



RIETI Discussion Paper Series 15-J-053

産業用ディマンドリスポンスのポテンシャル評価： 工場属性を考慮した需給調整契約の分析

五十川 大也
東京大学

大橋 弘
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

産業用ディマンドリスポンスのポテンシャル評価： 工場属性を考慮した需給調整契約の分析¹

五十川大也（東京大学大学院経済学研究科）

大橋弘（東京大学大学院経済学研究科／経済産業研究所）

要 旨

本稿は、2012年および2013年夏季に電力会社から提供された需給調整契約が産業用電力需要に与えた影響を定量化し、そのポテンシャルを評価することを目的とする。東京電力・関西電力管内に工場を持つ企業を対象に行ったアンケート調査の結果と工業統計調査に含まれる各工場の属性に関するデータを接合することで、パネル回帰分析により需給調整契約が与えた影響を推定した。分析の結果、工場の属性によって需給調整契約の効果に大きな差異があり、工場の経済規模や労働生産性が電力料金やピーク電力の削減量に影響することが示唆された。推定結果を用いて、工業統計調査に含まれる工場全てに需給調整契約が提供された場合の平均的な影響を予測したところ、産業需要家の使用電力量とピーク電力が有意に押し下げられることが明らかになった。

キーワード：ディマンドリスポンス、需給調整契約、産業用電力需要

JEL classification: C23, L94, Q41

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

¹ 本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「新しい産業政策に係る基盤的研究」の成果の一部である。本稿の分析に当たって経済産業省「工業統計調査」および「経済センサス・活動調査」の調査票情報の提供を受けたことにつき、経済産業省の関係者に感謝する。また、本稿の原案に対して、ならびに経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の方々から多くの有益なコメントを頂いた。

1. はじめに

2011年3月の東日本大震災を契機として電力供給の制約が顕在化する中、電気料金をはじめとするエネルギーコストの上昇を抑制するために、より多様で柔軟なエネルギー需給構造の構築に向けた取り組みがわが国では求められている。なかでもネガワット取引などのディマンドリスポンス（電力需要マネジメント）の推進は、わが国にとって重要な取り組みであることが「経済財政運営と改革の基本方針2015」にも言及されている²。こうした新たなディマンドリスポンスを考えるにあたっては、わが国で一般電気事業者によってこれまで提供されてきた取り組みである「需給調整契約³」の問題点を明らかにすることが重要であろう⁴。

本稿では、経済産業省の工業統計調査に加えて、東京・関西電力管内における産業需要家の独自データ（工場の電力需要に関するアンケート調査）をつなぎ合わせることで、需給調整契約の効果を定量的に評価することを目的にする。これにより需要家属性による需給調整契約の影響の違いを明らかにすると共に、セレクションを考慮した上で需給調整契約への加入が産業需要家の電力利用に与えるポテンシャルな影響を予測する。

本稿で扱う需給調整契約とは工場や事務所などを対象とした契約であり、需要家によるピークシフト等の取り組みに対して電力料金の割引を行う形式をとる。需給調整契約は大まかに、（1）需給ひっ迫時に電力会社からの事前通告等によって電力使用量を抑制する契約（随時調整契約）、（2）ピーク電力の削減のために電力会社があらかじめ定めた期間の中で、具体的な日時における調整電力を定める契約（計画調整契約）の2つがある。また小口需要家の需給調整を目的として（3）ピーク電力の削減に応じて電力料金を割り引く契約も広く提供されてきた。本稿の分析では対象期間に発動がなかった随時調整契約を除く、（2）（3）の契約に焦点を合わせて分析を行った⁵。

分析において課題となるのは標本の代表性である。アンケート調査の調査票は抽出した企業にのみ送付しているため、調査対象の工場属性に関する分布は母集団のものとは一致しない。五十川他（2015）ではアンケート調査の結果を用いて、調査対象の工場に対する需給調整契約の平均的な影響を推定したが、この推定結果から需給調整契約の効果に関する一般的な示唆を導くことには限界がある。この点に関して、本稿では工業統計調査の準備調査名簿を用いて、事業所名、住所等で接合を試み、アンケート結果に工場の属性に関するデータを補間した上でより正確な形

² 諸外国に目を向けると、米国では産業用・商業用等の大口需要家や電力卸売市場を対象としたディマンドリスポンスプログラムが既にピークカット・ピークシフトに対して影響力を有している（FERC, 2012）。

³ 需給調整契約は、昭和40年代頃から「特約料金制度」という名称で制定されており（昭和54年に「需給調整契約」に名称変更）、需要面でのエネルギー利用の効率化を追求することによって設備利用の効率化によるコスト低減を図る目的として導入された。その後の需給状況の変化に対応して機動的、弾力的に需給調整契約はその拡充・強化がなされてきたものの、供給エリア内の負荷平準化を目的としている点は本質的に変わっておらず、そこで本稿のデータからも分かるように、エリア内の負荷に応じて異なる需給調整契約メニューが提供されている。

⁴ 需給検証委員会（2012）では、関西電力における需給面での対策の費用対効果分析がなされており、需給調整契約に含まれる計画調整契約とデマンドカットプランによる削減効果がそれぞれ約193万kW、約59万kW（業務用及び産業用のピーク電力推計値の10.1%、3.1%にそれぞれ相当）であったと報告されている。しかしながら、この「削減効果」とは契約上の調整電力量あるいはピーク電力実績の下落幅を集計したものであり、需給調整契約の影響としては過大に評価されている可能性がある。

⁵ 以下、本稿では「需給調整契約」に用語を統一して議論を進めることにする。

で産業用電力利用の実態を明らかにする。

分析の結果、工場の属性によって需給調整契約の効果に大きな差異が見られた。電力料金の下落は出荷額の大きい工場ほど顕著に現れている。また、出荷額を一定とすると従業者数が多いほど(あるいは従業者一人あたり出荷額が小さいほど)電力料金の下落は起こりにくくなっている。規模が大きく労働生産性が高い工場ほど電力料金下落の恩恵を受けやすい傾向があったと見られる。また、従業者数に関してはピーク電力に対しても操作変数法に基づく推定で有意に正の推定値が得られている。需給調整契約がピーク電力の抑制に結びつく上で労働生産性が鍵になっていた可能性を指摘できる。

関連する研究として、電力抑制に関してインセンティブを支払うピークタイムリベート (PTR) についてはいくつか実証・分析が行われている。PTR は計画調整契約と類似した枠組みであるが、対象期間や実績調整電力を計算する際の基準電力が契約時に定まらない点に特徴がある。米国内のパイロットプログラムにおいてプログラム評価の手法で PTR の効果を推定した先行研究として、eMeter Strategic Consulting (2010)、Faruqui and Sergici (2009)、Wolak (2006) を挙げることができる。これらの分析では PTR によって 10~30%程度ピーク時間の電力消費が抑制されるという結果が得られており、インセンティブ型のダイヤモンドリスポンスがピーク電力を抑制する上で一定の役割を果たしうることが示唆されている。一方で、わが国においては、Hosoe and Akiyama (2009) が指摘するように電力料金に対する需要の弾力性として先見的に小さい値が仮定されてきた側面があり⁶、インセンティブ型のダイヤモンドリスポンスの影響に関しても十分な知見が蓄積されていない⁷。本稿は、インセンティブ型のダイヤモンドリスポンスの一つとして位置づけられる需給調整契約の影響を定量的に分析することにより、既存のダイヤモンドリスポンスに関する研究を補間する役割を持つ。

以下、本稿は次のように構成される。第 2 節では本分析で利用するアンケート調査の概要を紹介した後、工業統計調査との接合方法を概説し、接合データの記述統計を確認する。第 3 節では、需給調整契約の影響を評価するための計量経済学的モデルと推定手法を提示し、推定結果を報告する。同時に、どのような属性を持った工場が需給調整契約に加入する傾向があるのかを明らかにする。第 4 節はまとめである。

⁶ わが国において、電力需要の価格弾力性は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の検証は少数に留まっていた。業務・産業用電力を対象とした Hosoe and Akiyama (2009)、家庭用電力を対象とした谷下 (2009) や Okajima and Okajima (2013) など特に近年になってこの点に関する分析が増えつつある。

⁷ わが国においてダイヤモンドリスポンスプログラムの影響を分析した先行研究としては、電力料金型ダイヤモンドリスポンス(時間帯ごとに電力単価を変動させることでピークシフトやピークカットを促す枠組み)を対象としたものが存在するが、必ずしも定まった結果は得られていない。例えば、Matsukawa (2001) は時間帯ごとに電力単価が異なる時間帯別料金(TOU 料金)を対象とした分析を行い、ピーク時間における高単価に対して家庭用電力需要家の反応が大きくなかった点を結果として得ている。一方、最近では Ito et al. (2013) が北九州市における実証データを用いて分析を行い、緊急ピーク時課金(CPP)の典型的な料金メニューが需要抑制に貢献し、またピーク時における電力単価が高くなるほど抑制幅が大きくなることを明らかにしている。これらの結果は、ダイヤモンドリスポンスプログラムの形式によって需要家の反応が変化しうることを示唆している。

2. 調査の概要と記述統計

本稿の定量的分析で用いるデータは、2012 年および 2013 年に実施した「工場の電力需要に関するアンケート調査」と経済産業省が実施している工業統計調査に基づいている。アンケート調査は東京電力管内に工場を所有する製造業企業約 4 万社および関西電力管内に工場を所有する製造業企業約 3 万社のうちから、それぞれ対象企業（2012 年は東京電力管内が約 1 万社、関西電力管内が約 5 千社。2013 年は東京電力管内が約 1 万社、関西電力管内が約 7 千社）を抽出して調査票を送付し、各企業について東京電力・関西電力管内の中で最も従業員数が多い工場を 1 つに特定したうえでその工場に対して回答をする形式をとった。回収率は 2012 年において 22.8%（調査票を送付した 15,000 社のうち回答があったのは 3,417 工場）、2013 年において 23.0%（調査票を送付した 17,000 社のうち回答があったのは 3,904 工場）であった⁸。

回収された結果から、欠損値や不自然な観測値を含むサンプルを除いて 4,570 工場からなるアンケート調査標本を構築した。なおアンケート調査標本からわが国の電力需給に対する含意を導く上で標本の代表性が問題となる。この点については以下の 2 つの論点がある。まず調査票の送付企業がいかに関与されたかである。分析では、製造業に属する従業員数 30 人以上の企業のうち、東京電力管内または関西電力管内に 1 カ所以上工場を保有する企業（2012 年：13,833 社、2013 年：16,983 社）を全て含めるとともに、製造業に属する従業員数 20 人以上 30 人未満かつ、東京電力管内に 1 カ所以上工場を保有する企業の中から、直近決算で売上高上位であった企業（2012 年：1,167 社、2013 年：17 社）を抽出した。したがって、アンケート調査標本は従業員数の多い大企業がもつ工場を対象にしている点に留意する必要がある。この点に関して、本稿では工業統計調査の準備調査名簿を用いて、事業所名、住所等で接合を試み、アンケート結果に工場の属性に関するデータを盛り込むことで、工場属性による需給調整契約の影響の違いを明らかにする。これにより、工業統計調査に含まれる工場全てに需給調整契約が提供された場合の平均的な影響を予測し、需給調整契約の効果に関するより一般的な示唆を得ることを目的とする。

第二に、調査票を送付した企業のうち、回答する企業は必ずしもランダムに選択されていない可能性がある。回答するか否かは企業が自ら判断することから、そうした判断が企業属性によって大きく異なるのであれば、分析結果がバイアスを持つかもしれない。分析では、このセレクションによるバイアスを考慮した推定を行い、頑健性を確認する。

以下では、まず本調査と工業統計調査の接合について述べる。その後、本稿で対象とする需給調整契約を解説し、需給調整契約への加入状況と工場の属性や電力利用の関係を概観する。

2.1. 接合データの作成

アンケートの調査結果及び対象名簿と工業統計調査の準備調査名簿（平成 24 年）を用いて、事業所名、住所等を利用してリンクし、回収されたアンケート調査票（2012 年および 2013 年）と工業統計調査パネルデータを接合する。具体的には、次の手続きでデータ接合を行った。

⁸ 回収率には調査地域や企業規模で目立った差異は見られなかった。

1. アンケート調査の結果に含まれる事業所住所と工業統計調査の準備調査名簿（以下、工業統計調査名簿）に含まれる事業所住所をマッチする。アンケート調査結果に含まれる事業所住所と完全に一致するものが工業統計調査名簿に存在した場合、両者を対応させ、マッチングを終了する。
2. アンケート調査の対象名簿（以下、アンケート調査名簿）に含まれる本社住所と工業統計調査名簿に含まれる本社住所をマッチする。アンケート調査名簿に含まれる本社住所と完全に一致するものが工業統計調査名簿に存在した場合、一致したものについてアンケート調査名簿に含まれる事業所名と工業統計調査名簿に含まれる事業所名を以下のようにマッチする。
 - (ア) アンケート調査結果に含まれる事業所名と完全に一致するものが工業統計調査名簿に存在した場合、両者を対応させ、マッチングを終了する。
 - (イ) アンケート調査結果に含まれる事業所名と部分的に一致するものが工業統計調査名簿に存在した場合、一致したものについてアンケート調査名簿に含まれる事業所住所と工業統計調査名簿に含まれる事業所住所をマッチする。アンケート調査結果に含まれる事業所住所と市区町村まで一致するものが工業統計調査名簿に存在した場合、両者を対応させ、マッチングを終了する。
3. アンケート調査名簿に含まれる代表電話番号と工業統計調査名簿に含まれる代表電話番号をマッチする。アンケート調査名簿に含まれる代表電話番号と完全に一致するものが工業統計調査名簿に存在した場合、一致したものについてアンケート調査結果に含まれる事業所名と工業統計調査名簿に含まれる事業所名をマッチする。マッチングの手続きは 2 と同様とする。
4. アンケート調査名簿に含まれる企業名と工業統計調査名簿に含まれる企業名をマッチする。アンケート調査名簿に含まれる企業名と完全に一致するものが工業統計調査名簿に存在した場合、一致したものについてアンケート調査結果に含まれる事業所名と工業統計調査名簿に含まれる事業所名をマッチする。マッチングの手続きは 2 と同様とする。

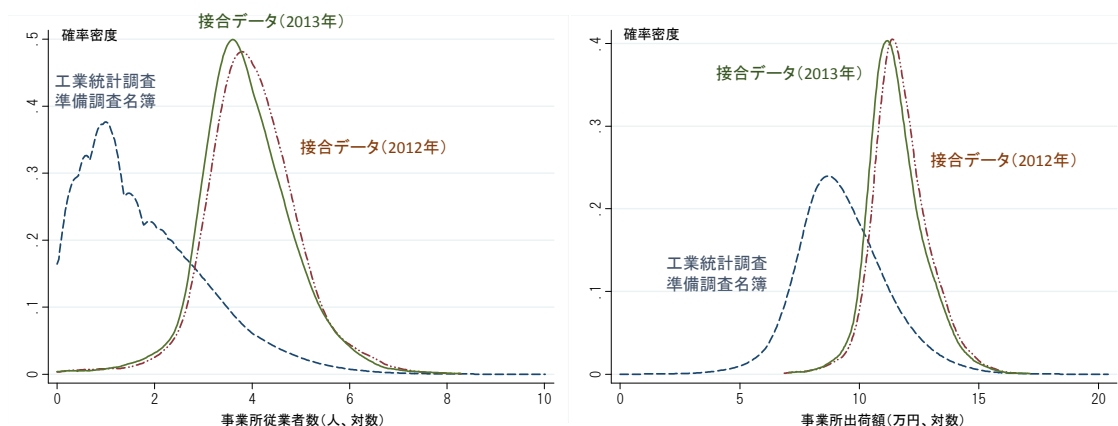
手続きの結果、3,400 工場からなる接合データが作成された⁹。これを本稿における分析標本として使用する¹⁰。図 1 は接合データ（2012 年および 2013 年）と平成 24 年工業統計調査結果（標本数：487,429）のそれぞれについて事業所の従業者数（対数値）および出荷額（対数値）をプロットしたものである。アンケート調査は従業者数の多い大企業がもつ工場を対象としているため、工業統計調査の標本全体と比較して接合データに含まれる工場は従業者数が多く、出荷額も大きい傾向がある。また、2013 年のアンケート調査は 2012 年のものより多くの工場を対

⁹ これは未接合のアンケート調査標本 4,570 工場の 74.4%に相当する。残りの事業所に関してはアンケート結果の欠損等により接合が不可能であった。

¹⁰ なお、2011 年工業統計調査および 2012 年経済センサス-活動調査を用いた分析も行い、本稿の結果の頑健性を確認している。

象としたため、2013年の接合データは2012年のものと比べて小規模な工場をより含んでいる。工業統計調査全体では従業員数平均18人、出荷額平均1,130百万円、接合データでは従業員数平均89人(2012年)、81人(2013年)、出荷額平均2,887百万円(2012年)、2,607百万円(2013年)となっている。

図1 事業所従業員数、出荷額の分布



2.2. 需給調整契約の詳細

需給調整契約の種類は震災以降拡充されつつあり、各電力会社はその普及を図るための活動を行ってきた。2012年夏季および2013年夏季に提供されたメニューは三つの類型に分けることができる。一つは、休業日の設定など一日を通じた調整によって電力料金を割引くものであり、東京電力の「夏季休日契約」や「サマーホリデープラン」、関西電力の「夏季休日特約」や「操業調整特約」が相当する。これらのメニューは主に特別高圧電力や高圧電力大口(契約電力500kW以上)の需要家を対象に提供されてきたが、東京電力の「サマーホリデープラン」は高圧電力小口(契約電力500kW未満)の需要家をターゲットとしたメニューであり、2012年夏季に新設されたが、2013年夏季には提供されなかった。メニューに加入した工場は、休業日を新たに設定するか振り替えることによって電力調整を行う。

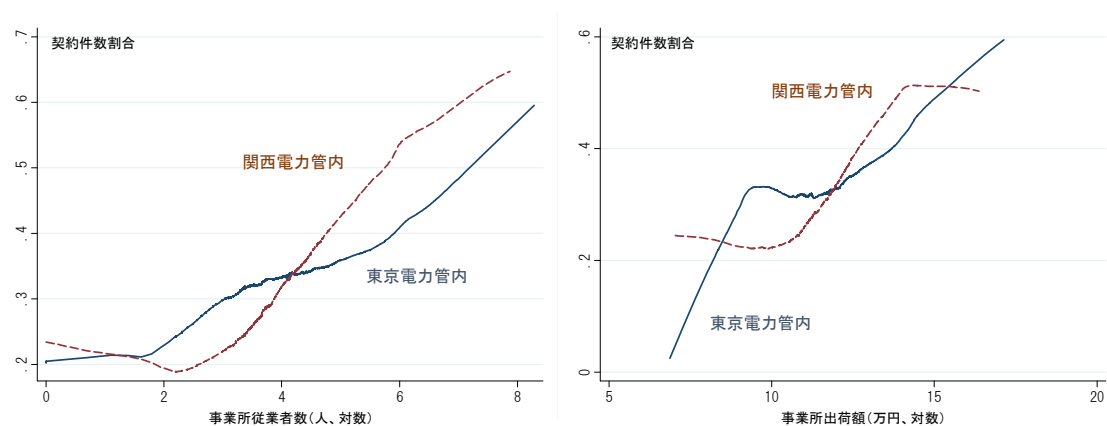
二つ目の類型は、平日の昼間や午後の電力利用の抑制に応じて電力料金を割引くものであり、東京電力の「ウィークリープラン」、関西電力の「ピーク時間調整特約」が相当する。前者は高圧電力小口の需要家、後者は特別高圧電力や高圧電力大口の需要家を主な対象としている。特定の日ではなく、連続した期間のピーク時間の電力抑制を要請する点が特色である。関西電力の「ピーク時間調整特約」(その中で最も用いられることが多い全期間調整)はその典型であり、一ヶ月間を通じた毎日(土日祝日を除く)の調整によってはじめて電力料金が割引かれる。

最後の類型として、一ヶ月のピーク電力の削減程度に応じて電力料金を割引くものが挙げられる。これに相当するものは東京電力の「デマンドダイエットプラン(2012年のみ)」、「デマンドシェービングプラン(2013年のみ)」、関西電力の「デマンドカットプラン(2012年のみ)」であり、どちらも高圧電力小口の需要家を対象としている。

2.3. 需給調整契約への加入状況

接合データに含まれる工場を対象に需給調整契約への加入状況を確認する。図2は2012年8月および2013年8月について工場の規模と夏季需給調整契約の契約件数割合の関係をプロットしたものである。平均すると従業者数や出荷額の面で規模が大きい工場ほど需給調整契約への加入割合が高くなっている。前節で確認したように小口の需要家を対象としたメニュー（デマンドダイエットプラン・デマンドシェーピングプランやデマンドカットプランなど）も提供されていたものの、平均的には大規模の工場の方が需給調整契約への加入に積極的であったことが示されている。

図2 工場の規模（従業者数、出荷額）と夏季需給調整契約の契約件数割合



3. 需給調整契約の影響に関するパネル回帰分析

本節では、2012年夏季および2013年夏季に提供された需給調整契約の影響を定量的に評価する。各工場の電力利用に関する変数として、電力料金、使用電力量、ピーク電力の3つの指標を取り上げ、これらの指標が需給調整契約の各種プランへの加入によってどのように変化するかを分析する。2012年と2013年のアンケート調査では上述の3変数について2時点（調査年8月及び当該工場について過去1年のピーク電力が最も小さかった月）の情報を得ており¹¹、各工場について最大4時点が観測されている。3,400工場に対して観測数は8,810であり、一工場あたり平均で2.6時点の情報が得られている。本稿ではこのパネル構造を利用し、パネル回帰分析の手法を用いて推定を行う。

分析を行う上では、需給調整契約加入の内生性が問題となる。需給調整契約への加入はランダムに決定されるわけではない。例えば、使用電力量が小さい工場ほど需給調整契約に加入しやすい傾向があった場合、需給調整契約の使用電力量削減効果が過大に評価される。このような内生

¹¹ したがって、サンプルによって情報を観察できる時期が異なっている。観察時期が内生的に定まる点は推定結果にバイアスを生じさせる懸念があるが、問題となるのは「当該工場について過去1年のピーク電力が最も小さかった月」自体が変わるような大きな需要ショックが生じた場合に限られる。

性バイアスに対応するために、本稿では二つの対応をとる。一つは、固定効果モデルを用いた推定を行うことで、需要家固有の効果を推定結果から取り除くことである¹²。もう一つは、推定において操作変数法を採用することである。操作変数を構築する上で、工場が需給調整契約の加入を決定する際に考慮する外生的な変数が必要となる。

以下、3.1節で工場の需給調整契約に加入に関する意思決定をモデル化し、そのパラメータを推定する。これにより工場の需給調整契約への加入が合理的な判断に基づいているのかを確認するとともに、需給調整契約の影響を推定する上での操作変数の候補を絞り込む。その後、3.2節でパネル回帰分析の手法を用いて需給調整契約の影響を定量的に評価する。

3.1. 需給調整契約への加入

本節では、夏季に提供された需給調整契約について、どのような工場が加入していたのかを回帰分析によって明らかにする。具体的には、以下の線形確率モデルに基づく定式化を採用する¹³。ここでは、夏季の需給調整契約について情報が含まれる2012年8月および2013年8月を対象として分析を行う。

$$D_{it}^* = z_{it}'\gamma + \xi_i + \xi_t + u_{it}, \quad t \in \tilde{T}_i. \quad (1)$$

ただし、 D_{it} は t 期における工場 i の需給調整契約への加入有無を表すダミー変数、 z_{it} は工場 i の需給調整契約に加入に関する意思決定に関与すると考えられる変数からなるベクトルである。 ξ_i と ξ_t はそれぞれ工場と時期に関する固定効果項であり、それぞれ工場属性と時期による需給調整契約への加入について異質性を捉えている。 u_{it} は推定における誤差項、 \tilde{T}_i は2012年8月および2013年8月からなる時点の集合である。

需給調整契約への加入に影響する工場の属性のうち時系列のバリエーションを持たない要素については工場固定効果項 ξ_i でコントロールされている。これに加えて、時期により変動する説明変数として工場の契約電力(kW、対数値)を z_{it} に加えた。2.2節でまとめたように、工場の契約電力によって提供される需給調整契約のメニューは異なっており、工場の意思決定にも影響すると予想される。また、契約電力は需要家の過去の電力利用実績を元に決定される¹⁴のもであり、短期的な工場の意思決定においては外生とみなしても問題となりにくいと考えられる。

これに加えて、説明変数 z_{it} には工場が需給調整契約に加入することから得られる便益に関する変数を含める。ここでは需給調整契約によって電力利用(ピーク電力、使用電力量)を抑制できる余地が大きい需要家ほど需給調整契約から得られる便益が高くなると考え、「電力利用の抑制余地」を捉える代理変数を構築する。抑制余地を計算する上で基本的なアイデアは、「抑制前の電力利用」と「抑制後の電力利用」を捉える代理変数をそれぞれ設定し、これらの差を取ることである。分析を行う上で、代理変数は全ての工場について観察されている必要がある。

¹² この手法は五十川他(2015)と同様のものである。

¹³ ロジットモデルおよびプロビットモデルに基づく定式化も想定されるが、次節のパネル回帰分析(操作変数法)との対応関係を考慮し、ここでは線形モデルを用いた。

¹⁴ 小口需要家については、過去一年のうちピーク電力が最大の月の値が契約電力として設定される。

「抑制前の電力利用」を捉える代理変数として、本分析では前述の契約電力を利用する¹⁵。契約電力は短期的な意思決定において外生であると考えられ、また需給調整契約のメニューによっては実際に電力の調整分を計算する上で契約電力を用いている。東京電力が2012年夏季に提供したデマンドダイエットプランでは、需要家の契約電力と当該月のピーク電力の差を調整電力として、それに単価を掛けることで電力料金の割引額を算定している。

一方、「抑制後の電力利用」を捉える代理変数としては三つの候補を設定した。一つは、(当該工場にとって)過去一年でピーク電力が最小の月(以下、「最小月」と呼ぶ)を取り上げ、その月のピーク電力を用いる方法である。東京電力のデマンドダイエットプランやデマンドシェービングプラン、関西電力のデマンドカットプランはピーク電力の差から電力料金の割引額を計算する構造になっており、「抑制後のピーク電力」を代理できるのであれば¹⁶、最小月のピーク電力が代理変数として有力な候補となりうる。二つ目の候補は、当該月の平均使用電力量である。需給調整契約の大きな目標の一つが負荷の平準化であると考え、平均使用電力量は負荷平準化が最大限行われたものとして「抑制後の電力利用」を代理しうる。また、東京電力の夏季休日契約、関西電力の夏季休日特約や操業調整特約といったメニューは一日を通じた平均電力を元として割引額を計算しており、このアプローチとある程度整合的であると考えられる。ただし、需給調整契約の影響を分析する際に、当該月の平均使用電力量は内生性が問題となりうる点には留意が必要である。三つ目の候補はこの内生性の問題を考慮したものであり、最小月の平均使用電力量を用いる。

以上をまとめ、「電力利用の抑制余地」を捉える代理変数の候補として以下を用いる。

- ・ 電力抑制余地(最小月ピーク): 契約電力と最小月ピーク電力の差(対数値)
- ・ 電力抑制余地(当該月平均): 契約電力と当該月平均電力の差(対数値)
- ・ 電力抑制余地(最小月平均): 契約電力と最小月平均電力の差(対数値)

最小二乗法により推定を行った結果が、表1である。推定結果の一行目は電力抑制余地として全ての候補を説明変数として用いたが、有意に推定されたものは契約電力と当該月平均電力の差をとったものに限られた。推定結果の二行目はこの電力抑制余地(当該月平均)だけに候補を絞り推定を行なっている。推定値からは、この抑制余地が大きい需要家ほど積極的に需給調整契約に加入する傾向が見られており、直観に沿う結果となっている。また、契約電力の係数は負となっている。2.3節では規模の大きい需要家ほど需給調整契約に加入している傾向が見られていたが、電力利用の抑制余地でコントロールした上では逆に小口の需要家のほうが需給調整契約に積極的に加入している。

推定結果から、説明変数の係数が全て0であるという仮説は棄却されるが、決定係数は0.013

¹⁵ なお、「抑制前の電力利用」を捉える代理変数として、当該月のピーク電力を用いることも考えられる。しかしながら、需給調整契約に加入した工場にとっては当該月のピーク電力は既に抑制が行われた結果を反映しており、外生変数として扱うのは困難である。特に、次節においてピーク電力と需給調整契約の関係を議論する際にこの問題は大きくなる。

¹⁶ 需給調整契約に加入した工場に関して、当該月(2012年8月または2013年8月)のピーク電力と最小の月のピーク電力の相関係数は0.973であった。これは、需給調整契約に加入していない工場について計算した相関係数0.931より大きく、少なくともある程度は需給調整契約によってピーク電力が最小の月のものに近づいていると考えられる。

と低い水準に留まっている。

表 1 推定結果：需給調整契約への加入

被説明変数:	線形確率モデル:(1)式	
	需給調整契約加入有無	
契約電力(対数値)	-0.168 (0.147)	-0.209 ** (0.106)
電力抑制余地(最小月ピーク)	-0.019 (0.033)	
電力抑制余地(当該月平均)	0.242 ** (0.114)	0.209 ** (0.097)
電力抑制余地(最小月平均)	-0.037 (0.159)	
工場ダミー	あり	あり
時期ダミー	あり	あり
F値	11.91 ***	22.42 ***
決定係数	0.025	0.013
観測数	4,308	4,451

Notes: ***, **, *はそれぞれ推定値が 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

3.2. 需給調整契約の影響

ここでは、需給調整契約への加入が工場の電力料金、使用電力量、ピーク電力に及ぼした影響を定量的に評価する。なお 2012 年夏季および 2013 年夏季に提供された需給調整契約の影響に分析の焦点を合わせるが、関西電力管内では 2011 年冬季にも需給調整契約が提供されたことから冬季の影響もコントロールすることにする。

3.1 節では、工場の属性が需給調整契約への加入に無視しえない影響を及ぼしていることが示唆されていた。従って需給調整契約の影響を評価する際には、需給調整契約加入の内生性を考慮に入れた分析が望まれる。本稿では固定効果モデルによる推定を行う¹⁷。

具体的には、以下のモデルを採用する。

$$\log(y_{it}) = D_{it} * Summer_t * x_i' \alpha + \tilde{x}_{it}' \beta + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{it}, \quad t \in T_i. \quad (2)$$

y_{it} は t 期における工場 i の電力利用を捉える変数であり、電力料金請求額（千円）、使用電力量（kWh）、ピーク電力（kW）の 3 つを用いる。 $Summer_t$ は時点 t が夏季（データ上の 7 月と 8 月）か否かを表すダミー変数¹⁸、 x_i は工場 i の属性を表す変数からなるベクトルである。この定式化によって需給調整契約の効果が工場の属性 x_i によって異なることを許容している。ここでは工場の属性 x_i として、従業者数（人、対数値）および出荷額（万円、対数値）を用いる。一方、

¹⁷ 固定効果モデルは異質性や時期による電力利用の差異を捉える上で有効なモデルであるが、企業の調査票への回答は無作為に決定されると仮定されている。そこで企業の属性等に依って回答率に差がある場合には、第 2 節で言及したようにセレクションバイアスの問題が出てくる。この点に対処するためには、抽出前の母集団（ここでは調査票を送付した 15,000 企業）を対象としてセレクションモデルに基づく推定を行うアプローチが考えられる。ここでは、(2)式に関して第二種トロービットモデルに基づいた推定を行い、本稿の結果の頑健性を確認した。

¹⁸ 冬季の需給調整契約の影響をコントロールする際には冬季ダミー $Winter_t$ （2011 年 12 月～2012 年 2 月に関して 1 をとるダミー変数）を用いる。

\hat{x}_{it} は工場属性のうち時期のバリエーションを持つ変数であり、契約電力（kW、対数値）に着目する。 η_i と η_t はそれぞれ工場と時期に関する固定効果項であり、それぞれ工場属性と時期による電力利用の異質性を捉えている。また、 ε_{it} は誤差項である。 T_i は需要家*i*について観測できる時点の集合であり、最大4時点（2012年8月、2011年9月～2012年8月でピーク電力が最小の月、2013年8月、2012年9月～2013年8月でピーク電力が最小の月）が含まれる。

推定においては $D_{it} * Summer_t$ を内生変数として扱い、操作変数法を採用する。操作変数としては前節の議論に基づき、電力抑制余地（当該月平均）と夏季ダミーの交差項を用いた¹⁹。しかしながら、電力抑制余地（当該月平均）を操作変数として用いる上で二点が問題となる。一点は、前節で確認したように電力抑制余地（当該月平均）の需給調整契約への加入に対する説明力が低く、弱相関操作変数（Weak Instrumental Variables）の問題によって推定結果のパフォーマンスが低下する可能性である。もう一点は、（説明変数以外の）操作変数が一つに限られているため推定がjust-identifiedとなり、Sargan統計量等によって操作変数の有効性を検定できない点である。これらの問題を考慮し、以下で推定結果を報告する際には、最小二乗法に基づく推定結果と操作変数法に基づく推定結果を併記する。

3.2.1. 推定結果

表2は需給調整契約への加入が工場の電力利用に与える影響をまとめたものであり、上段が最小二乗法に基づく推定結果、下段が操作変数法に基づく推定結果に対応している。電力料金、使用電力量、ピーク電力に対する影響をそれぞれ報告しており、各被説明変数に対して一列目は分析標本に対する需給調整契約の平均的な影響、二列目は工場属性による影響の違いを示している。

推定結果から、平均的には需給調整契約が電力料金、使用電力量、ピーク電力を押し下げる効果を有していたことがわかる。ただし、使用電力量については最小二乗法で有意な推定値が得られていない。需給調整契約は基本的に料金の割引を導く仕組みとなっているため、需給調整契約に加入することによって電力料金が下がることは自然である。一方、電力料金への影響と比べると影響のオーダーは小さいものの、工場レベルの使用電力量やピーク電力の削減に対して夏季の需給調整契約が一定の影響を有していた点は注目に値する。

工場属性による影響の違いとしては、電力料金とピーク電力に関してのみ有意な推定値が得られている。電力料金の下落は出荷額の大きい工場ほど顕著に見られる（有意性があるのは最小二乗法のみ）。また、出荷額を一定とすると従業者数が多いほど（従業者一人あたり出荷額が小さいほど）電力料金の下落は起こりにくくなっている。規模が大きく労働生産性が高い工場ほど電力料金下落の恩恵を受けやすい傾向があったと見られる。また、従業者数に関してはピーク電力に対しても操作変数法に基づく推定で有意に正の推定値が得られている。需給調整契約がピーク電力の抑制に結びつく上で労働生産性が鍵になっていた可能性を指摘できる。

¹⁹ 工場属性との交差項 $D_{it} * Summer_t * x_i$ を説明変数として用いる場合には、電力抑制余地（当該月平均）と x_i の交差項を操作変数として加える。

表 2 夏季の需給調整契約への加入が工場の電力利用に与える影響

被説明変数:	最小二乗法:(2)式					
	電力料金(千円、対数値)		使用電力量(kWh、対数値)		ピーク電力(kW、対数値)	
夏季需給調整契約への加入×夏季ダミー	-0.090 *** (0.026)	0.465 * (0.257)	-0.030 (0.026)	-0.082 (0.254)	-0.031 ** (0.013)	0.118 (0.128)
× 従業者数(人、対数値)		0.072 * (0.043)		-0.026 (0.042)		0.009 (0.021)
× 出荷額(万円、対数値)		-0.072 ** (0.032)		0.013 (0.031)		-0.015 (0.016)
契約電力	0.075 *** (0.023)	0.084 *** (0.025)	0.226 *** (0.023)	0.252 *** (0.024)	0.392 *** (0.012)	0.433 *** (0.012)
工場ダミー	あり	あり	あり	あり	あり	あり
時期ダミー	あり	あり	あり	あり	あり	あり
F値	25.73 ***	21.69 ***	26.65 ***	22.97 ***	123.5 ***	109.51 ***
決定係数	0.120	0.129	0.444	0.464	0.755	0.764
観測数	8,812	8,626	8,812	8,626	8,812	8,626

被説明変数:	操作変数法:(2)式					
	電力料金(千円、対数値)		使用電力量(kWh、対数値)		ピーク電力(kW、対数値)	
夏季需給調整契約への加入×夏季ダミー	-1.161 *** (0.242)	-1.917 ** (0.892)	-1.445 *** (0.337)	-2.717 ** (1.348)	-0.688 *** (0.203)	-0.823 (0.577)
× 従業者数(人、対数値)		0.207 ** (0.102)		0.102 (0.155)		0.109 * (0.066)
× 出荷額(万円、対数値)		-0.036 (0.079)		0.057 (0.120)		-0.027 (0.051)
契約電力	0.040 (0.033)	0.054 (0.042)	0.161 *** (0.050)	0.297 *** (0.065)	0.333 *** (0.031)	0.432 *** (0.027)
工場ダミー	あり	あり	あり	あり	あり	あり
時期ダミー	あり	あり	あり	あり	あり	あり
Wald統計量	8.75E+05 ***	7.67E+05 ***	1.01E+06 ***	7.36E+05 ***	7.79E+05 ***	1.06E+06 ***
観測数	8,779	8,593	8,779	8,593	8,779	8,593

Notes: ***, **, *はそれぞれ推定値が 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

地域別の推定

本分析では東京電力管内および関西電力管内を対象としたが、2.3 節で触れたように両地域で提供されていた需給調整契約のメニューは同一ではない。また、地域によって節電への意識や余力が異なる可能性があり、需給調整契約が与える影響も異なりうる。この点を確認するために、ここでは地域別に前述の推定を行った結果を報告する。

表 3a および表 3b は東京電力管内と関西電力管内に属する工場を対象に別々に推定を行い、夏季の需給調整契約への加入が工場の電力利用に与える影響（表 2 と対応）を報告したものである。両地域とも最小二乗法については電力料金について、操作変数法では電力料金、使用電力量、ピーク電力について需給調整契約が平均的に負の影響を有していた点が結果として得られている。工場属性について両地域で共通で得られているのは、従業者数とピーク電力の関係についての操作変数法推定値であり、出荷額を一定とすると従業者数が多いほど（従業者一人あたり出荷額が小さいほど）需給調整契約によりピーク電力の抑制が達成されにくくなっている。また、関西電力管内においては電力料金に関して従業者数と出荷額が有意な影響を持っており（最小二乗法の出荷額の係数を除く）、規模が大きく労働生産性が高い工場ほど需給調整契約によって電力料金が下落している傾向にあった。

多くの点について、有意性に多少の違いは見られるが、東京電力管内と関西電力管内で質的に同様の結果が得られている。この点を根拠として、以下で需給調整契約のポテンシャルを分析する際には地域をまとめた推定結果（表 2）を基に推計を行う。

表 3a 夏季の需給調整契約への加入が工場の電力利用に与える影響（東京電力管内）

[東京電力管内]		最小二乗法:(2)式					
被説明変数:		電力料金(千円、対数値)		使用電力量(kWh、対数値)		ピーク電力(kW、対数値)	
夏季需給調整契約への加入×夏季ダミー		-0.080 **	0.463	-0.011	0.016	-0.008	0.116
		(0.034)	(0.332)	0.029	(0.281)	(0.015)	(0.143)
× 従業者数(人、対数値)			0.057		-0.033		-0.005
			(0.053)		(0.045)		(0.023)
× 出荷額(万円、対数値)			-0.066		0.009		-0.008
			(0.041)		(0.034)		(0.018)
契約電力		0.192 ***	0.216 ***	0.227 ***	0.255 ***	0.246 ***	0.274 ***
		(0.032)	(0.034)	0.027	(0.029)	(0.014)	(0.015)
工場ダミー		あり	あり	あり	あり	あり	あり
時期ダミー		あり	あり	あり	あり	あり	あり
F値		18.33 ***	16.6 ***	20.84 ***	18.95 ***	74.56 ***	68.26 ***
決定係数		0.338	0.361	0.516	0.539	0.722	0.743
観測数		5,592	5,476	5,595	5,479	5,596	5,480

[東京電力管内]		操作変数法:(2)式					
被説明変数:		電力料金(千円、対数値)		使用電力量(kWh、対数値)		ピーク電力(kW、対数値)	
夏季需給調整契約への加入×夏季ダミー		-1.168 ***	-2.548 **	-1.218 ***	-3.358 ***	-0.812 ***	-1.744 **
		(0.303)	(1.249)	(0.275)	(1.193)	(0.154)	(0.695)
× 従業者数(人、対数値)			0.168		0.055		0.132 *
			(0.126)		(0.122)		(0.071)
× 出荷額(万円、対数値)			0.010		0.107		0.000
			(0.100)		(0.097)		(0.056)
契約電力		0.184 ***	0.189 ***	0.218 ***	0.222 ***	0.205 ***	0.214 ***
		(0.038)	(0.048)	(0.034)	(0.046)	(0.019)	(0.027)
工場ダミー		あり	あり	あり	あり	あり	あり
時期ダミー		あり	あり	あり	あり	あり	あり
Wald統計量		5.73E+05 ***	4.19E+05 ***	1.54E+06 ***	9.99E+05 ***	1.27E+06 ***	7.67E+05 ***
観測数		5,574	5,458	5,577	5,461	5,578	5,462

Notes: ***, **, *はそれぞれ推定値が1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

表 3b 夏季の需給調整契約への加入が工場の電力利用に与える影響（関西電力管内）

[関西電力管内]		最小二乗法:(2)式					
被説明変数:		電力料金(千円、対数値)		使用電力量(kWh、対数値)		ピーク電力(kW、対数値)	
夏季需給調整契約への加入×夏季ダミー		-0.114 **	0.529	-0.061	-0.288	-0.087 ***	0.025
		(0.047)	(0.405)	(0.059)	(0.505)	(0.028)	(0.240)
× 従業者数(人、対数値)			0.122 *		0.000		0.033
			(0.071)		(0.089)		(0.042)
× 出荷額(万円、対数値)			-0.097 *		0.018		-0.021
			(0.051)		(0.063)		(0.030)
契約電力		-0.071 **	-0.077 **	0.220 ***	0.245 ***	0.569 ***	0.621 ***
		(0.033)	(0.035)	(0.041)	(0.043)	(0.020)	(0.021)
工場ダミー		あり	あり	あり	あり	あり	あり
時期ダミー		あり	あり	あり	あり	あり	あり
F値		10.56 ***	9.02 ***	8.49 ***	7.45 ***	59.69 ***	54.77 ***
決定係数		0.038	0.046	0.339	0.358	0.725	0.727
観測数		3,220	3,150	3,217	3,147	3,216	3,146

[関西電力管内]		操作変数法:(2)式					
被説明変数:		電力料金(千円、対数値)		使用電力量(kWh、対数値)		ピーク電力(kW、対数値)	
夏季需給調整契約への加入×夏季ダミー		-1.079 ***	-1.377	-1.481 ***	-1.959	-0.463 **	0.112
		(0.301)	(1.278)	(0.388)	(1.747)	(0.186)	(0.723)
× 従業者数(人、対数値)			0.303 *		0.389 *		0.169 *
			(0.173)		(0.235)		(0.098)
× 出荷額(万円、対数値)			-0.094		-0.111		-0.104
			(0.121)		(0.165)		(0.069)
契約電力		-0.109 ***	-0.099 **	0.185 ***	0.246 ***	0.552 ***	0.627 ***
		(0.039)	(0.047)	(0.052)	(0.063)	(0.025)	(0.026)
工場ダミー		あり	あり	あり	あり	あり	あり
時期ダミー		あり	あり	あり	あり	あり	あり
Wald統計量		3.85E+05 ***	3.50E+05 ***	4.96E+05 ***	4.18E+05 ***	5.96E+05 ***	6.61E+05 ***
観測数		3,205	3,135	3,202	3,132	3,201	3,131

Notes: ***, **, *はそれぞれ推定値が1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

3.2.2. 需給調整契約のポテンシャル評価

2.1節でも触れたように、アンケート調査は従業者数の多い大企業がもつ工場を対象としている

るため、工業統計調査の標本全体と比較して接合データに含まれる工場は従業者数が多く、出荷額も大きい傾向がある。表 2 では夏季の需給調整契約への加入が工場の電力利用に与える平均的な影響を確認したが、この結果はあくまで推定に用いた接合データにおける平均に過ぎず、わが国における工場全体に需給調整契約が提供された場合の影響を代表しているとは限らない。実際、表 2 では同時に工場の経済的規模や労働生産性によって需給調整契約が電力料金やピーク電力に与える影響が異なる点が明らかになっており、需給調整契約のポテンシャルを評価する際にはこの点を考慮に入れた分析が必要とされる。

需給調整契約の効果に関してより一般的な示唆を得るために、ここではセレクションを考慮し、工業統計調査に含まれる工場全てに需給調整契約が提供された場合の平均的な影響を予測する。表 2 の結果（工場属性を考慮に入れた推定値）に従って工業統計調査に含まれる工場ごとに需給調整契約の影響を推定²⁰、その平均値を求めたものが表 4 である。なお、3.2 節で議論した操作変数法の問題点を踏まえ、本項のポテンシャル評価においては最小二乗法に基づく推定値を用いたが、操作変数法推定値も用いても質的な結果は同様であった。結果からは使用電力量とピーク電力の抑制について有意な影響が見られている。

表 4 需給調整契約への加入が産業需要家の電力利用に与える影響
(セレクションを考慮した上での推定結果)

	電力料金	使用電力量	ピーク電力
データ: 工業統計調査 (観測数: 279,535)	-7.4%	-10.9% ***	-8.3% ***

Notes: ***, **, *はそれぞれ推定値が 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

4. まとめ

本稿では、経済産業省の工業統計調査に加えて、東京・関西電力管内における産業需要家の独自データ（工場の電力需要に関するアンケート調査）をつなぎ合わせることで、需給調整契約の効果に関して定量的な評価を行った。分析において課題となるのは標本の代表性である。限られた標本を用いた分析から需給調整契約の影響に関する一般的な示唆を導くために、調査対象に含まれる工場の属性を十分に考慮にした分析が必要とされる。本分析では経済産業省が実施している工業統計調査の準備調査名簿を用いて、事業所名、住所等で接合を試み、アンケート結果に工場の属性に関するデータを盛り込んだ上でより正確な形で産業用電力利用の実態を明らかにした。

一般電気事業者によって提供されてきた現行の需給調整契約に関する含意として、以下の 2 つの点が得られた。第一に、需給調整契約は、需要家に電力料金の割引を通じて、使用電力量お

²⁰ 夏季の需給調整契約に関する係数（前節の α ）の推定値から需給調整契約への加入による電力利用の変化分（ $\exp(\alpha) - 1$ ）を計算した。なお、出荷額の情報が得られる工場に標本を絞ったため、ここで用いる観測数は 279,535 となっている。

よびピーク電力を削減しようという点である。推定結果から、2012年および2013年夏季に提供された需給調整契約は平均的に電力料金、使用電力量、ピーク電力を押し下げる効果を有したことが明らかになった。第二に、需給調整契約の効果は、需要家の属性によって異なる。推定結果から、労働生産性が大きい工場ほど需給調整契約によるピーク電力の抑制が起りやすい点が表示された。需給調整契約の目的や対象とする需要家によって、望ましいデマンドリスポンスのプログラムを議論する必要がある。

最後に、需給調整契約は使用電力量およびピーク電力を抑制できるポテンシャルがあり、省エネルギーの推進に資すると考えられる。2012年夏季においては数値目標付の節電要請が複数の地域に対してなされ、本稿で対象とした関西電力管内においても2010年比で10%（生産活動に支障が生じる場合には5%）の節電目標が設定された²¹。定着節電等により2012年夏季の関西電力管内ピーク電力実績は2010年比13.3%下落となり目標は達成されたが、今後の需要対策として需給調整契約の更なる積み増しが求められている（需給検証委員会報告書（2012：21））。本稿で得られた結果から産業用電力需要に当てはめて計算すると、需給調整契約の普及によって2012年夏季の関西電力管内におけるピーク電力は2010年比で最大21.6%²²（=13.3%+8.3%）の削減が潜在的に可能であると推計される。

²¹ 数値目標が付された他の地域は、北海道電力管内（10%）、四国電力管内（5%）、九州電力管内（10%）であった。

²² なお、ここでの推計値は以下の2点から実際の効果の上限値を示している可能性があることに注意が必要である。（1）2012年夏季においては本稿で取り上げたように実際に需給調整契約に加入した需要家が少なからず存在したが、その影響を捨象して推計を行なっていること。（2）本分析で扱ったピーク電力の下落はあくまで個別需要家単位の影響を平均したものであり、電力管内全体のピーク電力の下落とは一致しないこと。

参考文献

- [1] 五十川大也・大橋弘・中村豪・西川浩平・花田真一 (2015)「需給ひっ迫時における需要抑制策の評価：2012年夏季の需給調整契約が産業用需要に与えた影響」日本経済研究，近刊.
- [2] 需給検証委員会（電力需給に関する検討会合／エネルギー・環境会議）(2012)「需給検証委員会 報告書」
- [3] 内閣府 (2015)「経済財政運営と改革の基本方針 2015 ～経済再生なくして財政健全化なし～」
- [4] 谷下雅義 (2009)「世帯電力需要量の価格弾力性の地域別推定」エネルギーと資源, 30(5), pp. 1-7.
- [5] eMeter Strategic Consulting (2010), “PowerCentsDC Program Final Report,” Smart Meter Pilot Program, Inc.
- [6] Faruqui, A. and S. Sergici (2009), “BGEs Smart Energy Pricing Pilot Summer 2008 Impact Evaluation,” Baltimore Gas & Electric Company.
- [7] Federal Energy Regulatory Commission (2011), “Assessment of Demand Response & Advanced Metering.”
- [8] Hosoe, N. and S. Akiyama (2009), “Regional electric power demand elasticities of Japan's industrial and commercial sectors,” *Energy Policy*, 37(11), pp. 4313-4319.
- [9] Ito, K., T. Ida, and M. Tanaka (2013), “Using Dynamic Electricity Pricing to Address Energy Crises: Evidence from Randomized Field Experiments,” Working paper.
- [10] Matsukawa (2001), “Household Response to Optional Peak-Load Pricing of Electricity,” *Journal of Regulatory Economics*, 20(3), pp. 249-267.
- [11] Okajima, S. and H. Okajima (2013), “Estimation of Japanese price elasticities of residential electricity demand, 1990–2007,” *Energy Economics*, 40, pp. 433–440.
- [12] Wolak, F. A. (2006), “Residential Customer Response to Real-Time Pricing: The Anaheim Critical-Peak Pricing Experiment,” Working Paper.