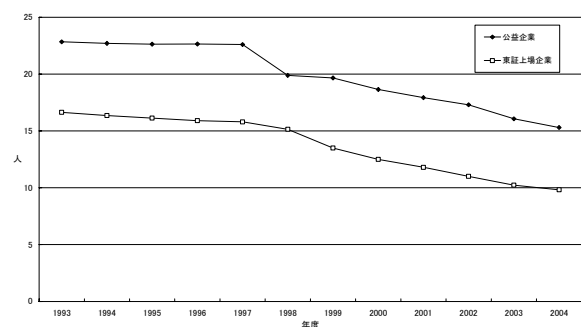


図5 取締役人数の推移

表2 平均取締役人数

	公益企業(人)	東証上場企業(人)
1993	23	17
1994	23	16
1995	23	16
1996	23	16
1997	23	16
1998	20	15
1999	20	14
2000	19	13
2001	18	12
2002	17	11
2003	16	10
2004	15	10

注1 東証上場企業全体の平均取締役人数は宮島・新田(2006)より引用した。

表したものである¹⁶。同図からは全期間を通して東証全上場企業の取締役会規模のほうが公益企業のそれよりも平均して6人程度少ないということがわかる。企業の規模を考慮しない単純な人数上の比較では、公益企業の取締役会の規模は東証全上場企業と比較して大きいということが言えよう。ただし、企業の規模を考慮した上で取締役会規模を比較すると、結果は異なったものとなる。規模の調整を取締役人数と当該企業の総資産の対数値との比率という形でおこなうと¹⁷、2005年における公益企業の平均値は1.29であり、同じく2005年における東証全上場企業全体の平均は宮島・新田(2006)によると2.96であった。この結果は、公益企業がその企業規模に比して小規模の取締役会を保持していることを示している。取締役人数の時系列的傾向に関しては、両者とも年を経るごとにその人数を縮小させており、取締役会規模縮小がわが国企業の取締役会改革の一つの流れとなっていることを数値上、裏付けることができる。

次に公益企業の社外取締役¹⁸の選任状況につ

いて概観する。表3には公益企業の社外取締役についてのデータが要約されている。社外取締役を導入している企業は若干の変動があるが全期間を平均すると27社(61%)であり、サンプルとなった公益企業の半数以上が社外取締役を選任していることがわかる。2005年の東証の『コーポレート・ガバナンスに関するアンケート調査』によると、東証に上場している1379社中、560社(59.2%)が社外取締役を選任している企業となっているが、そのことを考えると、社外取締役の選任状況に関しては公益・非公益の同様の傾向にあると言えそうである。

公益企業の社外取締役人数は、表3によると期間中あまり人数の変動がなく、平均的には1.3人程度存在していることがわかる¹⁹。他方、東証全上場企業の社外取締役人数は1.7人程度と公益企業よりも若干高い水準であり、公益企業の場合と同様に期間中の人数の変動がほとんどない。社外取締役の選任数が時系列的にはあまり変化がないことと、先述したように公益企業の取締役会が縮小していることをあわせて考えると、取締役会における社外取締役のプレゼンスは時系列的に増している傾向にあるといえる。事実、社外取締役比率(社外取締役数/全取締役数)を見てみると、上昇傾向が見られ、社外取締役のプレゼンスが増大していることがわかる。ただし、東証全上場企業の社外取締役比率と比較すると、公益企業の同比率は小さく、しかも年を経るごとに両者の差が拡大している傾向にある。

2.3 分析の課題

コーポレートガバナンス研究の文脈では、企業統治構造(ガバナンス構造)が企業経営、特に企業経営の効率性やパフォーマンスに重要な影響を与えるとの想定のもと、さまざまな分

¹⁶ 東証上場企業全体の数値に関しては宮島・新田(2006)に記載されているデータを使用した。

¹⁷ 企業規模を考慮した取締役会規模は、「取締役人数/総資産対数値」と定義した。

¹⁸ 本稿の所外取締役のデータは東洋経済『役員四季報』各年版より作成した。ただし社外取締役の定義は2002年から商法上定義されたものであるため、それ以前の年度について社外取締役のデータを作成するためには、役員四季報に記載されている前職と兼任状況から社外取締役を判断し、作成しなければならない。本稿では現在の商法上の社外取締役の定義

に合わせる形で商法改正以前のデータを修正している。

¹⁹ この数値は社外取締役が0人である企業をも含めた平均である。社外取締役が存在する企業のみを対象にした社外取締役の平均人数を計算すると、その人数は2人程度となる。

表3 公益企業の社外取締役

	社外取締役選 任企業数	公益企業数	社外取締役平 均選任数(全サ ンプル)(人)	社外取締役比 率(全サンプ ル)(%)	(参考)東証全 上場企業の社 外取締役平均	(参考)東証全 上場企業の社 外取締役比率
1998	26	44	1.28	7.2	1.8	12
1999	26	44	1.28	7.2	1.7	13
2000	28	44	1.29	9.2	1.7	13
2001	30	44	1.30	9.1	1.7	14
2002	30	43	1.30	9.8	1.6	15
2003	26	43	1.31	7.8	1.7	17
2004	25	43	1.31	8.8	1.7	17
2005	27	38	1.31	10.6	NA	NA

注1 対象企業の合併等の理由により、企業数は44社から減少している。

注2 東証全上場企業の社外取締役関係のデータは宮島・新田(2006)から得た。

注3 社外取締役比率は社外取締役人数/全取締役人数と定義している。

析・研究が行われてきた²⁰。ただし、その対象は非公益の一般事業法人のガバナンスのみであり、一国経済全体に影響を及ぼしうる公益企業のガバナンスはその重要性にもかかわらず、分析対象とされてこなかった。これは、公益企業は私企業ではあるものの、料金規制等を受ける規制産業に属していたからだと考えられる。規制のために非公益の一般事業法人の分析においてこれまで用いられてきた分析フレームをそのまま公益企業の分析に用いることは適切ではなかったためである²¹。しかしながら、本稿の冒頭で述べたように、近年、公益企業にも競争の導入を企図した法制度改革や規制緩和が進展しており、非公益の一般事業法人との差異は少なくなっている²²。そのため既存の分析手法やフレームワークを援用して、公益企業を分析することは可能になってきたと言えるであろう。

そこで、本稿ではこれまで十分におこなわれ

てこなかった公益企業のガバナンス構造が経営効率性に与える影響を分析することを課題とする。本稿ではガバナンス構造として外国人および安定株主による株式所有比率と取締役会規模・社外取締役比率という取締役会の構成を取り上げ、それら与える経営効率性への影響に焦点を当てる。

次節では、ガバナンス構造が経営効率性に与える影響について、これまでにコーポレートガバナンス研究でおこなわれてきた非公益企業を対象とした先行研究をまじえて検討する。

3. 分析の視点

本節では分析の視点を提示する。本稿が分析の対象とする外国人投資家や安定株主による株式所有や取締役会の構成といったガバナンス構造は、多くの先行研究において経営の効率性に影響を与える可能性が指摘されてきた。以下ではそうした先行研究の成果を踏まえた上で、公益企業におけるガバナンス特性の効果を明らかにするための分析モデルを提示する。

3.1 所有構造：外国人株主

コーポレートガバナンスはエージェンシー問題をいかに解決するかについての議論であると言える。エージェンシー問題とは、株主とその代理人としての経営者の利害が一致せず、また

²⁰ Cho(1998)では、企業のガバナンス構造を外生変数として取り扱わず、ガバナンス構造と企業パフォーマンスをともに内生変数であると想定して分析をおこない、ガバナンス構造がパフォーマンスを決定するのではなく、パフォーマンスがガバナンス構造を決定するという結果が得られている。しかしながらこのようなガバナンス構造とパフォーマンス間の因果関係を明らかにする研究は未だ多くはなく、定まった見解は存在していない。今後更なる研究の蓄積が望まれる。

²¹ 例えば非公益企業を対象とした研究には、収益性指標をパフォーマンスとして扱うものがあるが、そうした分析フレームでは総括原価方式の料金規制下の公益企業を扱うことはできない。また、公益企業の経営方針が国の意向を反映したものになりがちだったため、一般の株主によるガバナンスが効きにくいという状況も、ガバナンス研究を行う上で問題となっていた。

²² 例としては公益企業と非公益一般事業法人との差異を顕著なものとしていた総括原価方式の料金規制は、ヤードスティック制の導入・強化によって緩和されていることが挙げられる。

株主が情報の非対称性のために経営者を適切にモニタリングすることができず、その結果経営者が私的便益を最大化し、株主の利益を侵害するという問題のことである。この問題を解決するためには適切に経営者をモニターし規律を与える存在が必要となる。この経営者をモニターし規律を与える存在として近年のわが国のコーポレートガバナンスの研究上注目されるようになったのは、外国人株主である。外国人株主は主にCalPERS²³のような海外の機関投資家と事業法人による株式所有²⁴から構成されていると考えられる。

機関投資家には受託者責任があり、株主権を行使して経営者に経営改善をおこなうよう発言すべき存在であるとされ、近年わが国の機関投資家にもそのような考えが浸透してきている²⁵。機関投資家は一般に専門の調査部門を保持しており、高いモニタリング能力を持つので、機関投資家の存在は経営者に適切な経営をおこなわせる規律として機能すると考えることができる。こうした機関投資家による経営効率維持・改善効果を実証している分析としてはMcConnell and Servaes(1990) や Nickell, Nicolitsas and Dryden(1997) が挙げられる。McConnell and Servaes(1990) では米国企業を対象として、企業価値を表すトービンの q を被説明変数に、機関投資家や経営者の株式所有比率を説明変数とする回帰分析をおこない、トービンの q に対して機関投資家の株式所有が有意に正の関係を持つことを実証している。一方、Nickell, Nicolitsas and Dryden(1997)では英国企業を対象として、被説明変数に売上高成長率（生産性）、説明変数に市場競争の程度、資本構成、株式所有構造という企業の生産性に影響を与えうる変数を用いた回帰分析により、生産性と機関投資家（機関投資家が首位株主であった場合を1とするダ

ミー変数として表現されている）による株式所有との間には有意に正の関係があることを実証している。

外国人投資家を構成するもう一方の海外事業法人についてはどうであろうか。ここで事業法人といっても海外とわが国の事業法人ではその性質がかなり異なることに注意すべきである。これまでわが国の事業法人の多くは相互に株式を持ち合い、お互いの企業に対して株主権を行使せず経営に介入しない安定株主であったといわれてきた（橋本・長谷川・宮島1998）。このような株式持ち合いはわが国特有のものであり（Tirole 2005）、株式を所有した上で、モニターや経営介入をしないという状況は海外、特に欧米諸国では想定されていないであろう。また、特に米国では企業の経営者市場が実質的に存在しており、能力の低い経営者は更迭され、その市場から新経営者が選択されることが常態となっているため、そうした慣習を持つ海外事業法人による株式所有の増大はわが国の企業経営者にとっては経営効率改善のプレッシャーとなるのは間違いないであろう。

いずれにせよ、機関投資家、事業法人のどちらであっても外国人投資家の存在はわが国の企業経営者にとって経営効率を向上・維持させるための規律となると考えられる。わが国企業を対象にした分析でも多くの研究が外国人株主の存在による経営効率改善の効果が存在すると報告している。米澤・宮崎（1996）では外国人による株式所有と *TFP*（*Total Factor Productivity*：全要素生産性）との間には有意に正の関係があることを実証し、外国人株主によってもたらされる規律は経営効率上有効であることを示した。同様に、堀内・花崎（2000）や新田（2000）でも外国人による株式所有と *TFP*との間には有意に正の関係があることを実証している。また、企業価値ないしは企業パフォーマンスの代理変数としてトービンの q を用い、それを被説明変数とし、説明変数に外国人株式所有比率を用いている研究としては、佐々

²³ カルフォルニア州公務員退職年金基金（California Public Employees' Retirement System）。

²⁴ 海外非金融事業法人による株式所有の典型例として、ルノーによる日産自動車の株式所有を挙げることができる。

²⁵ 1997年の厚生省（当時）通達による受託者責任ガイドラインを参照。

木・米澤 (2000)、西崎・倉澤 (2003)、岡部・藤井 (2004) が挙げられる。これらの研究ではいずれも外国人株式所有比率とトービンの q との間に正の相関があることを実証し、外国人株主による経営規律効果の存在を主張している。

3.2 所有構造：安定株主

安定株主とはこれまでの標準的理解に従うと、保有する株式の発行企業に対して、極度にその業績が悪化しない限りは経営に介入せず、さらに敵対的買収者に株式を買収しないということに暗黙の同意をしている株主と定義される (シェアード 1995, 橋本・長谷川・宮島 1998, 岡部 2002)。これらの安定株主が企業間で相互の株式を長期的に保有しあう慣行のことを株式持ち合いという。この株式持ち合いはわが国の銀行を中心とする 6 大企業集団において典型的に見られた。また、先に述べたように銀行や生損保による株式保有も上述の定義を満たす存在であるため、安定株主となる。

こうした安定株主の存在が企業経営に与える影響に関しては、これまでに 2 つの対立する見解が主張されてきた。一つは安定株主が敵対的買収の脅威や、配当要求等の株主からの近視眼的圧力を緩和し、経営者に長期的視野に立った経営を可能にさせるという企業経営に対してポジティブな見解である (Odagiri 1992)。

もう一つの見解は、安定株主は特に相互に株式を保有する形である場合、事実上経営に介入しないとされ、そのことが経営者による私的便益の追及を容易にし、結果として企業が非効率に陥ってしまうというネガティブなものである (Weinstein and Yafeh 1998)。

安定株主や株式持ち合いが企業経営に与える影響を分析する実証分析はいくつか存在するが、データの制約から正確な安定株主を特定することが困難であるため、これまでの多くの実証分析では簡易な方法で作成した安定株主を変数として用いてきた。例えば Lichtenberg and

Pushner(1994)²⁶では有価証券報告書に記載されている保有主体別株式保有比率の中の非金融事業法人の株式所有比率を株式持ち合い分と定義しており、西崎・倉澤(2003)でも同様に非金融事業法人の株式所有比率を株式持ち合い分として扱っている。宮島・原村・江南 (2003) では有価証券報告書記載の金融機関と非金融事業法人の株式所有比率を合計したものを安定株主比率としている。これに対して宮島・新田・齊藤・尾身 (2004) ではニッセイ基礎研究所が保有する株式持ち合い状況データを用い、大株主名簿や有価証券保有明細表を利用して、2 社間で相互に株式を保有していることが確認できる持ち合い分に、銀行、生保、損保が一方的に保有している片持ち分を加えた可能な限り正確な安定株主比率を作成している。また、株式持ち合いや安定株主が企業パフォーマンスに与える影響を分析したこれらの実証研究のいずれもが、両者の間には有意に負の関係があると報告している²⁷。

3.3 取締役人数の削減

取締役会は企業の最高意思決定機関であり、そこでの意思決定が企業全体の効率性を規定すると考えられる。企業が経営不振から脱却できないのは、その最高の意思決定機関である取締役会が適切に機能せず、質の高い戦略的意思決定ができないからであり、そのような状況の改善のためには取締役会の改革が必要であるとの認識は広く受け入れられている。その対応とし

²⁶ ただし彼らの分析の対象期間は 1976 年から 1989 年という安定成長期とバブル期を含む期間であり、本稿を含む上記で挙げているその他の分析の対象期間 (主にバブル経済崩壊後) とは異なっている。そのためその他の分析結果と必ずしも同列には比較できない可能性がある。

²⁷ Kang and Shivdasani(1997)では 1986 年から 1990 年というバブル期の日本企業 92 社を対象に、企業のリスストラクチャリングとメインバンク・企業グループといったガバナンス構造との関係を分析している。彼らはメインバンクを除く大株主 (これは株式持ち合い比率とも考えることができる) の株式所有比率の増加が経営状況悪化時の資産のリスストラクチャリングの確率を引き上げることを実証している。この結果は安定株主の存在が企業パフォーマンスの維持には重要であるということを意味しており、安定株主が企業パフォーマンスに負の影響を及ぼすとするバブル期以後の分析結果と異なっている。

て、わが国の企業は取締役数の削減、社外取締役・執行役員制の導入という改革に取り組んでいる。これは、従来わが国の企業の実績として指摘されていた大規模な取締役会や、取締役会の業務執行機能と監督機能の同時保有や内部昇進者主体の取締役会への改革といってもよい。以下ではこれらの改革のうち取締役数削減と社外取締役導入を本稿の分析対象とする²⁸。

これらの改革を正当化するロジックとしてはどのようなことが考えられているのであろうか。まず取締役数の削減に関しては、過大な取締役会が戦略的な意思決定する際の実質的な議論を阻害しているのではないかという考え方がある（三輪 1998）。また、わが国の人事慣行では部門の代表者として取締役が選出されるため、その取締役が全社的な利益ではなく、出身部門の利益を重視する傾向があるとされる。そのため取締役数の削減が部分最適の議論を緩和させ、全社的な利益に沿った質の高い戦略的意思決定に結実するとも考えられる（延岡・田中 2005）。

このように取締役数の削減は質の高い戦略的意思決定を可能にし、効率的経営に資するものであると考えられる。実証研究においても、わが国の企業の実績と取締役会規模と経営効率性を分析した鈴木・胥（2000）が、取締役会規模の増大が *ROA* の低下をもたらすと報告している。また、宮島・新田・齊藤・尾身（2004）では、戦略的意思決定能力が相対的に重要ではなかったバブル期（1987年-1991年）には、取締役会の規模と *TFP* との間に有意な関係を確認できなかったが、不確実性が高まり戦略的意思決定能力が重要となったと考えられるバブル崩壊後には、大規模取締役会と *TFP* との間に有意に負の関係が存在することを確認している²⁹。宮島・新田（2006）においても、取締役会規模が *ROA* の増加分で計った企業パフォーマンスに対して

有意に負となることを示し、取締役会規模縮小が経営効率に資すると主張している。

以上では取締役数削減が効率的経営を促進するという仮説と実証結果を示したが、逆に取締役数削減が経営効率をむしろ引き下げてしまう可能性も考えられる。例えばわが国においては、取締役のポストは従業員の昇進競争のゴールとしての性格が強いため、その拡大は昇進確率の上昇に繋がり、結果的に従業員の努力水準を高めるインセンティブを与えるであろう。しかしながら、取締役のポストがゴールという性格のゆえに、取締役になった者は努力するインセンティブを失い、さらには私利私欲を追求するなどモラルハザードを起こす可能性も否定はできない。

多くのわが国の企業は取締役数の削減に取り組んでいるが、以上見てきたようにそのことが直ちに経営効率の改善に結びつくかは明らかではないのである³⁰。

3.4 社外取締役

社外取締役に関しては、どのようなことが改革を正当化するロジックとして考えられるであろうか。社外取締役に期待される機能は、一般には経営が適切におこなわれているかのチェック機能と経営陣へのアドバイス機能であるとされる。またその属性は経営者とは利害関係がない独立した有識者や経営者であることが想定されている。従来、わが国の企業の実績は内部昇進者が主体であり、その身内意識から経営の批判を行いがたく、また代表取締役が取締役の任免権を保持しているケースが多いことから、任命された取締役が代表取締役に対するチェック機能を果たしがたいという欠点が指摘されて

²⁸ 執行役員制導入に関しては、その導入次期、取締役との兼職状況等の特定が困難であったため、本稿では扱わない。執行役員制導入に関する分析は今後の課題としたい。

²⁹ 米国企業を対象とした Yermack(1996)でもトービンの *q* と取締役の人数が負に相関することを実証し、取締役会規模縮小が経営効率性に貢献することを示した。

³⁰ 本稿では取締役会改革の代理変数として取締役会規模について取り上げているが、取締役会改革についてのもう一つの重要な論点は役員報酬を上げることができる。本来なら役員報酬も分析対象にするべきであるが、わが国では役員報酬や役員賞与が人件費に含まれてしまうことが多々あり、データの正確な役員報酬を補足することが難しいという根本的な問題が存在するため、本稿での取り扱いを断念した。

いた。このような状況において、経営者と利害関係がない社外取締役の導入は経営のチェック・監督機能を活性化させ、戦略的意思決定能力を向上させ、効率的経営に資すると考えられる。

他方、よく指摘されることではあるが、社外取締役は社内の取締役比として企業の情報を十分に収集・分析できないため、このような社外取締役の増加が取締役会の戦略的意思決定能力を低下させるということも考えられる。

このように経営の効率性に対する社外取締役導入の効果に関しても、取締役数削減の議論と同様、明確ではないのである³¹。実際、海外の企業を対象にした実証分析においても、社外取締役導入の効果は明確ではない。Weisbach (1988)では米国企業 367 社を対象とした分析において社外取締役比率が 60%以上の取締役会では、それが 40%以下の時より企業パフォーマンス悪化時の経営トップの交代が発生しやすい傾向があることを示し、社外取締役による経営チェック機能が存在しているとする実証結果がある一方、Bhagat and Black(1999)では米国企業 928 社を対象とした分析において、社外取締役が取締役会の半数を占める企業とそうでない企業との間にパフォーマンス上の有意な差は存在しないとの結果を報告しており、社外取締役の有効性に関して疑問を投げかける実証研究も存在している。わが国を対象とした実証分析でも、海外の分析と同様の傾向にある。例えば、同様に、東証全上場企業（除く電力・ガス・金融業所属企業）を対象とした宮島・新田・齊藤・尾身（2004）では、1992 年から 2000 年までの期間では社外取締役比率は *TFP* で計った企業

パフォーマンスに対して有意な関係を持たないとする実証結果が得ており、わが国企業の社外取締役の導入効果は限定的であることを示している。その一方で東証全上場企業を対象とした宮島・新田（2006）では、1998 年から 2004 年の期間において社外取締役比率が *ROA* の増加分で計った企業パフォーマンスに対して有意に正であることを示している。このようにわが国の社外取締役の効果は学術上、明確ではないのである³²。

3.5 分析モデルと変数・データ

以上では企業のガバナンス諸特性とそれらが企業の経営効率に影響を与えうる経路についての可能性と、その関係を実証した分析を俯瞰した。要約すると、ガバナンス特性のうち所有構造については、外国人株主が企業経営に対して規律として機能するため企業パフォーマンスにとって正の影響を持ち、逆に持ち合いや安定株主の存在はバブル崩壊後、企業パフォーマンスに対して負の影響を持つということが実証分析上、一致した結果となっている³³。他方、取締役会改革における取締役会規模縮小や社外取締役選任が経営効率性とのような関係があるかについては理論実証の両面において、必ずしも

³¹ このような不明確さを Tirole (2005) では、バランスをとることの困難さとして述べている。そのバランスとは、一つは社外取締役が経営者に対してチームメイトとして協力することと、レフリーとして介入することのバランスである。もう一つは専門知識と経営チェックのための独立性のバランスである。これは社外取締役が経営チェックをおこなう際には、在籍する企業に固有の専門知識が必要であるが、そうした知識を持つ社外取締役はその企業と利害関係を持つ可能性が高く、独立性が必ずしも保証されず、逆に独立性を重視すると、固有の専門知識を持つことが必ずしも保証されないということから生じるバランス問題である。

³² ここでは分析の対象期間がバブル崩壊後という本稿と同様の対象期間を持つ分析のみを挙げた。しかしながら、社外取締役の効果が不明確なのはバブル崩壊後に関してだけではない。バブル期を対象とした実証分析を見ても、社外取締役の効果はバブル崩壊後の分析と同様に不明確である。企業パフォーマンスが経営者の更迭確率に与える影響を分析した Kang and Shivdasani(1995)では、1985 年から 1990 年までの日本企業 270 社を対象とした分析において、強いメインバンク関係は企業収益悪化時に経営者交代を生じさせる可能性が高く、その後の業績改善に繋がるものの、社外取締役の存在は企業収益等の企業パフォーマンスが悪化したとしても経営者の更迭に対しては影響を持たず、社外取締役には経営チェック機能がないことを示している。それとは逆に、1980 年から 1988 年の日本企業 119 社を対象に、企業パフォーマンスが経営者更迭に与えた影響を分析した Kaplan and Minton (1994) では、企業パフォーマンスの低下時にメインバンクや株式持ち合いに基づく企業集団からの取締役派遣の確率が上昇し、現職の経営トップ更迭の確率も上昇するという社外取締役の企業経営に対する規律付け効果の存在を示している。

³³ ただし Nakatani(1984)では安定株主の存在（企業集団）が企業パフォーマンスにとっては悪化要因であるものの、その収益性を安定的にするという実証分析の結果から、安定株主にはリスクシェアリングという機能的にポジティブな側面があることを主張している。

明らかではない。ここで、企業が即座に取り組める取締役会改革の効果が明らかではないことは、取締役会改革の難しさを表しているといえよう。

本稿では公益企業におけるガバナンス特性と経営効率性との関係を明らかにするために、公益企業のうち、電力・ガス・鉄道業に所属する公益企業 44 社（電力 10 社・都市ガス 10 社・旅客鉄道 24 社）を対象とした分析をおこなう。分析対象とする期間は 1998 年から 2005 年までとした。分析期間をこの時期とした理由は、期間は短いものの先に図で示したように当該時期の公益企業のガバナンス構造はそれまであまり変化がなかった状態から一変して急激に変容し、ガバナンス特性と企業パフォーマンスの関係を捉えるのに適切であると判断したからである。

公益企業のガバナンス特性と企業の経営効率性に与える影響を推定するための具体的な分析モデルは以下のとおりである。

$$Performance_t = f(GOV_{t-1}, SIZE_{t-1}, DAR_{t-1}, YEAR, IND)$$

推定手法としては OLS³⁴を採用する。本稿では企業の効率性を表す被説明変数 *Performance* には *ROA*（総資産営業利益率：営業利益/総資産）を用いた。この指標は収益性の指標であるが、総資産の有効利用度を示す変数でもあるので、本稿では経営効率指標として使用する。また、近年公益企業では他の非公益企業と同様に、その IR 資料の中で達成すべき中期経営目標の一つとして *ROA* を設定していることが多く³⁵、このことから公益企業の *ROA* をパフォーマンス指標³⁶として用いることは妥当であると考えられる。

³⁴ 結果は記載していないが、本稿では OLS 以外にも固定効果モデルを使った分析もおこなった。固定効果モデルで推定した係数の符号は OLS での推定結果と同じであったが、一部の係数に関しては OLS を用いた推定結果よりも係数の有意性が若干低かった。

³⁵ 例えば JR 東日本では経営目標数値として連結 *ROA* を 6%、九州電力では中期経営方針として連結・単体ともに *ROA* を 3%、東京ガスでは中期経営計画において *ROA* を 5.5% とそれぞれ設定しており、その達成が経営上、重要視されている。

³⁶ 先行研究上、パフォーマンスとしてよく用いられている変数には、本稿で用いられている *ROA* 以外にトービンの *q* や *TFP* を挙げることができる。

説明変数³⁷としては以下の変数を用いている。*SIZE* は総資産の自然対数値である。この変数は規模の経済性をコントロールするために導入している。*YEAR* は年次ダミー変数、*IND* は業種ダミー変数である。これらの変数は経営効率性に影響を与えうるガバナンス効果以外の要因をコントロールするために推計式に導入している。*DAR* は総負債/総資産であらわされる総負債比率であり、負債が経営効率に与える影響をコントロールするために導入している。負債は経営効率に対して正負両方の効果を持ちうる。経営効率に対する正の効果としては負債による経営規律付け効果を挙げることができる。負債が持つ規律付け効果としては、債務不履行時の経営権移転を経営者が恐れ、経営者が自律的に効率的経営をおこなう効果、債務不履行時の債権者による資産・従業員のリストラクチャリングという企業再組織化による経営効率改善効果、負債の返済によるフリーキャッシュフロー削減による過剰投資抑制効果が挙げられる。経営効率に対する負の効果としてはデットオーバーハングと呼ばれる状況を挙げることができる。デットオーバーハングとは既存の過剰な債務が新規の資金調達を困難にし、新規の有望な投資計画が実現しなくなるという状況のことである。

GOV は本稿で着目する各企業のガバナンス特性を示す変数である。このガバナンス変数には *FOR*、*STABLE*、*Bsize*、*LBORD*、*IDR* が含まれる。ガバナンス変数の具体的な内容は以下の通りである³⁸。

³⁷ 説明変数は被説明変数より 1 期前の数値を用いている。これは本稿の分析ではガバナンス構造が企業パフォーマンスを規定するという因果関係を想定しているためである。

³⁸ 本来ならば企業パフォーマンスに影響を与える重要な要因として、規制緩和とそれによってもたらされる競争の水準が考えられるが、そうした状況を表す代理変数の作成が困難であったため、本稿では導入を断念した。しかしながら、規制緩和とそれによってもたらされる競争水準の時間的変化については年次ダミー変数によって、業種間での競争程度の差異については業種ダミー変数によってそれぞれ表されていると考えられる。また、公益企業の特徴として挙げられる監督官庁によるモニタリングやインセンティブ規制も企業パフォーマンスに対して影響を及ぼしうるが、これらを表す代理変数についてもその作成が困難であったため本稿では導入を断念した。こうした競争の程度や監督官庁と企業パフォーマンスとの関係の分析については今後の研究課題としたい。

表 4 記述統計量 (1998 年-2005 年)

	平均	標準偏差	最小値	最大値	中央値	第1四分位	第3四分位	IQレンジ
<i>ROA</i>	3.67	1.71	-6.12	9.00	3.65	2.49	4.88	2.39
<i>FOR</i>	4.35	5.35	0.00	32.36	2.60	0.59	6.13	5.54
<i>STABLE</i>	51.52	14.64	22.34	87.89	50.07	40.89	60.55	19.67
<i>BSIZE</i>	0.85	0.27	0.34	1.55	0.81	0.67	1.00	0.33
<i>LBOARD</i>	2.79	0.38	1.79	3.56	2.83	2.48	3.04	0.56
<i>IDR</i>	0.09	0.10	0.00	0.50	0.06	0.00	0.13	0.13
<i>SIZE</i>	20.16	1.66	16.47	23.38	20.36	18.69	21.15	2.46
<i>DAR</i>	0.78	0.12	0.31	1.00	0.80	0.75	0.85	0.10

表 5 相関行列

	<i>ROA</i>	<i>FOR</i>	<i>STABLE</i>	<i>BSIZE</i>	<i>LBOARD</i>	<i>IDR</i>	<i>SIZE</i>	<i>DAR</i>
<i>ROA</i>	1							
<i>FOR</i>	0.46	1						
<i>STABLE</i>	0.06	-0.22	1					
<i>BSIZE</i>	0.27	0.25	-0.06	1				
<i>LBOARD</i>	0.30	0.27	-0.16	0.97	1			
<i>IDR</i>	-0.11	0.03	0.04	-0.36	-0.40	1		
<i>SIZE</i>	0.45	0.50	-0.31	0.66	0.77	-0.31	1	
<i>DAR</i>	-0.41	-0.04	-0.09	0.24	0.31	-0.15	0.39	1

<i>ROA</i>	総資産営業利益率(%)
<i>FOR</i>	外国人株式所有比率(%)
<i>STABLE</i>	金融機関+事業法人-投資信託銀行等の機関投資家(%)
<i>BSIZE</i>	取締役数/総資産対数値
<i>LBOARD</i>	取締役数対数値
<i>IDR</i>	社外取締役数/取締役総数
<i>SIZE</i>	総資産対数値
<i>DAR</i>	総負債/総資産

FOR は外国人投資家の所有比率を表す変数である。ここでは各社の有価証券報告書に記載されている外国人による株式所有比率の数値を用いている。*STABLE* は所有者別株式状況に記載されている金融機関及び事業法人による株式所有比率を合計したものから投資信託などの機関投資家による株式所有比率を引いたものとした³⁹。*BSIZE* と *LBOARD* はともに取締役の規模を表す変数である。*BSIZE* は取締役人数/総資産対数値で定義され、*LBOARD* は取締役数の対数値と定義される。2 種類の同様の変数を使用するのは、先行研究において取締役の規模を表す変数として両者が用いられるからであり、先行研究との比較上都合が良いためである。*IDR* は社外取締役にに関する変数であり、社外取締役の取締役全体に対する比率である。なお、本稿の推定に用いられる取締役にに関するデータは全て役員四季報に拠っている。

本稿ではこれらのガバナンス特性を表す変数 *GOV* についての推定結果に着目する。推定された *GOV* 諸変数の値によって、経営効率性に対してどのような影響を与えているかを判断する。

本稿で用いる諸変数の記述統計量と相関行列は表 4 と表 5 にそれぞれ記述されている。

4. 実証分析

本節では前節で解説した分析モデルを用いた推定結果を提示し、それらを解釈する。推定結果は表 6 に要約されている。

まず、ガバナンス変数のうち所有構造について見てみよう。表 6 によると外国人投資家による所有比率である *FOR* の推定結果は *ROA* に対しては、モデル 1、2 の両方において 1%水準で有意に正という結果が得られている。この推定結果は外国人株式所有比 *FOR* の 1 標準偏差 (5.35) の上昇が *ROA* を約 0.28%引き上げる

³⁹ 実際に正確な安定株主を特定することは非常に困難なため、このような簡便な方法を用いた。このような特定化は宮島・原村・江南 (2003) でもおこなわれている。

表 6 推定結果

被説明変数: <i>ROA</i>			モデル1		モデル2	
変数名	係数	t値		係数	t値	
<i>FOR</i>	0.05	(3.37)	***	0.05	(3.18)	***
<i>STABLE</i>	0.03	(6.81)	***	0.03	(6.57)	***
<i>BSIZE</i>	-0.84	(-2.37)	**			
<i>LBOARD</i>				-0.56	(-1.84)	*
<i>IDR</i>	0.40	(0.56)		0.39	(0.54)	
<i>SIZE</i>	0.74	(9.67)	***	0.74	(8.50)	***
<i>DAR</i>	-8.87	(-12.64)	***	-8.81	(-12.53)	***
切片項	-5.59	(-4.07)	***	-4.80	(-3.75)	***
業種ダミー	yes			yes		
年次ダミー	yes			yes		
<i>Adj-Rs</i>	0.63			0.64		
データ数	296			296		

<i>ROA</i>	総資産営業利益率(%)
<i>FOR</i>	外国人株式所有比率(%)
<i>STABLE</i>	金融機関+事業法人+投資信託銀行等の機関投資家(%)
<i>BSIZE</i>	取締役数/総資産対数値
<i>LBOARD</i>	取締役数対数値
<i>IDR</i>	社外取締役数/取締役総数
<i>SIZE</i>	総資産対数値
<i>DAR</i>	総負債/総資産
<i>Adj-Rs</i>	自由度調整済み決定係数

注 1 ***、**、*はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%であることを表す。

ことを示しているが(モデル 1)、この数値はこの時期の *ROA* の平均値(3.67%)の約 8%にあたり、その影響は決して小さくはない。これらのことは外国人株主の存在が *ROA* で計った企業の効率性を引き上げていると言うことを意味しており、外国人株主による経営の規律効果が存在している可能性を示唆している。また、先に述べたように、わが国の非公益企業を対象とした先行研究においても、外国人株主の存在が企業の効率性を引き上げているという結果が得られており、本稿の結果とを合わせて考えると、公益・非公益に関わらず外国人株主による経営陣への規律効果は存在すると言える。

次に安定株主の推定結果を見てみよう。*STABLE* の推定結果は *FOR* の推定結果と同様、モデル 1、2 の両方において 1%水準で有意に正であった。これは安定株主の存在が *ROA* の上昇に貢献していることを示しており、安定株主による経営権安定・長期的視野の確保が公益企業にとって有効であることを意味する。この結果の興味深い点は、安定株主の存在が企業パフォーマンスに対して負の関係にあるとする、こ

れまでの非公益企業を対象とした先行研究の結果と正反対であるという点である。なぜこのような正反対の結果が得られているのかに対する解釈としては、公益企業の設備投資は非公益企業よりも相対的に大規模かつ長期的になりがちなため、その達成のためには経営権の安定と連続性がより重要であることを反映している可能性が挙げられる。また、*ROA* に与える効果を見ても *STABLE* の 1 標準偏差(約 15)が *ROA* を約 0.47%引き上げること示しており、これは *ROA* 平均値の約 13%にあたる。先ほどの *FOR* の効果と比較すると、*STABLE* の効果のほうが大きいことになる。

取締役会改革の諸変数についての結果は以下の通りである。まず、取締役会規模についてであるが *BSIZE*、*LBOARD* の両変数ともに有意に負という結果が得られた(モデル 1 で 5%、モデル 2 で 10%の有意水準)。このことは取締役会の規模が増大すると *ROA* を引き下げるということを意味している⁴⁰。つまり、逆に考え

⁴⁰ 例えば変数 *BSIZE* について言えば、1 標準偏差(0.27)の増大が、*ROA* を 0.22%低下することを示している。これは *ROA* 平均値の約 6%にあたる。

ると取締役会の規模を縮小させることが *ROA* で計った経営効率の改善にとって望ましいということになる。以上のことは、公益企業の実取締役会規模縮小には、質の高い戦略的意思決定による経営効率改善効果が存在し、その効果が昇進ポストの減少による従業員インセンティブの低下というコストを上回っている可能性を示唆している。この結果は鈴木・胥 (2000) や宮島・新田 (2006) の、取締役会規模縮小が効率的経営に繋がるとする結果と整合的であり、非公益企業だけでなく公益企業にとっても取締役会規模縮小という取締役会改革は効果があると言える。

次に取締役会改革のうち、社外取締役の選任比率である *IDR* の推定結果については、本稿では有意な結果は得られなかった。この結果は社外取締役の選任は必ずしも経営効率改善には有効ではないということを示している。ここで、本稿と同様の期間を分析対象にしている宮島・新田 (2006) では、社外取締役が経営効率に対して有意に正という本稿と異なる結果が得られていることは興味深い。このような違いがなぜ発生しているのかを解釈するのは難しいが、ひとつ考えられる可能性としては、社外取締役にはその影響力を行使できるような規模の閾値が存在しているという可能性であろう。内部者が多くを占めるわが国企業の実取締役会においては、社外取締役はあくまで部外者であり、その人数が少数であれば彼らが経営に関与することは難しくなるであろう。そうだとすると、社外取締役が経営に関与するためには、取締役会において一定以上の比率が必要ということになるが、先述のように公益企業の社外取締役比率の水準は東証全上場企業の水準と比べ総じて低く、社外取締役が本来の機能を発揮するには難しい状況にあるといえる。本稿の有意でない推定結果は、公益企業のそうした状況を反映しているのかもしれない。

5. おわりに

本稿では規制緩和が進展し、競争が導入されつつある公益企業のガバナンス構造の推移を概観するとともに、公益企業のガバナンス構造が経営効率に対して与えた影響についての分析をおこなった。本稿で得られた結論は以下の通りである。

ガバナンス構造のうち、株式所有構造に関しては、わが国の公益企業のガバナンス構造は非公益企業のそれと比較して、いくつかの特徴があることが明らかとなった。その特徴とは①近年わが国の公益企業における外国人による株式所有比率は増加傾向にあるものの、その所有水準は全上場企業の水準よりもはるかに低いこと、②銀行による公益企業の株式所有比率は全上場企業の傾向と同様に低下傾向にあったが、低下の開始時期は公益企業のほうが若干遅く、公益企業において安定株主的傾向がより長い間続いていたこと、③生損保の株式所有比率に関しては、2000 年以降は公益企業と全上場企業との差は縮小しつつあるということ、の 3 点である。

また、ガバナンス構造のうち、取締役会の構成に関しては、①公益企業の平均取締役数のほうが東証全上場企業のそれより人数的には多いが、企業規模を考慮すると公益企業の実取締役数は東証全上場企業のそれと比べ少ないこと、②公益企業の実取締役会規模は東証全上場企業の傾向と同様に近年縮小傾向にあるということ、③公益企業の社外取締役比率は東証全上場企業のそれと同様に、時系列的に増加傾向にあるが、その水準は公益企業のほうが低いこと、の 3 点が公益企業の特徴である。

さらに本稿では上記で明らかにした公益企業のガバナンス構造が経営効率性に与える影響についての分析をおこなった。その結果はガバナンス構造のうち所有構造に関しては、①外国人による株式所有比率と経営効率性との間には、非公益企業を対象にした先行研究の結果と同様、有意な正の相関が存在し、公益企業においても

外国人株主による経営の規律付け効果が存在していることを示しており、一方、②安定株主に関してはそれがもたらす経営権安定の効果が効率的経営に資する可能性を示唆する結果となった。ここで、安定株主が経営効率性に対して有意に正という結果は、非公益企業を対象としたこれまでの先行研究の結果とは正反対であり、この点が公益企業のガバナンス効果の特徴と言えよう。他方、ガバナンス構造のうち、取締役会の構造と経営効率性との関係については、③小規模な取締役会が経営効率性にとってポジティブな影響を与えているものの、④社外取締役の導入は経営効率性には有意な影響を与えていないということが明らかとなった。

最後に今後の課題を述べる。第一の課題は分析対象と期間の拡張についてである。本稿の分析はその対象が公益企業のうち電力・ガス・鉄道業にとどまり、わが国の公益企業全体をカバーしているわけではない。また分析の期間も直近の数年間に限られるため、ガバナンス構造の長期的効果を検出することが十分にできていない可能性も存在している。そのため企業数と期間に関してデータを拡張し、分析することが第一の課題となる。第二には分析モデルについてである。本稿では各企業のガバナンス構造が企業パフォーマンスを決定すると想定しているが、その逆の関係、すなわち企業パフォーマンスがガバナンス構造を決定している可能性は考慮に入れていない。このようなガバナンス構造と企業パフォーマンスとの因果関係をコントロールした上でも本稿の結果と同様のことが言えるかを確認する必要がある。このガバナンスと企業パフォーマンス間の因果関係の問題に取り組むことが第二の課題である。

参考文献

- 岡部光明(2002)『株式持合いと日本型企业システム』慶應義塾大学出版会
- 岡部光明・藤井恵(2004)「日本企業のガバナンス構造と経営効率性」総合政策学ワーキングペーパーシリーズ No.34 慶應義塾大学大学院メディア研究科
- 経済企画庁(1999)「平成11年度年次経済報告」
- 佐々木隆文・米澤康博(2000)「コーポレート・ガバナンスと株主価値」『証券アナリストジャーナル』第38巻第9号 日本証券アナリスト協会 pp.28-46.
- 内閣府(2002)「平成14年度年次経済財政報告」
- 西崎健司・倉澤資成(2003)「株式保有構成と企業価値：コーポレート・ガバナンスに関する一考察」『金融研究』第22巻別冊第1号 日本銀行金融研究所 pp.161-199.
- ニッセイ基礎研究所(2004)「株式持ち合い状況調査 2003年版」
- 新田敬祐(2000)「株式持合と企業経営：株主構成の影響に関する実証分析」『証券アナリスト・ジャーナル』第38巻第2号 証券アナリスト協会 pp.72-93.
- 延岡健太郎・田中一弘(2005)「トップマネジメントの戦略的意思決定能力」伊丹敬之他編『日本の企業システム第2巻 企業とガバナンス』有斐閣
- 橋本寿朗・長谷川信・宮島英昭(1998)『現代日本経済』有斐閣
- 馬場直彦・西崎健司・稲村保成・清水季子(2001)「90年代後半におけるわが国金融構造の変化に関する考察 -リスクマネーの源泉と市場の活性化-」、日本銀行マーケットレビュー 日本銀行金融市場局
- 林裕(1989)「生命保険会社の株式所有と大株主の定義」『熊本商大論集』第35巻第3号
- 堀内昭義・花崎正晴(2000)「メインバンク関係は企業経営の効率化に貢献したか：製造業に関する実証分析」『経済経営研究(日本政策投資銀行設備投資研究所)』Vol.21-1.
- シェアード・ポール(1993)「日本の株式持合いと企業支配」『フィナンシャル・レビュー』28号 大蔵省財政金融研究所
- シェアード・ポール(1995)「株式持合いとコーポレート・ガバナンス」青木昌彦、ロナルド・ドーア編『システムとしての日本企業』NTT出版
- 宮島英昭・黒木文明(2003)「株式持合い解消の計量分析：Mark II」RIETI Discussion Papers Series 03-J-014
- 宮島英昭・新田敬祐(2006)「日本型取締役会の多角的進化：その決定要因とパフォーマンス効果」早稲田大学ファイナンス総合研究所ワーキングペーパー
- 宮島英昭・新田敬祐・齊藤直・尾身祐介(2004)「企業統治と経営効率：企業統治の効果と経路、及び企業特性の影響」『ニッセイ基礎研究所報』33.
- 宮島英昭・原村健二・江南喜成(2003)「戦後日本の株式所有構造：安定株主の形成と解消」『フィナンシャル・レビュー』68号

- 三輪芳郎 (1998) 「取締役会と取締役」 三輪芳郎
他編『会社法の経済学』 東京大学出版会
- 米澤康博・宮崎政治 (1996) 「日本企業のコーポレ
ート・ガバナンスと生産性」 橋本俊詔・筒井義郎編
『日本の資本市場』 日本評論社
- Allen, F. and D. Gale. (2000), “Corporate
Governance and Competition,” Vives, Xavier
(eds.), Corporate Governance: Theoretical and
Empirical Perspectives, Cambridge University
Press, pp.23-94.
- Bhagat, S. and B. Black. (1999), “The Uncertain
Relationship Between Board Composition and
Firm Performance”, Business Lawyer 54, pp
921-963.
- Cho, M.H. (1998), “Ownership structure,
investment, and the corporate value: an
empirical analysis”, Journal of Financial
Economics, 47, pp. 103-121.
- Kang, J.K. and A. Shivdasani. (1995), “Firm
Performance, Corporate Governance, and Top
Executive Turnover in Japan”, Journal of
Financial Economics, 38, pp. 29-58.
- Kang, J.K. and A. Shivdasani. (1997), “Corporate
Restructuring during Performance Declines in
Japan”, Journal of Financial Economics, 46, pp.
29-65
- Kaplan, S.N. and B. A. Minton. (1994),
“Appointments of Outsiders to Japanese Boards
Determinants and Implications for Managers”,
Journal of Financial Economics, 36, pp.
225-258.
- Lichtenberg, F. R. and G. M. Pushner. (1994),
“Ownership Structure and Corporate Performance
in Japan”, Japan and the World Economy, 6, pp.
239-261.
- McConnell, J. J. and H. Servaes. (1990),
“Additional Evidence on Equity Ownership and
Corporate Value”, Journal of Financial Economics,
27, pp. 559-612.
- Nickell, S. J., D. Nicolitsas and N. Dryden. (1997),
“What Makes Firms Perform Well? ”,
European Economic Review, 41, pp.783-796.
- Nakatani, I. (1984) , “The economic role of
financial corporate grouping”, in Masahiko Aoki
ed. , The Economic Analysis of the Japanese
Firm, Amsterdam, North-Holland.
- Odagiri, H. (1992) , “Growth through Competition,
Competition through Growth : Strategic
Management and the Economy in Japan”,
Oxford University Press.
- Tirole, J. (2005) , “The Theory of Corporate

- Finance”, Princeton University Press.
- Weisbach, M. S. (1988), “Outside Directors and
CEO Turnover”, Journal of Financial Economics,
20, pp. 431-460.
- Weinstein, D. and Yafeh, Y. (1998) , “On the costs
of a bank-centered financial system : evidence
from the changing main bank relations in
Japan”, Journal of Finance 53, pp.635-672.
- Yermack, D.(1996), “Higher Market Valuation of
Companies with a small board of Director”
Journal of Financial Economics, 40, pp.185-211.

おみ ゆうすけ

電力中央研究所 社会経済研究所

環境要因を補正した日米電気事業者の効率性比較

Comparison of Adjusted Management Efficiency of Vertically Integrated Electric Power Companies between Japan and the U.S.

キーワード：データ包絡分析法、コスト効率性比較、垂直統合型電気事業者、
データ補正、電気料金

筒井 美樹 刀根 薫

本稿は、データ包絡分析法(DEA)を用いて、垂直統合型電気事業者の効率性計測を試みる。一般的な DEA の効率値は、事業者の外部環境要因の控除がなされておらず、バイアスがかかっている可能性がある。そこで本稿では、このような環境要因の補正を行った効率値の計測を試みるとともに、垂直的構造の考慮、より詳細な非効率情報の提供といった点にも着目した、より実践的なモデルを採用する。これを日米の垂直統合型電気事業者の総合コスト効率性計測に適用し、結果を比較することで、日米の総合コスト非効率、さらには電気料金格差の要因を検証する。その結果、わが国の電気事業者の総合コスト効率性は、米国よりも劣っていることが示された。さらに、総合コスト非効率部分を複数要因に分解し、その主要因について検証すると、生産活動における投入量や生産量に関わるフィジカルな技術効率性や、投入要素の適切な配分に関わる配分効率性が劣っているのではなく、投入要素単価の高さが総合コスト非効率の主たる要因であることがわかった。これは、電気料金の日米格差が割高な投入要素単価要因に起因することを示唆する。しかしその要因の多くは、高い需要密度、高度な電力システムの品質や環境対策等といった、日本の電気事業一般の特質によって説明することができ、個別の事業者に起因するものではないことが示された。これらの外的要因の補正を行った効率値を比較すると、日米電気事業者の総合コスト効率性はほぼ同程度であり、このことから、わが国の電気料金は割高ではあるものの、その大半が電気事業者の外的要因に依存していると指摘できよう。

- | | |
|--------------------------|------------------|
| 1. はじめに | 3. 日米電気事業者の効率性比較 |
| 2. 実践的な効率性分析のための3つのアプローチ | 3.1. データ |
| 2.1. コントロール不能な要素の除外 | 3.2. モデル |
| 2.2. 垂直的構造の考慮 | 4. 日米電気事業の効率性比較 |
| 2.3. より詳細な非効率の原因分析 | 5. 総括 |

1. はじめに

1990年代初頭、英国やノルウェーから始まった電力自由化の流れは、その後欧州諸国、米国に広がり、全世界的な潮流となっている。わが国も例外ではなく、1995年の電気事業法改正以降、段階を踏みつつ着々と自由化が進展している。

これまで多くの国の電気事業は、長期間にわたり規制下におかれ、供給義務が課される一方、供給エリアの需要家に対して独占的に電力供給を行ってきた。しかし、電力自由化の進展にともない、国による制度の差異はあるものの、一

般的には新規の電気事業者が既存事業者の供給エリアに参入可能になり、当該エリアの需要家に電力を供給可能となる。またさらに、既存の電気事業者も他の供給エリアの市場に参入が可能となる。

このような競争環境下においては、市場で生き残るための新たな経営戦略が既存事業者には必須となる。その中でも代表的な戦略の一つが経営効率化であり、自由化の先行する欧米の多くの電気事業者は、実際に様々な効率化施策を試みている。

また、効率性施策が重要視される状況下、事業者が効率化戦略を採用するにあたっては、社

内のどの部分に非効率が生じ、どの程度の改善が必要なのかといった、自らの効率性水準の状況について適切に把握することの重要性も増す。これを適切に把握することで、より効果的な施策を打ち出すことが可能となるであろう。

1990年代以降、電気事業者を対象とした効率性の計測を試みた先行研究は多く散見される (Jamasp and Pollitt (2001)、Qassim *et al.* (2005))。特に、電気事業のある特定の機能、例えば配電部門等に着目した分析が多い¹。一方で、わが国の一般電気事業者のような、発・送・配電といった複数の機能を包含した垂直統合型事業者の経営全体の効率性を対象とした先行研究は限られている²。

垂直統合型電気事業者の経営全体の効率性を計測した研究の一つとして、Tone and Tsutsui (2007a) が挙げられる。ここでは、発・送・配電等の複数の機能を考慮した上で、垂直統合型電気事業者の効率性の日米比較を行っている。1992年～99年のデータを用いたこの研究においては、技術効率性についてはわが国の電気事業者が上回る一方、投入要素単価水準の高さが、わが国電気事業者のコスト高の大きな要因となっていることを示している。このことから、わが国の電気料金が国際的に割高であることの主な要因は、電気事業者の技術的な非効率ではなく、資・機材等の購入単価水準の高さにあると指摘している。

当該研究においては、効率性計測の代表的な手法の一つである、データ包絡分析法 (Data Envelopment Analysis: DEA) が用いられている。DEA は、複数の投入要素から、複数の生産物を得るという活動を行う同種の主体 (Decision Making Unit: DMU) を比較し、それらの効率性を相対評価する手法である。1978年に Charnes *et al.* (1978) によって提案

されたこの手法は、その後多くの効率性分析研究に適用され、さらには内在する短所を克服すべく多くの応用モデルも開発されている。

その短所の一つとして指摘され、実証分析結果の実用性を低くしている問題点として、通常の DEA の計測においては、評価される事業者にとってコントロール不能である環境要因の排除がなされていないという点が挙げられる。すなわち、DEA 効率値にはバイアスがかかっており、事業者の効率性を正しく評価していない可能性を否めず、この点が実用性の乏しさに影響を与えていると言える。

先述の Tone and Tsutsui (2007a) では、このような環境要因の除去が行われていない。そのため日米間に存在するであろう、事業環境の格差が効率値にバイアスを与えている可能性が高い。そこで本稿では、上記の環境要因の排除に加え、さらに Network DEA モデルの適用による垂直的構造の考慮、非効率分解モデルによるより詳細な非効率情報の提供といった、3つの視点から改良されたより実践的なモデルを用い、日米の垂直統合型電気事業者の効率性比較を行う。非効率を複数の要因に分解することで、より詳細に事業者の効率性の現状を把握するとともに、Tone and Tsutsui (2007a) と同様、両国の供給コストの格差、さらには電気料金の格差の主要因について検証を試みる。

本稿の構成は以下の通りである。2章において、より実践的な効率性分析のための3つのアプローチについて、先行研究のレビューとともに概説を行う。3章では、日米電気事業の効率性比較のためのデータと、適用モデルについて示し、4章でその結果について解説を行う。最後に5章で総括を行う。

¹ この中でわが国の電気事業者を扱った例としては、Hattori (2002)、Hattori *et al.* (2005) が挙げられる。これらは配電部門に着目し、わが国の電気事業者と米国、英国の事業者と効率性の比較を行っている。

² 例えば、Goto and Tsutsui (1998)、Delmas and Tokat (2005)などが挙げられる。

2. 実践的な効率性分析のための3つのアプローチ

2.1. コントロール不能な要素の除外

DEA 手法では、事業活動で利用される複数の投入要素と複数の生産物のフィジカルな量を基に、事業者間の相対的効率値を計測する。具体的には、より少ない投入量でより多くの生産量を得られる事業者を技術効率的とし、このような効率的な事業者の集合を効率性フロンティアと定義する。そして、このフロンティアからの乖離度を図ることで、それぞれの事業者の相対的な技術効率値を計測する。図1は投入要素指向型モデルの例であり、基本的なモデルでは、技術効率値は $\frac{ox_o^*}{ox_o}$ で与えられる。フロンティア上の効率的な事業者には効率値1が、またフロンティアから乖離した事業者には1以下の値が付され、乖離度が大きいほど非効率な事業者と評価される。

一般に、DEA をはじめとする主な効率性分析手法は、このフロンティアからの乖離部分を「非効率」と定義している³。しかし実際には、この乖離の中には事業者にとってコントロール不能な、事業環境の格差などが含まれている可能性がある。例えば、需要密集地であれば、少ない設備投入量で多くの電力販売量（生産量）を得ることができよう。一方で過疎地では生産量は少ない一方で、需要家に電力供給するためにある程度の設備投入が必要となる。結果として、投入量と生産量だけで図られる技術効率値は、過疎地の方が低く計測されることが考えられる。しかし、一般に需要密度は事業者にはコントロール不能である。完全に自由化された環境であれば、過疎地から撤退し、需要地で事業を展開するという経済学的な判断もあり得るが、

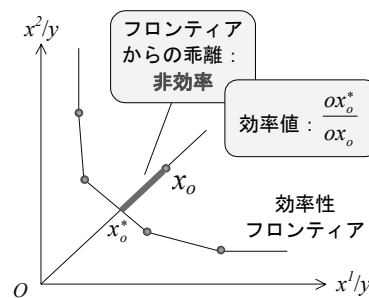


図1: DEA モデルの技術効率性概念図

現実的には電気事業者がその判断を下すことは困難である。

このように、コントロール不能な事業環境の格差が、DEA の効率値に包含されてしまっていることは、改善されなければならない問題点である。このような要素を指標から除外しない限り、実用的な効率性指標と言うことは難しい。そこで本研究では環境要因、及びデータノイズを排除した、真の効率値を得るために、Fried *et al.* (1999) の提案する多段階データ補正手法を採用し、Tsutsui and Tone (2007b) に基づく改良モデルを採用する。

DEA 手法において環境要因を考慮する方法は、すでに多くの先行研究によって提案、応用されている。Fried *et al.* (1999) は、それらを Frontier Separation アプローチ、all-in-one アプローチ、二段階アプローチに分類し、さらに、これらの問題点を改善した、多段階モデルを提案している。このモデルの特徴としては、①Frontier Separation アプローチでは扱えなかった、カテゴリカルデータ以外のデータを複数扱うことができる、②環境要因の影響の有無や方向性について、all-in-one アプローチでは事前に仮定が必要だったのに対し、それを必要としない上に、それらの影響度を検証できる、③二段階モデルでは、環境要因の影響度は検証できるものの、それらを補正した統合的効率値を出すことはできなかった⁴のに対し、最終的

³ DEA と並ぶ代表的な手法としては、確率的フロンティア手法（Stochastic Frontier Analysis: SFA）が挙げられる（Kumbhakar and Lovell (2000)）。

⁴ 回帰分析の残差を効率値のように扱う研究もあるが（McCarty and Yaisawarng (1993)）、実際にはデータの誤差や Omitted Variable 等の影響も含まれるため、効率値としての実用性は低いと考えられる。

に環境要因を補正した純粋な効率値を計測できる、といった点を挙げることができる。

Fried *et al.* (1999) の多段階モデルは、以下の4つのプロセスで構成される。

- 第1段階 : DEA モデルにより各投入要素についてスラック（フロンティアからの乖離）を計測する
- 第2段階 : 各要素のスラックを被説明変数、事業者の環境変数を説明変数として、回帰分析を行う。
- 第3段階 : 第2段階で推定された、環境変数項と誤差項を基に、実際の投入要素データの補正を行う。
- 第4段階 : 第3段階で得られた補正值を投入要素として再度 DEA モデルを計測し、純粋な効率性指標を得る。

この多段階モデルは、Fried *et al.* (2002)、Hahn (2004)、Liu and Tone (2006)、Drake *et al.* (2006)等で採用されており、第2段階における SFA モデルの採用や Bootstrap の適用⁵など、様々なモデルの応用が提案されている。本稿では、Tsutsui and Tone (2007b) に基づく応用モデルを採用する。このモデルの特徴としては、第1・4段階における Connected SBM (CSBM) モデルの採用、第2段階における事業者ダミー付き Tobit モデルの採用、第3段階におけるデータ調整手法の採用が挙げられる。

第1・4段階で用いる CSBM モデルは、DEA 手法の一般的な手法である CCR モデル (Charnes *et al.* (1978)) や、SBM モデル (Tone (2001)) など、既存のモデルにおいて指摘されてきた短所を改善したモデルである (Avkiran *et al.* (2007))。第2段階の事業者ダミー付き Tobit モデルは、効率値を被説明変

数とする回帰分析で最も頻繁に用いられる通常の Tobit モデルの利点と、Fried *et al.* (2002) で用いられた SFA 手法の利点を両者ともに生かすモデルとなっている。さらに、第3段階のデータ補正方法についても、Fried *et al.* (1999, 2002) 等で採用される方法の問題点を改善する調整手法を採用している (Tone and Tsutsui (2007b))。

2.2. 垂直的構造の考慮

1章においても述べたように、電気事業に関する効率性分析は、これまでも多くの研究者によって行われてきた。多くの場合、機能毎に独立した効率性分析となっており (図2:①)、垂直統合型の事業者全体を対象とした分析は非常に限られている。特に、垂直統合型事業者の特定の機能のみを対象とした分析の場合、実際に発電・送電・配電・販売といった機能は密接にリンクしているため、独立に機能別 (部門別) 効率性を計測するだけでは、部門間リンクの影響を考慮できないため、事業者全体の効率性を正確に把握することは出来ない。

一方、垂直統合型電気事業者の経営全体を分析した例もある。しかしこれらにおいても、垂直的構造は考慮に入れられておらず、外部からの投入要素は全て同等に扱われ、そのような構造を持たない事業者と同等の計測方法が用いられている (図2:②)。すなわち図の太線のエリアはブラックボックスであり、その中の構造については考慮されていない。

そこで本研究では、より現実的な効率性計測を目指すために、垂直的統合を考慮した効率性モデルを採用する (図2:③)。これは、図2:②におけるブラックボックスの中身までモデルに組み込んだものと言える。具体的には、Färe and Grosskopf (1996, 2000) が提案した Network DEA を応用し、部門間の結合度を考慮可能な Constrained Network DEA (CNDEA) モデル (Tsutsui and Tone (2007a)) を採用する。

⁵ Xue and Harker (1999) は、DEA の効率値やスラックを被説明変数として回帰分析を行う場合に、これらの変数が独立ではない問題点を指摘している。この問題に対して Harn (2004) では多段階モデルに bootstrap を適用することで対応している。

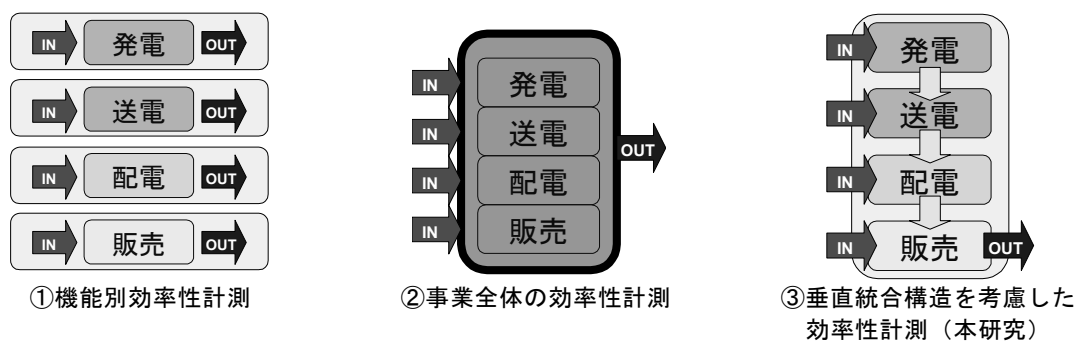


図2：電気事業者の効率性計測対象

Network DEA モデルの特徴は、例えば図2: ③のように、発電部門で生産された電力が、送電部門に投入されるといったように、上流の生産物が下流の中間投入物となる構造を考慮する点である。構築する DEA モデルは1つであるが、その中で発電部門、送電部門といった部門毎に個別の効率性フロンティアが構築される。それぞれの部門のフロンティアは、当該部門において効率性の優れた事業者から構成されており、全体の効率値は、それぞれの部門の効率値を積み上げた形になる⁶。ただし、本稿における計測の主眼は、各部門の局所的効率化ではなく、全ての部門を考慮した上での事業者全体の効率化である。そのため、実際のモデルでは、全体を最適化するための部門毎の効率値が計測され、これらに基づいて全体の効率値が計算されている。

なお、部門毎のフロンティアの関係について、Färe and Grosskopf (1996, 2000) のモデルでは特別な制約は置かれていない。この場合、各部門が完全に独立な関係であれば、特に問題は生じない。しかし、部門間に密接な関係がある場合には不都合が生じる。例えば、事業者 A は他事業者と比較して発電部門だけ極端に優れており、他の部門は劣っているとする。一方事業者 B は送電部門だけ極端に優れており、他の部門は劣っているとする。この場合、発電も送電もバランスよく効率値のよい事業者 C は、

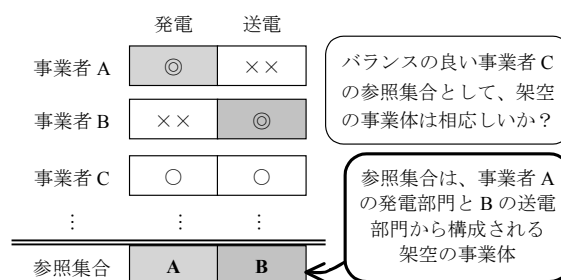


図3 Network DEA の部門毎の参照集合の問題点

発電部門では A に劣り、送電部門では B に劣る。つまり、C が参照するのは、事業者 A の発電部門と、事業者 B の送電部門を持つ架空の事業者となる（図3）。もしも、事業者 A と B が、他部門の効率性を犠牲にして、ある一部門の効率性を高く保っていたとすれば、架空事業者の経営全体の効率性水準は、おそらくどの事業者にも達成できない水準といえるだろう。実際に、このモデルを用いた場合、効率値1が付される効率的な事業者が現れないケースがある。これは、計測対象の事業者が全て架空の事業者を参照していることを意味する。このように、達成できないレベルを参照集合として評価することは、評価対象者の納得性も得られない上に、実用的ではないと考えられる。

そこで本稿では、Tsutsui and Tone (2007a) で提案された Constrained Network DEA (CNDEA) モデルを採用する。このモデルでは、従来のモデルに部門間のつながりに関する制約を与えており、この制約により、上記の例のように部門毎に全く異なる事業者を参照する問題は解消される。

⁶ ただし、SBM モデルをベースとした Network DEA の場合。

2.3. より詳細な非効率の原因分析

一般的に、DEA 効率性指標は複数の要素投入量、生産量の関係から計測される、複数要素を包括した指標といえる。このような包括指標は、事業者の効率性の全体像を把握する上では、非常に有効なものである。しかし、包括的な全体像をつかんだ後は、経営者はより詳細な情報を必要とするであろう。例えば、どこにどのような非効率が内在し、どの程度改善すべきか、といった具体的な情報が提供されてこそ、より実用的な手法と言えるに違いない。そこで本稿では、単に包括的な効率値を示すに留まらず、非効率の原因についてより詳細な情報を示すために、効率値の分解手法を採用する。

従来の分解手法では、総合コスト効率性について、技術効率性、規模効率性、配分効率性への分解が一般的である（Farrell (1957)）。これに加え本稿では、Tone and Tsutsui (2007a) と同様に、投入要素単価の影響についても分析の対象とする。一般に投入要素単価は所与として与えられ、単価水準自体が分析の対象となることは少ない。しかし供給コストは、要素投入の物量と、その単価のレベルの双方の影響を受ける。そこで本稿では、技術効率性によって物量水準のみを検証するのではなく、単価レベルが高いことがコストに与える影響についても、効率性分解の一つの要素、すなわち価格効率性として示す。

なお、ここで価格効率性とは、割高な投入要素単価が全体の供給コストに与える影響度を示す。コストへの影響が大きいほど、即ち投入要素単価が相対的に高いほど低い値をとる指標である。経済学では、完全競争的な市場においては投入要素価格は市場価格で決まり、所与として扱われることが前提となる。しかし、この経済学における前提を考えず、より安価に投入物を調達することができれば、要する供給コストも低く抑えることができる。すなわち価格効率性は、供給コストの削減余地を示しているとも

考えられる。電気事業においては、いまだに資機材などの投入要素について完全に競争的に調達しているとは言えない状況にあり、実際に要素単価の格差も存在していると考えられる。この単価の格差が供給コストにどれほどの影響があるのかは、コスト削減を図る上では重要なこととなるであろう。

経済学的な解釈同様、従来の DEA モデルにおいても、投入要素単価は所与と仮定されており、要素単価が高いことの影響は分析の対象とはなっていない⁷。Tone and Tsutsui (2007a) で提案された価格効率性モデルは、このような単価による影響を計測することが可能である。

本稿では、Tone and Tsutsui (2007a) と同様に、4つの DEA モデルを併用することで、総合コスト効率の非効率の部分を技術、規模、価格、配分非効率に分解する（3章にて詳述）。また、前述の多段階データ補正モデルを併用することで、技術効非効率、価格非効率については、環境要因と純粋な非効率に分解可能となる。その結果、本稿では総合コスト非効率を4つの非効率と2つの環境要因の、合計6つの要因に分解することを試みる⁸。

3. 日米電気事業者の効率性比較

既に指摘したように、日本の電気料金は、国際的に割高であると指摘されている。その要因として、日本の事業者の場合、信頼度の高い（即ち停電の少ない）電力システムの維持に多大なコストがかかっていること、資源希少国であるため割高な輸入燃料への依存度が高いこと、環境対策にコストがかかっていることなどが挙

⁷ このような問題点は、Tone (2002) において指摘されている。

⁸ さらに、本稿では non-radial モデルである CSBM モデルを用いるため、要素毎の非効率の分析も可能となる。すなわち、技術非効率、価格非効率については、要素単位の非効率の比較が可能である。配分非効率についても、要素単位の非効率にまで突き詰めて資源配分の過剰・過小について解明することができる。その結果、本稿では6つの非効率要因・環境要因に分解するに留めているが、さらに要素毎にまで分解し、より詳細に非効率要因を検証することが可能な手法となっている。

げられる。これらの要素は、個別の事業者に起因するものというよりは、日本の電気事業の特質と評価することができよう。

Tone and Tsutsui (2007a) では、わが国の電気料金（供給コスト）の高さは、電気事業者の技術非効率ではなく、投入要素単価の高さに起因すると結論づけている。しかし、上述のような事業者に起因しない外部要因の影響については明確にされていない。そこで本稿では、様々な非効率要因が供給コストに与える影響とともに、これらの外部環境要因が供給コストに与える影響を明らかにし、日米垂直統合型電気事業者の要因毎の効率性比較を行うとともに、わが国の割高な電気料金の主要因について再検証する。

3.1. データ

日米の垂直統合型電気事業者56社（日本9社、米国47社）を対象とし、1990～2001年の12カ年分のデータを収集した。年によって欠損値等があるため、実際には全407件のアンバランスドパネルデータであり、実際にはこれらをプールデータとして扱っている。

垂直統合構造は図4を想定する。まず、発電部門（node 1）においては、資本、労働、燃料の3つの投入要素を利用し（ x^1 ）、発電量を生産する（ z^{12} ）。資本は、合計発電容量（MW）、労働は発電部門における労働人員数（人）を用いる。なお、米国のデータにおいて部門別人員が得られなかったため、各部門のコストシェアを基に全体の労働人員⁹を按分して利用している。わが国のデータについても、整合性を保つために同様の処理を行った。以降、他部門の労働人員も同様に算出している。燃料については、汽力発電と原子力発電を対象とする。汽力発電については、石油・石炭・ガスの消費燃料について熱量換算（BTU）して合計している。原

⁹ なお、ここではデータ入手制約のため、フルタイム人員のみを利用している。

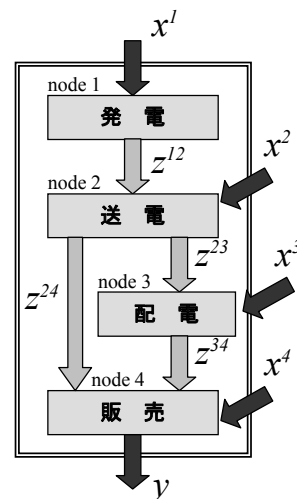


図4 直統合型電気事業者のモデル構造

子力発電の消費燃料値は、Tone and Tsutsui (2007a) と同様に、熱効率0.32を想定して原子力発電電力量より逆算している。

発電部門において発電された電力量は、発電部門の生産物であるとともに、送電部門（node 2）の中間投入要素になる（ z^{12} ）。送電部門では、このほかに資本、労働、購入電力を投入要素とする（ x^2 ）。資本としては、送電線こう長（km）を利用している。購入電力量（MWh）は、発電部門からの電力量に加えて、電気事業者の供給力を担う重要な投入要素である。

送電部門では、これらの投入要素を用いて、電力を送る活動を行うが、本稿では図4に示すように、送電部門からのアウトプットは、小口需要家向け（ z^{23} ）と大口需要家向け（ z^{24} ）に分岐させており、大口需要家向けの電力は配電部門を介さない構造としている。

配電部門（node 3）では、送電部門からの電力量（ z^{23} ）を、資本、労働を投入要素として用い（ x^3 ）、販売部門に送る（ z^{34} ）活動を想定する。資本としては、変圧器容量（MVA）を用いている。

販売部門（node 4）では、上流部門からの中間投入財 z^{24} 、 z^{34} と労働（ x^4 ）を投入要素とし、 z^{24} と z^{34} の合計した総需要を最終生産物（ y ）とする。

また、各要素に対応するコストデータも利用する。特に資本費は減価償却費と修繕費の合計を利用している。また要素単価については、便宜上、コスト／物量でそれぞれ計算している。表1に、全ての部門の使用データをまとめたものを示す。

一方、外部環境要因を控除するために利用する環境変数を表2に示す。ここでは、要素毎の非効率（スラック）に影響を与えると考えられる環境変数を挙げている。

技術効率性については、主に電源構成、需要密度、需要構成等をコントロール不能な変数として採用している。火力・水力・原子力といった電源構成は、長期的にはコントロール可能と考えられるが、短期で変更することはできない。また水資源が豊富等の地域性の影響も受けることから、ここでは環境変数として扱う。また需要密度や、需要種別顧客比率といった需要構成も、事業者側でコントロールできない事象として捉える。先述の通り、本稿のデータは1990年から2001年までであり、多くは日米ともに電力自由化前のデータであるが、一部は自由化後の期間にかかっている。自由化によって、需

要家は自由に電力供給事業者を変更できるが、これは同時に供給事業者も自由に需要構成を変更できるとも解釈できる。しかし実際は、自由化後においても電気事業者の公益事業としての側面は残っており、事業者の意思で需要構成を急激に変化させることはできない。このことから、本稿では需要構成を環境変数として扱っている。

そのほか、総供給に占める発電量と購入電力量の比率（自己発電量比率）についても、ある程度コントロール可能と考えられるが、保有する発電設備量にも依存するため、ここではその影響を区別するために環境変数として定義している。また各部門の労働人員について、当該部門の設備量を環境変数として用いている。

さらに、本稿では12年間のデータをプールして計測を行っているため、時系列の影響を把握するためにタイムトレンド変数を各要素について採用している。

なお、送電部門の資本と購入電力量については、本稿では技術効率性の評価対象とせず、環境補正を行っていない。送電資本については送電線のこう長データを用いているが、送電線長

表2 環境変数一覧

表1 使用データ一覧

			投入要素・生産物		投入コスト
発電	x ¹	G1	資本投入	合計発電容量(MW)	資本費
		G2	労働投入	労働人員数(人)	労働費
		G3	燃料投入	燃料消費量(BTU)	燃料費
	z ¹²		中間生産 ⇒ ⇒ 中間投入	発電電力量(MWh)	
送電	x ²	T1	資本投入	送電線長(km)	資本費
		T2	労働投入	労働人員数(人)	労働費
		T3	購入電力	購入電力量 (MWh)	購入電力料
	z ²⁴		中間生産 ⇒	大口需要(MWh)	
配電	x ³	D1	資本投入	変圧器容量(MVA)	資本費
		D2	労働投入	労働人員数(人)	労働費
		z ³⁴		中間生産 ⇒ ⇒ 中間投入	小口需要(MWh)
	z ²⁴		⇒ 中間投入	大口需要(MWh)	大口収益
販売	x ⁴	S1	労働投入	労働人員数(人)	労働費
	y	最終生産物		最終電力需要(MWh)	

		技術非効率に対する環境変数		価格非効率に対する環境変数	
X1	G1: 発電資本	CR NR HR TT	業務用顧客比率 原子力発電比率 水力発電比率 タイムトレンド	NOX NR GR	NOx 排出原単位 原子力発電比率 自社発電量比率
	G2: 発電労働	NR HR MW TT	原子力発電比率 水力発電比率 合計発電容量 タイムトレンド	WG	労働価格指数
	G3: 燃料	NR HR TT	原子力発電比率 水力発電比率 タイムトレンド	CIF ESS HR	CIF価格 エネルギー自給率 水力発電比率
X2	T1: 送電資本	-	-	BO NR DEN	停電時間 原子力発電比率 需要密度
	T2: 送電労働	DEN GR KM TT	需要密度 自社発電量比率 送電線長 タイムトレンド	WG	労働価格指数
	T3: 購入電力	-	-	HR GR	水力発電比率 自社発電量比率
X3	D1: 配電資本	DEN TT	需要密度 タイムトレンド	BO DEN	停電時間 需要密度
	D2: 配電労働	DEN MVA TT	需要密度 変圧器容量 タイムトレンド	WG	労働価格指数
X4	S1: 販売労働	DEN CUS LR TT	需要密度 顧客数 大口顧客比率 タイムトレンド	WG	労働価格指数

は供給エリアに大きく依存すると考えられる。しかし、事業者毎の供給エリアに関するデータが得られなかったため、補正については断念し、計測された送電資本の要素効率値は全てが環境要因として扱われるように処理を行っている。また、購入電力量については、基本的には発電の代替であり、少なれば効率的という枠組みで測ることはできない。そこで、送電資本同様、技術効率性としての評価は行わず、環境要因として扱っている。

一方、価格効率性については、単価水準に影響を与える要素として、電力システムの品質、環境対策、エネルギーの自給率、原油輸入 CIF 価格、労働価格指数、電源構成、需要密度等を採用した。電力の品質については、代理変数として国別の平均停電時間、環境対策の代理変数として NOx 排出原単位を用いている。

データソースは、わが国の事業者については電気事業便覧、米国の事業者については連邦エネルギー規制委員会 (Federal Energy Regulatory Commission :FERC) の提供する Form No.1、Form No.423、米国エネルギー省・エネルギー情報局 (Department of Energy / Energy Information Administration: DOE/EIA) の提供する Form EIA-860を利用した。また、NOx 排出原単位、平均停電時間は電気事業連合会のデータを利用、エネルギーの自給率については、国際エネルギー機関 (International Energy Agency: IEA) の Energy Balances から算出し、原油輸入 CIF 価格は日本エネルギー経済研究所のエネルギー・経済統計要覧、労働価格指数は国際労働機関 (International Labor Organization: ILO) の Labor Statistics Database を利用した。

3.2. モデル

本稿では、3つのアプローチで電気事業の効率性計測モデルを構築しているが、具体的には、これらのアプローチはパラレルに用いられてい

る。モデルのベースとなるのは効率性分解に用いる4つのモデル (技術効率性、規模効率性、価格効率性、配分効率性) であり、全てのモデルにおいて垂直的構造を考慮するために CNDEA モデルを利用する。特に技術効率性、価格効率性については CSBM モデルを応用した CSBM-CNDEA モデルを利用している。さらに技術効率性と価格効率性については、多段階データ補正モデルを用いて、環境要因と純粋な効率性への分解を試みる。

(1) 技術効率性モデル

技術効率性は、要素投入量と生産量の関係性を評価し、より少ない投入量で、より多くの生産量を生み出す活動を効率的とする。まず投入要素 x 、生産物 y 、中間投入 z について、下記の生産可能性集合 P を定義する。

$$P = \{(x^k, y^k, z^{(k,h)}) | x^k \geq X^k \lambda^k, y^k \leq Y^k \lambda^k, z^{(k,h)} \geq Z^{(k,h)} \lambda^h, z^{(k,h)} \leq Z^{(k,h)} \lambda^k, \lambda^k \geq 0, k=1, \dots, 4, (k,h) \in L\}. \quad (1)$$

ここで、図4の構造に基づいて、中間投入に関する集合 L は以下のように定義している。

$$L = \{(k,h) | (1,2), (2,3), (2,4), (3,4)\} \quad (2)$$

技術効率性は、生産可能性集合 P における、CNDEA ベースの CSBM モデルを利用する。

[Technical Efficiency (CSBM-I-V-CNDEA on P)]:

$$\tau^* = \min 1 - \overline{SR}_x \quad (3)$$

s.t.

$$\overline{SR}_x = \frac{1}{\sum_{k=1}^4 m_k + \sum_{(h,k) \in L} l^{(h,k)}} \left[\sum_{k=1}^4 \sum_{i=1}^{m_k} \left(\frac{s_{xi}^{k-}}{x_{io}^k} \right) + \sum_{(h,k) \in L} \left(\frac{s_z^{(h,k)-}}{z_o^{(h,k)}} \right) \right] \quad (4)$$

$$x_o^k \geq X^k \lambda^k + s_x^{k-}, \quad (k=1, \dots, 4)$$

$$y_o^k = Y^k \lambda^k - s_y^{k+}, \quad (k=4)$$

$$z_o^{(h,k)} = Z^{(h,k)} \lambda^k + s_z^{(h,k)-}, \quad (h,k) \in L$$

$$z_o^{(k,h)} = Z^{(k,h)} \lambda^h - s_z^{(k,h)+}, \quad (k,h) \in L \quad (5)$$

$$\lambda^k \geq 0, s_x^{k+} \geq 0, \quad (k=1, \dots, 4)$$

$$s_y^{k-} \geq 0, \quad (k=4)$$

$$s_z^{(h,k)-} \geq 0, s_z^{(k,h)+} \geq 0, \quad (k,h) \in L$$

$$\begin{aligned} |\lambda_j^k - \lambda_j^h| &\leq \Lambda^{kh}, \\ (j=1, \dots, n, k \neq h, k, h=1, \dots, 4) \end{aligned} \quad (6)$$

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j^k = 1, (k=1, \dots, 4) \quad (7)$$

$$\begin{aligned} L_i^k &\leq \frac{SR_i^k}{SR_1^k} \leq U_i^k, \\ (i=2, \dots, m^k, \text{ and } k=1, \dots, 4) \end{aligned} \quad (8)$$

ここで X^k は、 n 個の DMU に対する node k の $m^k \times n$ の投入量行列¹⁰、 Y^k は $f^k \times n$ の生産量行列¹¹であり、 x_o^k と y_o^k は DMU_o ($o=1, \dots, n$) の $m^k \times 1$ と $f^k \times 1$ の投入量、生産量ベクトルである。 $Z^{(k,h)}$ は node k から node h への $l^{(k,h)} \times n$ の中間投入量行列であり、 $z_o^{(k,h)}$ は DMU_o の node k から node h への $l^{(k,h)} \times 1$ の中間投入量ベクトルである。また、 s_x^{k-} 、 s_y^{k+} 、 $s_z^{(h,k)-}$ 、 $s_z^{(k,h)+}$ は、それぞれ投入量、生産量、中間投入の投入側、生産側のスラックベクトルである。 λ^k は node k におけるフロンティアを構築するための $n \times 1$ の intensity ベクトルである。

要素毎のスラックと実際のデータとの比率をスラック比率 (SR) 指標と呼ぶ。これは、要素ごとの非効率指標と言い換えることができる。

[投入要素に関する SR 指標]:

$$SR_{io}^k = \frac{s_{xi}^{k-}}{x_{io}^k} \quad (i=1, \dots, m^k, k=1, \dots, 4) \quad (9)$$

(4)式で示される \overline{SR}_x は、投入要素および中間投入の SR 指標の算術平均値である。(3)式の目的関数より、効率値 τ^* は各要素の非効率指標の平均に基づいて算出されていることがわかる¹²。(5)式は投入要素、生産物、中間投入要素に関する通常の DEA の制約式である。

(6)式は CNDEA モデルの制約であり、部門間のつながりを制約する。 $\Lambda^{kh}=\infty$ ($\forall kh$) の場合は、Färe and Grosskopf (1996, 2000) モデル

と同等となり、 $\Lambda^{kh}=0$ ($\forall kh$) の場合は、垂直的構造を考慮しなかった場合とほぼ同じになる¹³。ただし、この部門間のつながりを示すパラメータ Λ^{kh} をどのように与えるかについては今後の課題であり、本研究では様々な Λ^{kh} で効率値を試算して結果を比較した結果、効率値が1となる DMU が5%程度出現するように、 $\Lambda^{kh}=0.01$ を採用している。

(7)式は、規模の収穫可変 (Variable Returns to Scale : VRS) についての制約である。さらに(8)式は投入要素間の非効率の関係についての CSBM の制約であり、第1投入要素に対する各要素の非効率指標 (SR) の比率の上限値 (U_i^k) と下限値 (L_i^k) を与えている。ここで $L_i^k=1$ and $U_i^k=1$ の場合は、CCR モデルと一致し、複数の投入要素間の関係は比例的 (radial) という仮定が置かれる。一方で $L_i^k=0$ and $U_i^k=\infty$ の場合は、SBM モデルと一致し、複数の投入要素間の関係に関する仮定は置かれない (non-radial) 。さらに(8)式は下記のように書き換えることができる。

$$B^k \phi = \begin{bmatrix} U_2^k & -1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ -L_2^k & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ U_3^k & 0 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ -L_3^k & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ U_{m^k}^k & 0 & 0 & 0 & \dots & -1 \\ -L_{m^k}^k & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} SR_1^k \\ SR_2^k \\ \vdots \\ SR_{m^k}^k \end{bmatrix} \geq 0 \quad (10)$$

U_i^k と L_i^k の値は、評価対象の DMU の特性や分析者の意図に応じて設定されるべきものである。本稿では投入要素間の非効率比率は、要素生産性の比率にある程度応じているとの仮定を置き、要素生産性比率の事業者間での最大値・最小値を、上限値・下限値として設定した。これは、結果的に投入量 x_1 と x_2 の比率の、事業者間の最大値と最小値となる。

¹⁰ $m^1=m^2=3$ 、 $m^3=2$ 、 $m^4=1$ 。

¹¹ ただし、本稿においては、最終的な生産量は node 4 ($k=4$) においてのみ発生し、かつ $f=1$ である。

¹² なお、一般には τ^* を技術効率性指標とするが、本稿では4章において再度技術効率性指標の定義を行っている。

¹³ 一般的傾向として、 $\Lambda^{kh}=\infty$ の制約を課した場合 (各部門は独立と仮定) の効率値の方が、 $\Lambda^{kh}=0$ の場合 (部門構造は無いと仮定) と比較して、効率値は低くなる。しかし、この効率値の差分は、垂直統合の経済性を意味するものではなく、あくまでも DEA の数学的特性によって生じる結果であることに注意が必要である。

$$L_i^k = \min_j \left(\frac{x_{ij}^k}{x_{1j}^k} \right), \quad U_i^k = \max_j \left(\frac{x_{ij}^k}{x_{1j}^k} \right), \quad (11)$$

$$(j=1, \dots, n, \quad i=2, \dots, m^k, \quad k=1, \dots, 4)$$

また、このモデルの最適値を $(\tau^{*T}, \lambda^{k*T}, s_x^{-k*T}, s_y^{+f*T}, s_z^{-(h,k)*T}, s_z^{+(k,h)*T})$ とすると、技術効率的な投入量 x_o^{k*T} は以下のように計算される。

$$x_o^{k*T} = X^k \lambda^{k*T} = x_o^k - s_x^{-k*T}, \quad (k=1, \dots, 4) \quad (12)$$

さらに、投入要素単価 w_{io}^k を乗じることで、技術効率的な総コスト C_o^T を算出できる。なお、 C_o は実際の総コストある。

$$C_o^T = \sum_{k=1}^4 \sum_{i=1}^{m^k} w_{io}^k x_{io}^{k*T} \leq \sum_{k=1}^4 \sum_{i=1}^{m^k} w_{io}^k x_{io}^k = C_o \quad (13)$$

(2) 規模効率性モデル

規模効率性は、最適操業規模からの乖離度を評価し、一般的に VRS と CRS (Constant Returns to Scale) を仮定する2つのフロンティアの乖離度から計測される (Banker *et al.* (1984))。そこで本稿では、(12)式で得られた VRS 効率性フロンティア上にある投入量 x_o^{k*T} を用い、CRS フロンティアに対する乖離度を CNDEA ベースの CCR モデルで計測する。具体的には、式(3)~(6)、(10)、(11)を利用し、さらに x_o^k と X^k を x_o^{k*T} と $X^{k*T} = (x_1^{k*T}, \dots, x_n^{k*T})$ に置き換え、 $L_i^k = 1$ 、 $U_i^k = 1$ と定義する。

このモデルの最適値を $(\tau^{*S}, \lambda^{k*S}, s_x^{-k*S}, s_y^{+f*S}, s_z^{-(h,k)*S}, s_z^{+(k,h)*S})$ とすると、規模効率的¹⁴な投入量 x_o^{k*S} 、規模効率的な総コスト C_o^S は以下のように計算される。

$$x_o^{k*S} = X^{k*T} \lambda^{k*S} = x_o^{k*T} - s_x^{-k*S}, \quad (k=1, \dots, 4) \quad (14)$$

$$C_o^S = \sum_{k=1}^4 \sum_{i=1}^{m^k} w_{io}^k x_{io}^{k*S} \leq \sum_{k=1}^4 \sum_{i=1}^{m^k} w_{io}^k x_{io}^{k*T} = C_o^T \quad (15)$$

(3) 価格効率性

価格効率性は、投入要素単価の水準に着目し、割高な投入要素単価がコストに与える影響度を評価する指標である。まず、式(14)の規模効率的な投入量 x_o^{k*S} と要素単価 w_{io}^k を用い、規模効率的な投入要素コストを $\bar{x}_{io}^k = w_{io}^k x_{io}^{k*S}$ と置く。これを基に、コストベースの生産可能性集合 P_c を以下のように定義する (Tone and Tsutsui (2007a))。

$$P_c = \{(\bar{x}^k, y^k, z^{(h,k)}) \mid \bar{x}^k \geq \bar{X}^k \mu^k, \quad y^k \leq Y^k \mu^k, \quad z^{(h,k)} \geq Z^{(h,k)} \mu^k, \quad z^{(k,h)} \leq Z^{(k,h)} \mu^h, \quad \mu^k \geq 0, \quad k=1, \dots, 4, \quad (k, h) \in L\} \quad (16)$$

ここで、 $\bar{X}^k = (\bar{x}_1^k, \dots, \bar{x}_n^k) \in R^{m^k \times n}$ であり、 $\bar{x}_o^k = (\bar{x}_{1o}^k, \dots, \bar{x}_{m^k o}^k)$ 、 $\bar{x}_{io}^k = w_{io}^k x_{io}^{k*S}$ ($i=1, \dots, m^k, k=1, \dots, 4$) である。

価格効率性モデルは、生産可能性集合 P_c において、技術効率性と同様に定式化される。

[Price Efficiency (CSBM-I-C-CNDEA on P_c):]

$$\rho^* = \min 1 - \overline{SR}_p \quad (17)$$

s.t.

$$\overline{SR}_p = \frac{1}{\sum_{k=1}^4 m_k + \sum_{(h,k) \in L} l^{(h,k)}} \left[\sum_{k=1}^4 \sum_{i=1}^{m_k} \left(\frac{t_{xi}^{k-}}{\bar{x}_{io}^k} \right) + \sum_{(h,k) \in L} \left(\frac{t_{z^{(h,k)}-}}{z_o^{(h,k)}} \right) \right] \quad (18)$$

$$\begin{aligned} \bar{x}_o^k &\geq \bar{X}^k \mu^k + t_x^{k-}, & (k=1, \dots, 4) \\ y_o^k &= Y^k \mu^k - t_y^{k+}, & (k=4) \\ z_o^{(h,k)} &= Z^{(h,k)} \mu^k + t_z^{(h,k)-}, & (h,k) \in L \\ z_o^{(k,h)} &= Z^{(k,h)} \mu^h - t_z^{(k,h)+}, & (k,h) \in L \\ \mu^k &\geq 0, \quad t_x^{k+} \geq 0, & (k=1, \dots, 4) \\ t_y^{k-} &\geq 0, & (k=4) \\ t_z^{(h,k)-} &\geq 0, \quad t_z^{(k,h)+} \geq 0, & (k,h) \in L \end{aligned} \quad (19)$$

$$\left| \mu_j^k - \mu_j^h \right| \leq M^{kh}, \quad (j=1, \dots, n, \quad k \neq h, \text{ and } k, h=1, \dots, 4) \quad (20)$$

$$B^k \phi \geq 0, \quad L_i^k = \min_j \left(\frac{c_{ij}^k}{c_{1j}^k} \right), \quad U_i^k = \max_j \left(\frac{c_{ij}^k}{c_{1j}^k} \right), \quad (21)$$

$$(j=1, \dots, n, \quad i=2, \dots, m^k, \text{ and } k=1, \dots, 4)$$

¹⁴ 正確には、技術効率的かつ規模効率的。以降、規模効率的という場合は、両者を含むこととする。

ここで、 t_x^{k-} 、 t_y^{k+} 、 $t_z^{(h,k)-}$ 、 $t_z^{(k,h)+}$ は、それぞれ投入要素、生産物、中間投入の投入側、生産側のスラックベクトルであり、 μ^k は node k の $n \times 1$ の intensity ベクトルである。 c_{io}^k は node k の投入要素 i の実際の要素コストであり、 $c_{io}^k = w_{io}^k x_{io}^k$ である。 μ^k は、 M^{kh} で制約を受けており、本稿では Λ^{kh} と同様に $M^{kh}=0.01$ とする。このモデルの最適値を $(\rho^{*P}, \mu^{*P}, t_x^{k*P}, t_y^{k*P}, t_z^{-(h,k)*P}, t_z^{+(k,h)*P})$ とすると、価格効率的¹⁵な要素コストベクトルは次のように算出される。

$$\bar{x}_o^{k*P} = \bar{X}^k \mu^{k*P} = \bar{x}_o^k - t_x^{k*P} \quad (22)$$

ここで、 $u_{io}^k = \frac{t_{io}^{k*P}}{x_{io}^{k*S}}$ とおくと、次の式を導くことができる。

$$\begin{aligned} \bar{x}_{io}^{k*P} &= \bar{x}_{io}^k - t_{io}^{k*P} = w_{io}^k x_{io}^{k*S} - u_{io}^k x_{io}^{k*S} \\ &= (w_{io}^k - u_{io}^k) x_{io}^{k*S} = w_{io}^{k*} x_{io}^{k*S} \end{aligned} \quad (23)$$

w_{io}^{k*} は規模効率的な投入量 x_{io}^{k*S} に対して、 y_o^k を生産可能な最小投入要素単価と解釈することができる¹⁶。一方 u_{io}^k は、実際の単価 w_{io}^k と最小投入要素単価 w_{io}^{k*} の格差を示している。

さらに、価格効率的な総コストは下記のように算出される。

$$\begin{aligned} C_o^P &= \sum_{k=1}^4 \sum_{i=1}^{m^k} \bar{x}_{io}^{k*P} = \sum_{k=1}^4 \sum_{i=1}^{m^k} w_{io}^{k*} x_{io}^{k*S} \\ &\leq \sum_{k=1}^4 \sum_{i=1}^{m^k} w_{io}^k x_{io}^{k*S} = C_o^S \end{aligned} \quad (24)$$

(4) 配分効率性

配分効率性は、要素コストの非最適配分に基づく最小コストからの乖離を評価する¹⁷。計測には、生産可能性集合 P_c において CNDEA ベ

ースの New Cost モデル (Tone (2002)) を利用する。

目的関数はコスト最小化であり、次式のように与えられる。

$$C^* = \min_{\tilde{x}^k, \mu} \sum_{k=1}^4 \sum_{i=1}^{m^k} \tilde{x}_i^k \quad (25)$$

制約式は式(19)～(21)の \bar{x}_o^k を未知の変数 \tilde{x}^k に置き換えたものを利用する。

このモデルから得られる最適値 C^* は y^k を生産可能な最小コストであり、さらに配分効率性指標は、次のように求められる。

$$\alpha^* = \frac{C_o^*}{C_o^P} (\leq 1) \quad (26)$$

また、(26)式より、次の不等式を導くことができる。

$$C_o^* \leq C_o^P \quad (27)$$

(5) 純粋な技術効率性¹⁸

先述の通り、DEA モデルで計測される技術効率性指標には、環境要因の影響が含まれている。そこで、これらの影響を排除するために、2.1節で概説した多段階モデルを利用する。

まず第1段階では、全ての node について個別に、ネットワーク型ではない通常の CSBM モデルを利用する。

[CSBM-I-V at k]

$$\begin{aligned} \tau^* &= \min 1 - \overline{SR}^k \\ \text{s.t. } \overline{SR}^k &= \frac{1}{m^k} \sum_{i=1}^{m^k} \frac{S_i^{k-}}{x_{io}^k}, \\ x_o^k &\geq X^k \lambda^k + S^{k-}, \\ y_o^k &= Y^k \lambda^k - S^{k+}, \\ B^k \phi &\geq 0, \end{aligned} \quad (28)$$

$$L_i^k = \min_j \left(\frac{x_{ij}^k}{x_{1j}^k} \right), \quad U_i^k = \max_j \left(\frac{x_{ij}^k}{x_{1j}^k} \right),$$

$$(j=1, \dots, n, \text{ and } i=2, \dots, m^k)$$

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j^k = 1,$$

$$\lambda^k \geq 0.$$

¹⁵ 正確には、技術効率的、規模効率的、かつ価格効率的。以降、価格効率的という場合は、全ての意を含むこととする。

¹⁶ 実際には、同様のコスト配分を持つ DMU の中で最も低い単価となっている。

¹⁷ 一般的には、所与の要素単価に対する要素投入量の適切な配分に関する効率性であり、物量ベースの生産可能性集合 P において計測される。しかし、本稿ではコストベースの生産可能性集合 P_c に基づいて配分効率性を計測するため、配分効率性の解釈は多少異なっている。

¹⁸ 規模の効果を控除した (VRS 制約下の) 技術効率性のことを「純粋な技術効率性 (pure technical efficiency)」と呼ぶ場合もあるが、本稿では環境要因を控除した技術効率性を意味する。

このモデルで得られるスラック $S_o^{k-*} = (S_o^{1k-*}, \dots, S_o^{mk-*})$ を第2段階で利用する。

$$S_o^{k-*} = x_o^k - X^k \lambda^{k*}, \quad (k=1, \dots, 4) \quad (29)$$

次に第2段階では、node k の i 要素について、事業者ダミー付き Tobit モデルを推計する¹⁹。

$$S_j^{ik*} = g_j^{ik} \beta^{ik} + D(\cdot) + v_j^{ik} \quad (30)$$

where

$$S_j^{ik} = S_j^{ik*}, \text{ if } S_j^{ik*} > 0, (j=1, \dots, n) \\ = 0, \text{ otherwise.}$$

ここで、 g_j^{ik} は表2で示した外部環境変数であり、 $D(\cdot)$ は $n-1$ 個の事業者のダミー項（個別効果項）、 v_j^{ik} は誤差項である。 S_j^{ik} が第1段階で計測された、観測可能な変数であるのに対し、 S_j^{ik*} は観測されない変数であり、この値が正の値の場合には $S_j^{ik*} = S_j^{ik}$ 、それ以外の場合には $S_j^{ik*} = 0$ となる。

第3段階では、(30)式の推定結果を利用してデータの補正を行う。具体的には、実際の投入要素から、環境要因項と誤差項を控除し、補正值 x_j^{Aik} を得る。

$$x_j^{Aik} = x_j^{ik} - g_j^{ik} \hat{\beta}^{ik} - \hat{v}_j^{ik} \quad (31)$$

しかし、このままでは x_j^{Aik} が負値になる可能性がある。第4段階ではこの補正值を用いて再度 DEA を実行するため、投入要素に負値があると問題が生じる。そのため、Tone and Tsutsui (2007b) の方法を採用し、データの再補正を行う。

$$x_j^{AAik} = \frac{\max_j(x_j^{ik}) - \min_j(x_j^{ik})}{\max_j(x_j^{Aik}) - \min_j(x_j^{Aik})} [x_j^{Aik} - \min_j(x_j^{Aik})] + \min_j(x_j^{ik}) \quad (32)$$

この式は、補正值 x_j^{Aik} のデータレンジを、実際の投入量 x_j^{ik} のデータレンジに変換する式である。この変換式により、再補正值 x_j^{AAik} は必

ず正になるのに加え、Fried *et al.* (1999, 2002)、Harn (2004) 等が用いる補正式のように、データ格差が大きい場合に効率値が1に収束してしまう問題²⁰を回避することもできる。

第4段階では、式(32)で得られた x_j^{AAik} を用いて、再度 DEA モデルを解く。用いるのはネットワークモデルであり、式(3)～(8)、(10)、(11)について、実際の投入量 x_o^k 及び X^k の代わりに、再補正值 x_o^{AAk} 、 X^{AAk} を利用する。得られた結果は、環境要因を控除した、真の技術効率性指標と捉えることができる。

さらに、次節で示す非効率分解を整合的に行うために、SR に関する次の制約式を加える。この制約式により、補正後の効率値が必ず補正前の効率値を上回ることになる。

$$SR_{io}^k = \frac{S_{io}^{k-*}}{x_{io}^k} \geq \frac{S_{io}^{AAk-*}}{x_{io}^{AAk}} = SR_{io}^{AAk} \quad (33)$$

さらに、純粋技術効率的な投入量 x_o^{k*T} 、および総コスト $C_o'^T$ を、以下のように定義する。

$$x_{io}^{k*T} = x_{io}^k (1 - SR_{io}^{AAk}) \geq x_{io}^k (1 - SR_{io}^k) = x_{io}^{k*T} \quad (34)$$

$$C_o'^T = \sum_{k=1}^4 \sum_{i=1}^{m^k} w_{io}^k x_{io}^{k*T} \geq \sum_{k=1}^4 \sum_{i=1}^{m^k} w_{io}^k x_{io}^{k*T} = C_o^T \quad (35)$$

(6) 純粋な価格効率性

技術効率性同様に、本節(3)項で計測した価格効率性についても、環境要因の影響を受けていると考えられる。これらの影響を排除するために、純粋な技術効率性と同様の手法を用いる。具体的には、(28)式を生産可能性集合 P_o で、かつ CRS 制約の下で解く。また、第2段階で利用する環境変数は、表2で示したとおりである。得られる純粋な価格効率的な要素コストベクトルを \bar{x}_o^{P*} とすると、その総コスト C_o^P は以下のように導かれる。

¹⁹ なお、DEA においては要素 i は下付き文字で記しているが、便宜上、Tobit モデルの記述では、要素 i は上付き文字で示している。すなわち、 $x_{ij}^k = x_j^{ik}$ 。

²⁰ ただし、VRS の場合。CRS の場合は、ある閾値を境に効率値が大きくなる（1に収束する）か、小さくなる（Tone and Tsutsui (2007b)）。

$$C_o'^P = \sum_{k=1}^4 \sum_{i=1}^m \bar{x}_{io}^{kP*} \geq \sum_{k=1}^4 \sum_{i=1}^m \bar{x}_{io}^{kP} = C_o^P \quad (36)$$

(7) 総合非効率性の分解

Tone and Tsutsui (2007a) で示されている技術効率性、配分効率性、価格効率性、配分効率性の4つのモデルによって得られたコストに加え、本節(5)、(6)項において計測した純粋な技術効率的総コストと、純粋な価格効率的総コストより、以下の関係を導くことができる。

$$C_o \geq C_o'^T \geq C_o^T \geq C_o^S \geq C_o'^P \geq C_o^P \geq C_o^* \quad (37)$$

この関係を基に、それぞれの効率性指標を、本稿では以下のように定義する。

[技術効率性指標: TE]

$$TE_o = \frac{C_o^T}{C_o} (\leq 1), \quad (38)$$

[純粋な技術効率性指標: TE']

$$TE_o' = \frac{C_o'^T}{C_o} (\leq 1) \quad (39)$$

[規模効率性指標: SE]

$$SE_o = \frac{C_o^S}{C_o^T} (\leq 1) \quad (40)$$

[価格効率性指標: PE]

$$PE_o = \frac{C_o^P}{C_o^S} (\leq 1) \quad (41)$$

[純粋な価格効率性指標: PE']

$$PE_o' = \frac{C_o'^P}{C_o^S} (\leq 1) \quad (42)$$

[配分効率性指標: AE]

$$AE_o = \frac{C_o^*}{C_o^P} (\leq 1) \quad (43)$$

[総合コスト効率性指標: OE]

$$OE_o = \frac{C_o^*}{C_o} (\leq 1) \quad (44)$$

ここで総合コスト効率性は、本節(4)項で用いたコスト最小化モデルの最適値と、実際のコストの比率で示される。本稿における効率性分析で最も包括的な効率性指標であり、総合コスト効率的な事業者は、技術効率的、規模効率的、

価格効率的、かつ配分効率的である。

さらに(37)式に示した各効率的なコスト間の乖離から、非効率によるコストロスを計測する。

[純粋な技術非効率によるロス]

$$L_o^T = C_o - C_o'^T (\geq 0), \quad (45)$$

[規模非効率によるロス]

$$L_o^S = C_o^T - C_o^S (\geq 0), \quad (46)$$

[純粋な価格非効率によるロス]

$$L_o^P = C_o^S - C_o'^P (\geq 0), \quad (47)$$

[配分非効率によるロス]

$$L_o^A = C_o'^P - C_o^* (\geq 0), \quad (48)$$

さらに、技術非効率及び価格非効率において外部環境要因で説明できるコスト分を次のように定義する。

[技術非効率の環境要因]

$$E_o^T = C_o'^T - C_o^T (\geq 0), \quad (49)$$

[価格非効率の環境要因]

$$E_o^P = C_o'^P - C_o^P (\geq 0), \quad (50)$$

これらの(45)～(50)式より、実際の総コスト C_o は、非効率によるロスと環境要因の和として示すことができる。

$$C_o = L_o^T + E_o^T + L_o^S + L_o^P + E_o^P + L_o^A + C_o^* \quad (51)$$

これをさらに C_o で除することで、4つの非効率指標及び、2つ環境要因指標を定義する。

$$1 = \frac{L_o^T}{C_o} + \frac{E_o^T}{C_o} + \frac{L_o^S}{C_o} + \frac{L_o^P}{C_o} + \frac{E_o^P}{C_o} + \frac{L_o^A}{C_o} + \frac{C_o^*}{C_o} \quad (52)$$

$$= PTI_o + ENVT_o + SI_o + PPI_o + ENVP_o + AI_o + OE_o,$$

PTI : 純粋な技術非効率指標

$ENVT$: 技術非効率の環境要因指標

SI : 規模非効率指標

PPI : 純粋な価格非効率指標

$ENVP$: 価格非効率の環境要因指標

AI : 配分非効率指標

OE : 総合効率性指標

なお、 PTI と $ENVT$ の和を技術非効率指標 (TI)、 PPI と $ENVP$ の和を価格非効率指標 (PI) と呼び、ともに環境要因を控除する前の効率性指標とする。

(52)式を図示したものが図5である。この図より明らかなように、本稿のモデルを用いるこ

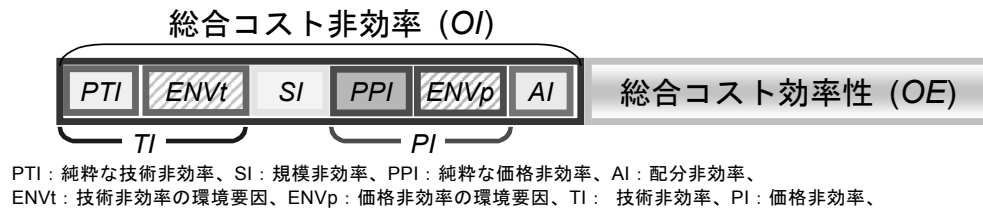


図5 総合コスト非効率率の分解

とで、総合コスト非効率率を4つの非効率率と、2つ環境要因に分解することが可能であり、DMUの非効率率の要因をより詳細に検証することができる。

4. 日米電気事業の効率性比較

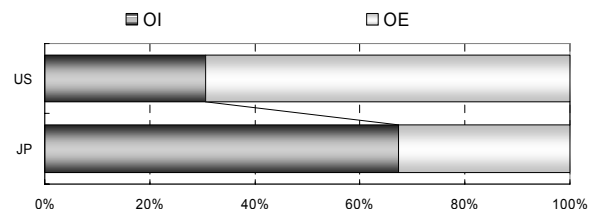
本章では、3章で示したモデルを、日米垂直統合型電気事業者に適用した結果を示す。

まず、総合コスト効率値の日米平均値を図6に示す。棒グラフの右側が効率値で、左側が非効率値を表している。この図より、米国の効率値の平均値は、日本の平均値の2倍以上となっており、米国の方が、総合コスト効率値が優れていることがわかる。

自由化以前の報酬率規制下では、電気料金は供給コストに応じて決められていたため、コストが高いということは、電気料金が高いということの意味する。この点については、自由化以降も概して当てはまるだろう。図7は、日米の電気料金の推移を示している。この図からも明らかのように、日本の電気料金は、本稿の計測期間中、産業用・家庭用ともに米国の2倍近い値になっている。図6の両国の総合コスト効率性の格差は、料金格差と整合的な結果と言えるであろう。

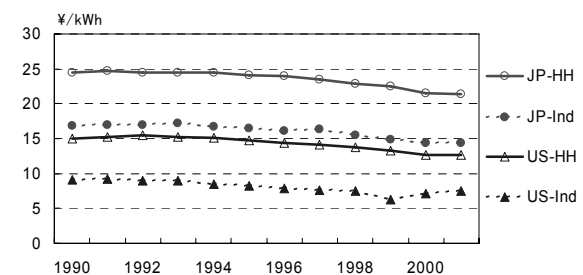
次に、図6に示した総合コスト効率性格差の要因について詳細に検証したい。図6の左側の総合コスト非効率部分を、さらに4つの非効率率要因に分解したものが図8である。

技術非効率率や配分非効率率²¹については、わが



OI: 総合コスト非効率率、OE: 総合コスト効率率

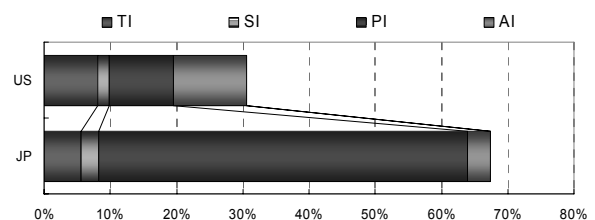
図6 総合コスト効率性比較



JP-HH: 日本家庭用、JP-Ind: 日本産業用、US-HH: 米国家庭用、US-Ind: 米国産業用
※全て PPP 換算値。

出所: IEA Energy Prices and Taxes

図7 日米の電気料金の推移



TI: 技術非効率率、SI: 規模非効率率、PI: 価格非効率率、AI: 配分非効率率

図8 総合コスト非効率率の分解

国の平均値の方が小さい。規模非効率率については米国の方が小さいが、総合コスト非効率率に占めるシェアは最も小さい。一方で、日米格差の最も大きな要因は価格非効率率である。日米格差要因という観点でも、シェアの大きさの観点でも、わが国の価格非効率率の大きさは際立っている。これは即ち投入要素単価がわが国の方が高いということの意味する。さらには、わが国の

²¹ 本稿では12カ年のプールデータを用いているため、配分非効率率を計測は、効率性フロンティアの形状は計測期間中変化しないという仮定の下に行っている。

表3 技術非効率に対する環境変数に関する Tobit モデルの推定結果

G1		T1		D1
Coef. t				Coef. t
CR 0.321 (2.23) **				DEN -0.406 (-8.92) ***
NR 1.059 (4.49) ***				TT -0.004 (-3.60) ***
HR 0.098 (0.48)				
TT -0.004 (-4.23) ***				
Log likelihood 559.18				Log likelihood 521.55
G2		T2		D2
Coef. t		Coef. t		Coef. t
NR 3.761 (2.70) ***		DEN -0.098 (-1.64)		DEN -0.986 (-9.58) ***
HR 0.050 (0.04)		GR -0.143 (-1.83) *		MVA -1.072 (-12.60) ***
MW 0.110 (0.60)		KM 0.015 (0.53)		TT -0.013 (-4.06) ***
TT -0.073 (-11.61) ***		TT -0.006 (-3.68) ***		
Log likelihood -92.96		Log likelihood 256.86		Log likelihood 254.07
G3		T3		S1
Coef. t				Coef. t
NR 0.501 (2.21) **				CUS -0.754 (-5.94) ***
HR -0.511 (-2.59) **				DEN -0.373 (-2.53) **
TT -0.002 (-2.78) ***				LR -0.751 (-1.09)
Log likelihood 580.44				TT -0.019 (-4.46) ***
				Log likelihood 60.83

***: 有意水準1%, **: 有意水準5%, *: 有意水準10%

表4 価格非効率に対する環境変数に関する Tobit モデルの推定結果

G1		T1		D1
Coef. t		Coef. t		Coef. t
NOX -311.6 (-7.99) ***		BO -17.8 (-14.38) ***		BO -13.5 (-29.67) ***
NR 2776.9 (6.95) ***		NR 705.3 (2.31) **		DEN -151.0 (-6.34) ***
GR 161.7 (1.94) *		DEN -325.9 (-6.85) ***		
Log likelihood -2385.63		Log likelihood -2041.31		Log likelihood -2026.06
G2		T2		D2
Coef. t		Coef. t		Coef. t
WG 0.090 (7.25) ***		WG 0.023 (4.60) ***		WG 0.035 (6.41) ***
Log likelihood -1798.53		Log likelihood -1293.26		Log likelihood -1482.37
G3		T3		S1
Coef. t		Coef. t		Coef. t
CIF 7.5 (4.13) ***		HR 2174.3 (3.62) ***		WG 0.037 (2.91) ***
ESS -315.9 (-1.53)		GR -659.7 (-4.30) ***		
HR 54.7 (0.14)				
Log likelihood -2471.02		Log likelihood -2377.72		Log likelihood -1796.71

***: 有意水準1%, **: 有意水準5%, *: 有意水準10%

電気料金が割高なのは、生産活動における投入量や生産量に関わるフィジカルな効率性や、投入要素の適切な配分に関わる効率性が劣っているのではなく、要素単価の高さがその主たる要因と指摘できよう。

しかし、既に述べたように、通常の DEA 効率値の結果は、環境要因の影響が控除されていない。そこで、事業者ダミー付き Tobit モデルを用いた多段階法で補正を行う。表3、4は、Tobit モデルの推定結果である。ここで有意で

あった結果のみを利用してデータ補正を行い、純粋な技術効率性、純粋な価格効率性、および2つの環境要因指標を計算した結果、総合コスト非効率性はさらに図9のように分解される。

先述の通り、技術非効率については電源構成、需要密度等で補正しており、価格非効率については電力システムの品質、環境対策、エネルギー自給率、労働価格指数等で補正を行っている（表2参照）。その結果、わが国の総合コスト非効率に占めるシェアの最も大きかった価格

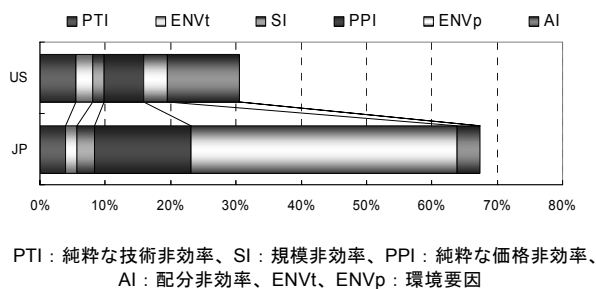


図9 補正後の総合コスト非効率性の分解

非効率性は、その73%が補正されている。

図10は、このような環境要因を除いた非効率部分のみを示している。補正によって、日米の総合コスト非効率の格差はほぼ無くなっている。これは、わが国の電気料金は割高ではあるものの、その大半が電気事業者の外的要因に依存していることを示唆している。

また、わが国の価格非効率は、大幅に縮小しているものの、依然最も大きな非効率要因となっている。このことから、技術効率性等の向上以上に、投入要素単価の低減の方が、よりコスト削減余地が大きいと指摘できる。

5. 総括

本稿では、DEA をベースとした効率性計測モデルを利用して、日米の垂直統合型電気事業者の総合コスト効率性比較を試み、日米のコスト非効率性、さらには電気料金格差の要因の検証を行った。特に、環境要因の控除、電気事業者の垂直的構造の考慮、より詳細な非効率情報の提供といった3つの視点から、従来型の DEA を改良したモデルを統合して採用し、より実践的で実用的な結果を得られるように試みた。

環境要因の控除については、環境変数として何を採用するか大きく依存し、控除後の結果も異なってくることに注意が必要である。本稿では、表2で示した変数を環境要因として利用して計測を行った。その結果、わが国の総合コスト効率性は米国と比較して劣っており、特に割高な投入要素単価が総合コスト非効率の主要

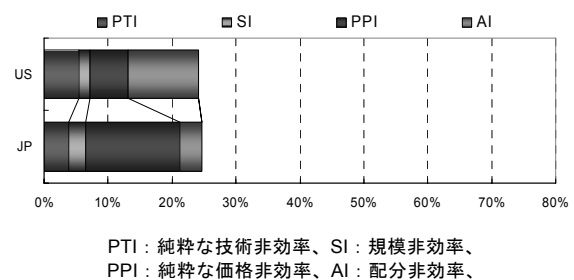


図10 環境要因を除いた総合コスト非効率性の分解

因（価格非効率）であることが示された。しかしその多くは、上記の事業者の外部環境要因で説明され、この要因を除くと、日米の総合コスト効率性に大きな格差は見られない。

価格非効率は、補正後においてもわが国の総合コスト非効率の大きな要因となっている。これは、本稿で利用しなかった何らかの外的変数によって説明されるものなのか、もしくは実際に割高な投入要素を採用している「非効率」なのか、両方の可能性が考えられるだろう。いずれにせよ、技術効率性や配分効率性の向上よりも、投入要素単価の低減の方が、よりコスト削減余地は大きいと見られ、今後いっそう、電気事業者による効率的な資・機材の調達が期待されるであろう。

参考文献

- Avkiran NK, Tone K and Tsutsui M (2007) "Bridging radial and non-radial measures of efficiency in DEA" *GRIPS Research Report*, Series I-2006-0011.
- Charnes A, Cooper WW and Rhodes E (1978) "Measuring the Efficiency of Decision Making Units" *European Journal of Operational Research*, 2, 429-444.
- Delmas M and Tokat Y (2005) "Deregulation, governance structures, and efficiency: The U.S. electric utility sector" *Strategic Management Journal*, 26, 441-460.
- Drake L, Hall MJ and Simper R (2006) "The impact of macroeconomic and regulatory factors on bank efficiency: A non-parametric analysis of Hong Kong's banking system" *Journal of Banking and Finance*, 30(5), 1443-1466.

- Färe R and Grosskopf S (1996) *Intertemporal Production Frontiers: With Dynamic DEA*, Kluwer Academic Publishers.
- Färe R and Grosskopf S (2000) "Network DEA" *Socio-Economic Planning Sciences*, 34, 35-49.
- Farrell MJ (1957) "The Measurement of Productive Efficiency" *Journal of Royal Statistical Society, Series A*, 120, 253-381.
- Fried HO, Schmidt SS and Yaisawarng S (1999) "Incorporating the operating environment into a nonparametric measure of technical efficiency" *Journal of Productivity Analysis*, 12, 249-267.
- Fried HO, Lovell CAK, Schmidt SS and Yaisawarng S (2002) "Accounting for environmental effects and statistical noise in data envelopment analysis" *Journal of Productivity Analysis*, 17, 157-174.
- Goto M and Tsutsui M (1998) "Comparison of productive and cost efficiencies among Japanese and US electric utilities" *Omega*, 26, 177-194.
- Harn FR (2004) "Measuring performance: a multiple-stage approach" *WIFO working papers*, No.228.
- Hattori T (2002) "Relative performance of U.S. and Japanese electricity distribution: An application of stochastic frontier analysis" *Journal of Productivity Analysis*, 18, 269-284.
- Hattori T, Jamasb T and Pollitt M (2005) "Electricity Distribution in the UK and Japan: A Comparative Efficiency Analysis 1985-1998" *The Energy Journal*, 26, 23-47.
- Jamasb T and Pollitt M (2001) "Benchmarking and regulation: international electricity experience" *Utilities Policy*, 9, 107-130.
- Kumbhakar SC and Lovell CAK (2000) *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press.
- Liu J and Tone K (2007) "A multistage method to measure efficiency and its application to Japanese banking industry" *Socio-Economic Planning Sciences*, In Press.
- Qassim RY, Corso G, Lucena LS and Thome ZD (2005) "Application of data envelopment analysis in the performance evaluation of electricity distribution: a review" *International Journal of Business Performance Management*, 7(1), 60-70.
- Tone K (2001) "A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis" *European Journal of Operational Research*, 130, 498-509.
- Tone K (2002) "A Strange Case of the Cost and Allocative Efficiencies in DEA" *Journal of the Operational Research Society*, 53, 1225-31.
- Tone K and Tsutsui M (2007a) "Decomposition of cost efficiency and its application to Japanese-US electric utility comparisons" *Socio-Economic Planning Sciences*, 41(2).
- Tone K and Tsutsui M (2007b) "Tuning SFA results for use in DEA" *GRIPS Research Report*, Series I-2006-0013.
- Tsutsui T and Tone K (2007a) "Application of Network DEA Model to Vertically Integrated Electric Utilities" *GRIPS Discussion Paper*, 07-03.
- Tsutsui T and Tone K (2007b) "Separation of uncontrollable factors and time shift effects from DEA scores" *GRIPS Discussion Paper*, 07-09.
- Xue M and Harker PT (1999) "Overcoming the inherent dependency of DEA efficiency scores: A bootstrap approach" *Working paper*, Financial Institution Center, The Wharton School, University of Pennsylvania.

謝辞

本論文を作成するにあたり、2名の匿名査読者、名古屋大学根本教授をはじめ、多くの識者に大変有益なコメントを頂いた。ここに感謝の意を記したい。なお、本論文における内容の誤りや不備は、全て筆者の責任である。

つつい みき

電力中央研究所 社会経済研究所

とね かおる

政策研究大学院大学 リサーチフェロー

「社会経済研究」投稿規程
(旧「電力経済研究」改め)

1. 本誌には、エネルギー・電力およびその周辺分野（経営・経済・環境・社会・リスク研究等）での、社会科学・政策科学研究の発展に資する論文を中心に掲載いたします。
2. 本誌には、当研究所内外の研究者が投稿できます。
3. 投稿論文は未発表かつ他の雑誌に投稿していないことを条件といたします。
4. 論文の分量は、A4 刷り上り 8～16 ページ程度（1 ページ 42 字×40 行、図表含む）（400 字詰め原稿用紙 34～67 枚程度）とします。
5. 投稿論文は返却いたしません。投稿を受け付けてから原則として 3 ヶ月以内に採否を回答いたします。
6. 投稿論文の採否は、編集委員会が委任する複数の匿名の査読者の審査を受けて、編集委員会が決定いたします。編集委員会の判断により、査読に回さずに不採用とすることがあります。
7. 投稿要領

投稿に際しては、完成された論文 3 部とその電子データを下記宛に送付願います。また、送付に際しては、氏名、所属、役職名、住所、連絡先(電話、ファックス、電子メール等)を明記して下さい。

なお、上記の枚数制限は、図表を含めた本文、表題、英文表題、キーワード、著者名、要旨（600 字以内）、参考文献の総計で適用されます。また、偶数ページになるよう調整をお願いする場合があります。

投稿希望者には「原稿作成の手引き」を送付いたします。下記にご連絡ください。

201-8511 東京都狛江市岩戸北 2-11-1

財団法人 電力中央研究所社会経済研究所『社会経済研究』編集委員会

TEL: 03-3480-2111, FAX: 03-3480-3492

E-mail: src-henshu-ml@criepi.denken.or.jp

8. 著作権等について

原稿の採用、雑誌の編集等については、「社会経済研究」編集委員会がその責任を負います。しかしながら、各論文の内容については、筆者にその責があります。また、本誌に掲載されたすべての原稿の著作権は（財）電力中央研究所に帰属します。他の出版物等に転載を希望する場合には、「社会経済研究」編集委員会の承諾を得てください。

社会経済研究 No. 56

2008 年 2 月 印刷発行

発行所 財団法人 電力中央研究所
社会経済研究所

〒201-8511 東京都狛江市岩戸北 2-11-1

電話 東京 (03)3480-2111

印刷：株式会社 ユウワビジネス

目 次

巻頭言	根本二郎 1
-----------	-------------

< 論文 >

『「電力自由化」特集』

欧州における電気事業制度改革の動向と課題 ー第三次電力自由化指令案を中心としてー	丸山真弘 3
北欧電力卸売市場の経済物理学的解析	大西立顕 15
水野貴之 大藤建太	南部鶴彦
電力スポット価格形成モデルを用いた PJM 市場の分析	手塚広一郎・25 石井昌宏
日本卸電力取引所の取引状況と回帰分析による価格予想	下境芳典 37
電力需要関数の地域別推定	秋山修一 49 細江宣裕
英独仏大口需要家の電力供給者変更に関する実証分析	後藤久典 59 蟻生俊夫
高速インターネット接続サービスの需要代替性 ー成熟期に向かうブロードバンドの計量経済分析ー	依田高典 71 坂平 海
寡占的電力市場における送電投資 ー我が国電力市場へのインプリケーションー	田中 誠 81
公益企業のガバナンス構造と経営効率性	尾身祐介 95
環境要因を補正した日米電気事業者の効率性比較	筒井美樹 113 刀根 薫