

# 東日本大震災前後における産業用電力需要の構造変化 —時系列分析によるアプローチ—

## Structural Changes of Industrial Power Demand after Great East Japan Earthquake — An Approach Based on Time Series Analysis —

キーワード：大口電力需要，電力需要関数，時系列分析，構造変化分析

間瀬 貴之 林田 元就

本稿は、2000年1～3月期から2015年1～3月期までの大口電力需要データに時系列分析の方法を適用し、東日本大震災前後で電力需要関数に構造変化が生じたかどうかを検討したものである。構造変化テストを行った結果、大口電力需要関数の構造変化時点は業種により異なり、大口合計と機械は震災後の2011年7～9月、素材は2008年1～3月であった可能性が示唆された。また、個々のパラメータの有意性検定によれば、それぞれの構造変化時点を境に、生産弾力性の値は、素材では0.94から1.10(+0.16pt)へ上昇、機械では0.60から0.40(-0.20pt)へ低下した可能性があることが分かった。

1. はじめに
2. 分析モデルと計量分析の方法
  - 2.1 大口電力需要関数の定式化
  - 2.2 計量分析の方法
3. 分析対象データとその時系列特性
  - 3.1 分析対象データの説明
  - 3.2 大口電力需要の四半期別の推移
  - 3.3 単位根検定
  - 3.4 共和分検定
4. 大口電力需要関数の推定結果
  - 4.1 大口電力需要関数の推定
  - 4.2 構造変化検定の結果
    - 4.2.1 逐次 Chow 検定
    - 4.2.2 構造変化検定
    - 4.2.3 個々のパラメータの検定
  - 4.3 構造変化を考慮した大口電力需要関数
5. 産業用需要の構造変化は起きたのか
  - 5.1 業種により異なる構造変化時点と生産弾力性の変化
  - 5.2 今後の課題

### 1. はじめに

東日本大震災以降、既存電力会社10社計の販売電力量と総合的な経済活動状況を示す実質国内総支出（GDP）との関係に変化が生じている。とりわけ、家庭用や業務用の民生用需要においてその傾向が顕著である。震災後の電力需給逼迫に対応して実施された、2011年夏の電力使用制限令や12年夏の需要家に対するエリアごとの節電要請<sup>1</sup>を端緒として、

官民各部門における節電・省エネへの取り組みが業務部門を中心に大きく進展した可能性がある。一方、主に大規模工場向けの動力需要である大口電力需要は、生産活動の派生需要の性格が強いことから、震災以降も鉱工業生産指数（生産指数）と密接な関係を維持している（図1）。

本稿では、産業用の大口電力需要に焦点をあて、民生用需要でみられるような、震災前後の経済活動と電力需要の関係性の変化について、時系列分析の観点から検証する。具体的には、2000年以降において、電力需要関数の構造に変化が生じていたか、生じていれば、

<sup>1</sup> 2011年夏の電力使用制限令の詳細については、木村・西尾(2012)、2012年夏の需要家に対する節電要請については内閣府(2012)を参照されたい。

その時点がいつだったのかについて検討する。

電力需要関数の時系列分析に関する先行研究は、需要関数の説明変数に係るパラメータ、すなわち、所得（生産）弾力性や価格弾力性の計測に関する分析が中心である。例えば、Beenstock, Goldin and Nabot(1999)は、共和分を考慮した動学回帰モデルを用いて、イスラエルの家庭部門と産業部門の電力需要を分析している。Kamerschen and Porter(2004)は、アメリカにおける産業用需要を、説明変数の内生性を考慮するために、同時方程式モデルを利用して分析を行っている。また、Bernstein and Madlener(2015)は、ドイツにおける製造業 8 部門別の電力需要について、共和分を考慮したベクトル自己回帰モデルを用いて分析している。それぞれの産業部門における結果をみると、所得（生産）弾力性は 0.7 から 1.9 と弾力的であるが、価格弾力性は 0（統計的に有意でない）から -0.61 と相対的に非弾力的という結果が得られている。

当所では、販売電力量の短期予測を目的として、電力需要関数の分析を継続的に行っている<sup>2</sup>。短期予測に使用してきたモデルは、服部・門多・小島(1992)、門多(1999)、林田・門多(2006)、林田・間瀬・杉本(2013a)などに概要を示している。そこでは、先行研究と同様に所得（生産）要因、相対価格要因、気温要因の 3 要因を説明変数とする対数線形モデルを採用している。林田他(2013a)で計測した、大口電力需要関数の生産弾力性と価格弾力性はそれぞれ 0.53、-0.26 であり、生産弾力性の値は先行研究に比べやや小さな値を示している。

<sup>2</sup> 当所では、地域別の分析も継続的に行っている。代表的な文献として、大河原・小野島・松川(1989)、山野(1999)、大塚・田口・林田・間瀬(2013)がある。

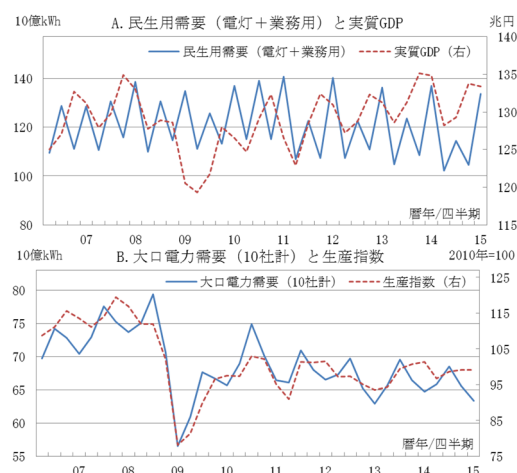


図1 販売電力量と経済指標の推移

注) 本図は経済産業省「電力調査統計」、電気事業連合会「電力需要実績」、内閣府「GDP統計速報」より当所で作成した。

本稿では、林田他(2013a)の大口電力需要関数を基礎として、震災前後に需要関数に構造変化が生じたのかについて計量分析を行った。構成は以下の通りである。まず、2 章では分析モデルと計量分析の方法について述べる。3 章では、大口電力需要や生産指数など分析に利用したデータについて説明するとともに、それらの時系列特性を分析する。4 章では、電力需要関数の推定結果および構造変化検定の結果をまとめる。最後の 5 章では、本稿の結論と今後の課題について述べる。

## 2. 分析モデルと計量分析の方法

### 2.1 大口電力需要関数の定式化

産業用の電力需要関数は、生産活動の派生需要として導出される。ある企業が資本（機械や建物など）、労働、複数のエネルギー財を生産要素として、ある産出物を生産しているとする。その場合、生産関数は以下のように示される。

$$X = F(E_1, E_2, \dots, E_m, K, L), \quad (1)$$

ここで、 $X$  は生産量、 $E_1, E_2, \dots, E_m$  は  $m$  個のエネルギー財の投入量、 $K$  と  $L$  は資本投入量と労働投入量である。このとき、 $E_j$  を電力投入量とすると、電力需要関数は、(1) を  $E_j$  について解くことにより、次式のように与えられる。

$$E_j = F(P_1, \dots, P_m, P_K, P_L, X), \quad (2)$$

ここで、 $P_1, \dots, P_m, P_K, P_L$  はエネルギー財を含む各生産要素の価格である。(2) で示されるように、電力需要関数は各生産要素の価格と生産量の関数として表現できる。先行研究では、分析対象を絞るため、電力を除くエネルギー財価格およびその他の生産要素価格を一定と考えることにより、電力需要を生産量 ( $X$ ) と電力価格 ( $P_j$ ) の関数として分析することが多く、本稿はそれにしたがった。説明変数としては、生産量と電力価格に加え、気温要因と気温要因以外の季節性を考慮し、以下の対数線形型の計量モデル、

$$\begin{aligned} \ln(E_t) = & b_0 + \\ & b_1 \times \ln(X_t) + \\ & b_2 \times \ln(P_{mt}) + \\ & b_3 \times \ln(H_t) \times Q_1 + \\ & b_4 \times \ln(C_t) \times Q_3 + \\ & \sum_{s=2}^4 q_s Q_{st} + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (3)$$

$$\varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2), \quad (4)$$

を基本として実証分析を進めた。ここで、 $E_t$  は電力需要、 $X_t$  は生産要因、 $P_t$  は電力価格、 $H_t$  は暖房度日、 $C_t$  は冷房度日、 $Q_{st}$  は気温要因以外の季節性を捉える季節ダミーである。なお、添字の  $t$  ( $t = 1, 2, \dots, T$ ) は時点を、 $s$  ( $s = 1, 2, 3, 4$ ) はそれぞれ 1~3 月期から 10~12 月期を示している。

生産要因に係る回帰係数の  $b_1$  は電力需要の生産弾力性、電力価格に係る  $b_2$  は価格弾

力性であり、電力需要関数の研究ではこれらが主な分析対象となる。(4)の通り誤差項の  $\varepsilon_t$  は平均 0、分散  $\sigma^2$  の互いに独立で同一な正規分布にしたがうと仮定した。

なお、本稿の分析対象である大口電力需要は、既存電力 10 社の販売電力量であり、需要家自らが発電し自家消費する電力量や、新電力から購入する電力量は含まれていない。つまり、生産に必要な電力を電力会社から購入するのか、自家発電でまかなうのか、という選択が実施された後の電力需要量と言える。

そのため、本稿では、その選択の指標となる価格変数として、電力会社の電気料金 ( $P_{ce}$ ) と自家発電用の燃料価格 ( $P_{pg}$ ) の相対価格 ( $P_{mt} = P_{ce,t}/P_{pg,t}$ ) を用いた。つまり、この場合、 $P_{ce}$  の  $P_{pg}$  に対する相対価格上昇は、電力会社からの購入から自家発電への切り替えの誘因となり、電力需要の減少要因となる。本稿の実証分析では、 $P_{ce}$  の代理変数として国内企業物価の電力、 $P_{pg}$  の代理変数として国内企業物価の都市ガスを用いた。生産量  $X_t$  の代理変数として、経済産業省が公表する鉱工業生産指数を用いた。

## 2.2 計量分析の方法

本稿は 2.1 節で導入した大口電力需要関数を対象に、以下の計量分析、

1. 分析対象データの定常性の分析、
2. 大口電力需要関数の推定、
3. 需要関数における構造変化時点の特定、
4. 構造変化時点の前後におけるパラメータの変化を特定、

を段階的に進め、東日本大震災の前後に需要関数の生産弾力性や価格弾力性に変化が生じたのか、また、生じていた場合には、どのような変化が生じたのかを定量的に明らかにする。

原則として、時系列データを回帰分析する場合には、説明変数と被説明変数は定常でなければならない。その理由は、非定常なデータによる回帰分析の結果は、例えその結果が統計的に有意であったとしても、見せかけの関係の可能性があるためである。また、その推定結果を用いた予測は、予測期間が長くなるほど精度が悪化するということも知られている<sup>3</sup>。したがって、適切な時系列データの回帰分析のためには、単位根検定や共和分検定などにより、分析対象データの時系列特性を十分に把握する必要がある。これが上記項目1の分析に該当する。本稿では、分析に用いる各データの定常か非定常かの判別に Augmented Dickey-Fuller 検定(拡張 DF 検定)を用いた。

上記の拡張 DF 検定の結果、説明変数と被説明変数がともに定常と判断されれば、そのまま回帰分析を行うことができる。非定常の場合は、階差をとるなどデータが定常となるよう加工した上で回帰を行うことになる。ただし、両者が非定常であっても、例外として、共和分の関係にある場合には、回帰分析が可能である。本稿ではこれを確認するための検定として Engle-Granger 検定(EG 検定)を用いた。その上で、電力需要関数を最小二乗法により推定し、パラメータを計測する。以上が上記項目2に該当する。

項目3では、項目2で推定された大口電力需要の回帰モデルに構造変化があったのかどうか、あったのであれば、その時点がいつだったのかを確認する。本稿では、構造変化を以下のような事象として定義する。通常、生

産動向や電力価格に対する電力需要の反応は、様々な外部環境の変化に適応し、需要家が生産技術を徐々に向上させることにより、緩やかに変化していくものと考えられる。しかし、東日本大震災といった大きな外的ショックが生じ、例えば、省エネ投資が急速に進むなどした場合には、その反応(弾力性)の大きさが同時期に大幅に変化する可能性がある。ここでは、こうした事象が生じた時期を構造変化時点として統計的に把握しようとしたものである。

構造変化検定には、Chow 検定(Chow,1960)が用いられることが多い。しかし、Thursby(1992)は、回帰式の誤差項の分散が構造変化時点前後で異なる場合、Chow 検定の検出力が低くなることを指摘している。そのため、本稿では、Chow 検定よりも高い検出力を与える Wald 検定を用いる。この検定は、構造変化時点が先験的に分かっている場合に、変化前の期間で推計した全回帰パラメータと変化後の期間で推定した全回帰パラメータの間に有意な差があるか否かを検定するものである。

それに対して、構造変化がいつ生じたのかを検定する方法として前方逐次 Chow 検定や後方逐次 Chow 検定がある。これらは、推定の開始期もしくは終了期を固定して、標本期間を1期伸ばした場合に構造変化があるのか Chow 検定を逐次行い、検定統計量の臨界値を越える期を構造変化とみなす方法である。本稿では、この逐次 Chow 検定を行い、構造変化時点におおよそのあたりをつけた上で、Wald 検定を行い、その時点を特定した。

最後の項目4では、構造変化時点の前後でどのパラメータに変化が生じたのかを推測する。具体的には、変化前後のパラメータには変化がないという仮説の検定には t 分布を使用する。これにより、変化時点で生産弾力

<sup>3</sup> 非定常なデータから得られた回帰モデルの推定パラメータは、標本のサイズを大きくしたとしても、真の値に近づく保証がない(一致性を満たさない)。また、そうした回帰モデルから得られた予測値は、予測期間が長くなるほど予測精度が悪化する(予測誤差の分散が発散する)。

性に変化が生じたのか、価格弾力性に変化が生じたのかという点が明らかになる。

なお、蓑谷（2007）は、構造変化点前後で誤差項の分散が異なる場合の個々のパラメータの検定において、ベールレンス・フィッシャー問題の Welch（1937）を応用した方法を提案しているが、本稿では、変化時点前後で誤差項の分散を均一と仮定して検定した。

### 3. 分析対象データとその時系列特性

#### 3.1 分析対象データの説明

大口電力需要は、電気事業連合会が公表する「電力需要実績」に収録されている<sup>4</sup>。速報値が翌月 20 日前後に、確報値が翌月末に公表される。業種別では、鉱工業、製造業（化学工業、鉄鋼業、機械など 11 業種）、鉱工業以外（鉄道業、その他の 2 業種）の区分で公表されており、業種別での動向把握が可能となっている。なお、鉄道業など鉱工業以外（2015 年の合計に占めるシェアは 27.2%）の業種からの需要が多く含まれている点に留意が必要である。

本稿では、電力需要関数を機械産業と素材産業に区分して分析を行った。経済産業省「電力調査統計」によれば、機械の内訳は、はん用機械、生産用機械、業務用機械、電子部品・デバイス・電子回路、電気機械、情報通信機械、輸送用機械の 7 業種である。しかし、電気事業連合会、経済産業省の統計では、その内訳は公表されていない。一方、素材産業は、相対的にエネルギー多消費型の産業として、繊維工業、パルプ・紙、化学工業、窯業・土石、鉄鋼、非鉄金属の 6 業種の合計とした（表 1）。

表 1 大口電力需要（鉱工業）の内訳

当所	電力需要実績
素材	繊維，紙・パルプ 化学，窯業・土石 鉄鋼，非鉄金属
機械	機械
その他	鉱業，食料品 石油・石炭製品，ゴム製品 その他

注) 電気事業連合会「電力需要実績」にて公表されている大口電力需要の鉱工業における業種分類を、当所が独自に素材産業とその他産業に分類した。

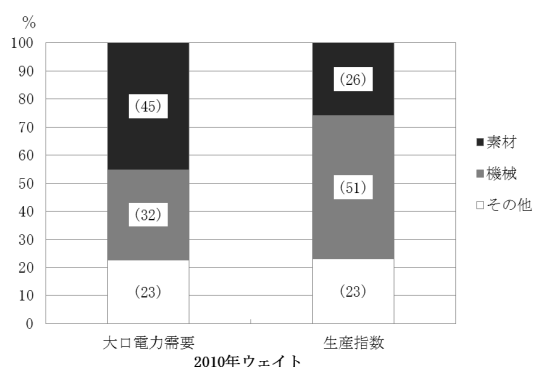


図 2 大口電力需要と生産指数のウェイト

注) 生産指数は付加価値額ウェイトである。( )内は業種別のウェイトを表している。大口電力需要の 2000 年 1～3 月期から 2015 年 1～3 月期までの平均シェアは素材が 46%、機械が 32%と、2010 年と大きく変わらない。

生産要因の説明変数である生産指数についても、大口電力需要の機械と素材の区分に応じ、付加価値額ウェイトで加重平均して統合した。

図 2 は大口電力需要と生産指数における素材と機械のウェイトを示している。大口電力需要をみると、素材が 45%、機械が 32%と素材のウェイトが大きいのに対し、生産指数は、素材が 26%、機械が 51%と機械のウェイトが大きい。これは、機械よりも素材の方が生産単位当たりの電力消費が高いためである<sup>5</sup>。

<sup>4</sup> 電気事業連合会の「電力需要実績」は、小売全面自由化に伴い 2016 年 3 月を最後に公表が取りやめられる。

<sup>5</sup> 本号の田口・浜潟（2016）は業種別の電力需要原単位の推移を示しており、素材の原単位は機械よりも高いことが確認できる。

また、電力相対価格には、企業間で取引される財の価格を表す国内企業物価指数の電力と都市ガスを用いる。この指数では同一財の価格を需要家ごとに把握することが出来ない。そのため、電力相対価格は、素材と機械の区分に関わらず同じ系列を用いる。

### 3.2 大口電力需要の四半期別の推移

ここでは、大口電力需要およびその説明変数である、生産指数と電力相対価格の四半期別推移を確認する。

図3のA、Bは、大口電力需要と生産指数の推移を示したものである。両者は景気動向に応じて概ね連動している。2000年後半から2001年にかけてのITバブルの崩壊により減少した後、2008年にかけての「いざなぎ景気」と呼ばれる戦後最長の景気拡張局面に呼応して、生産も電力需要も堅調に増加した。しかし、米国のサブプライムローン問題やリーマンショックを起点とする世界的な景気悪化の影響から、2007年から2008年にかけて両者は大きく落ち込んだ。2009年以降は回復傾向で推移したものの、東日本大震災が発生した2011年以降はいずれも横ばいで推移しており、いまだにリーマンショック前の水準まで回復していない。

次に、図3のCに示した電力相対価格（電力/都市ガス）の推移について確認する<sup>6</sup>。2000年から2011年までは一貫して低下傾向であるが、2012年以降は横ばいの動きとなっている。

その内訳をみると、電力は2007年まで低下傾向にあるが、震災後の2012年以降は一貫し

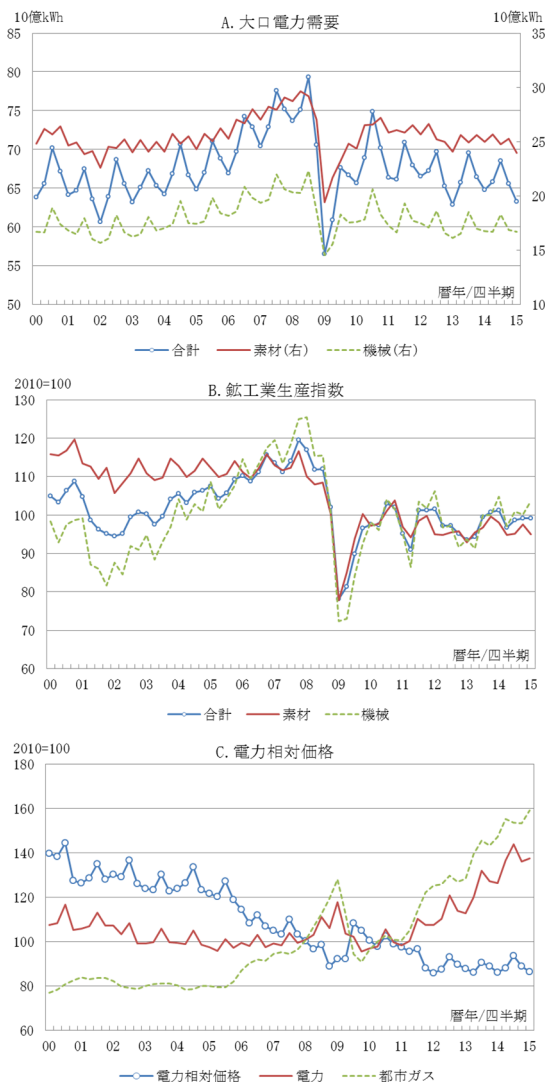


図3 データの推移（大口電力需要、鉱工業生産指数、電力相対価格）

注）本図は経済産業省「鉱工業（生産・出荷・在庫）指数確報」、電気事業連合会「電力需要実績」、日本銀行「企業物価指数」より当所で作成した。標本期間は2000年1～3月期から2015年1～3月期までの61四半期である。電力相対価格は国内企業物価の電力をその都市ガスで除したものの。

て上昇傾向にある。2012年以降の上昇は、燃料価格の上昇と原子力発電の停止に伴う料金上方改定などによるものである。国内企業物価の都市ガスは、概ね燃料価格に応じて推移している。

最後に、冷暖房度日は冷暖房に必要なエネルギーを計算するために利用される指標であ

<sup>6</sup> 電気料金とガス料金の変動要因は、総括原価方式による料金改定や、燃料価格の変動に応じた調整などがある。当所の間瀬・林田（2014）は、2011年1月から2013年9月までの電気料金前年度比上昇率の変動要因別寄与度を示した。

り、冷房度日では、空調温度を超える日の平均気温と空調温度との差を累積したもの、暖房度日では空調温度を下回る日の空調温度と平均気温との差を累積したものとして、それぞれ計算される。詳しい定義や推移は林田他(2013b)を参照されたい。

### 3.3 単位根検定

大口電力需要と生産指数と電力相対価格の定常性を検討するため、単位根検定は拡張 DF 検定 (Dickey and Fuller 1979) を利用する。本稿では以下のモデル、

$$\Delta X_t = \mu + \alpha T + \rho X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \zeta_j X_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

を検定のために用いる。ここでは、 $X_t$  が検定対象の時系列データ、定数項  $\mu$  がドリフト項、 $T$  がタイムトレンド、 $\varepsilon_t$  が誤差項である。検定仮説は、

$$H_0 : \rho = 0, \quad (6)$$

$$H_1 : \rho < 0, \quad (7)$$

である。 $H_0$  は帰無仮説、 $H_1$  は対立仮説を表している。帰無仮説が棄却された場合に、変数は定常であるとみなされる。臨界値は MacKinnon (1991) の方法にしたがった。

表 2 は拡張 DF 検定の結果である。(5)の右辺第 4 項の次数は Schwarz のベイズ情報量基準 (SBIC) より選択する。まず、対数では、すべての変数が帰無仮説を 1%水準で棄却できず、非定常であることがわかる。一方で、対数 1 階階差では、全ての変数について、帰無仮説を 1%水準で棄却でき、定常であることが確認できる。

表 2 単位根検定の結果

変数	対数		対数1階階差	
	検定統計量	(次数)	検定統計量	(次数)
大口電力需要	-2.254	(5)	-5.500	(5)
素材	-3.825	(4)	-5.222	(4)
機械	-1.863	(5)	-4.830	(4)
生産指数	-3.597	(1)	-6.800	(1)
素材	-3.682	(4)	-4.742	(4)
機械	-2.032	(5)	-5.311	(4)
電力相対価格	-2.414	(5)	-4.635	(4)

注) 本表は拡張 DF 検定の結果である。拡張 DF 検定ではドリフト項 (定数項) とトレンドを持つモデルを用い、次数は Schwarz のベイズ情報量基準 (SBIC) より選択する。なお、標本期間は 2000 年 1~3 月期から 2015 年 1~3 月期までである。また、臨界値は、5%水準が-3.484、1%水準が-4.113 である。

表 3 共和分検定の結果

	検定統計量 (次数)	
大口電力需要	-1.728	(0)
素材	-3.414	(0)
機械	-1.554	(0)

注) 本表は EG 検定の結果である。EG 検定ではドリフト項 (定数項) とトレンドを持つモデルを用いた。次数は、SBIC より選択する。なお、標本期間は 2000 年 1~3 月期から 2015 年 1~3 月期までである。また、臨界値は、MacKinnon(1991)に従い、5%水準が-4.320 である。

通常、時系列データの回帰分析は原則として定常なデータどうしで行う必要があるが、例外として、非定常なデータどうしでの回帰であっても、その誤差項が定常であった場合には、説明変数と被説明変数の間の関係を共和分の関係にあると言い、回帰分析が可能となる。そこで、次節では共和分検定を行った結果を説明する。

### 3.4 共和分検定

共和分検定は、Engle and Granger (1987) が提唱した EG 検定を用い、(4)の誤差項について拡張 DF 検定する。検定仮説は(6)と(7)であり、帰無仮説が棄却された場合は誤差項が定常であり共和分の関係といえる。臨界値は MacKinnon (1991) の方法にしたがった。

表3はEG検定の結果を示している。次数は拡張DF検定と同様に、SBICより選択する。検定統計量からは、すべての誤差項について、(6)の帰無仮説が5%水準で受容され、見せかけの相関であると検定される。

よって、本稿では、大口電力需要と生産指数と電力相対価格が定常となるよう、季節ダミー変数を除くすべての変数を対数1階階差に変換して回帰分析する。

#### 4. 大口電力需要関数の推定結果

##### 4.1 大口電力需要関数の推定

表4は大口電力需要関数の推定結果を示している。標本期間は2000年1～3月期から2015年1～3月期までの61四半期である。電力相対価格については、その変動が大口電力需要に対してラグを伴い影響することが考えられるため、移動平均をとり推定している。移動平均の長さは、SBICから判断し、合計と機械が4期移動平均、素材が2期移動平均をとる。

まず、パラメータの符号をみると、生産と冷暖房度日が正、電力相対価格が負と、すべてで符号条件を満たしている。また、各パラメータについて、5%水準で評価すると、生産は有意であるが、電力相対価格と冷暖房度日は有意でない。また、誤差項の系列相関を検定するためのDurbin-Watson統計量をみると、すべての関数で、帰無仮説の「系列相関がない」を5%水準で受容できる。

次に、パラメータの大きさを見ると、生産では、それぞれ合計が0.64、素材が1.09、機械が0.57である。業種別には、生産の変動による電力需要への影響度は、機械よりも素材の方が大きいことが分かる。

なお、推定結果としては、パラメータの符号条件は満たされているものの、電力相対価

表4 大口電力需要関数の推定結果

	合計		素材		機械	
$b_0$	-0.096	**	-0.097		-0.115	**
	(0.043)		(0.077)		(0.052)	
$b_1$	0.641	***	1.094	***	0.568	***
	(0.034)		(0.067)		(0.028)	
$b_2$	-0.100		-0.180		-0.132	
	(0.102)		(0.124)		(0.125)	
$b_3$	0.015		0.019		0.017	
	(0.009)		(0.017)		(0.011)	
$b_4$	0.007		0.001		0.014	
	(0.010)		(0.017)		(0.012)	
$q_2$	0.208	**	0.237		0.232	**
	(0.086)		(0.153)		(0.104)	
$q_3$	0.100		0.058		0.136	*
	(0.061)		(0.109)		(0.074)	
$q_4$	0.076		0.099		0.087	
	(0.062)		(0.109)		(0.075)	
修正 $R^2$	0.964		0.907		0.977	
D.W.統計量	2.010		2.113		2.205	

注) 標本期間は2000年1～3月期～2015年1～3月期までである。パラメータの説明変数は、 $b_0$ が定数項、 $b_1$ が生産、 $b_2$ が電力相対価格、 $b_3$ が暖房度日、 $b_4$ が冷房度日、 $q_s$ が第s四半期季節ダミーである。また、電力相対価格は、合計と機械が4期移動平均、素材が2期移動平均をとり推定した結果である。移動平均の長さはSBICから判断している。( )内は標準誤差、\*\*\*は1%有意、\*\*は5%有意、\*は10%有意、修正 $R^2$ は自由度修正済決定係数、D.W.統計量はDurbin-Watson統計量を表している。

格や冷暖房度日が統計的に有意でない点には留意する必要がある。

##### 4.2 構造変化検定の結果

###### 4.2.1 逐次 Chow 検定

ここでは、構造変化時点にあたりをつけるため、前方逐次 Chow 検定と後方逐次 Chow 検定を行う。

これら検定では、推定期間を第1期間と第2期間に分け、その2期間の大口電力需要関数をそれぞれ推定して、定数項を含む説明変数に係る7個のパラメータに構造変化があるか検定する。前方逐次 Chow 検定では、第1



期を2000年1～3月期から $q$ 期まで、第2期を2000年1～3月期から $q+1$ 期までとし、 $q$ 期を1期ずつずらしながら逐次検定する。一方、後方逐次Chow検定は、第1期を $r$ 期から2015年1～3月期まで、第2期を $r-1$ 期から2015年1～3月期までとし、 $r$ 期を1期ずつずらしながら逐次検定する。標本数はいずれの検定も第1期間が $n$ 期間、第2期間が $n+1$ 期間である。

そこで、2期間の大口電力需要関数を行列形式で表すと、

$$\mathbf{e}_i = \mathbf{X}_i \mathbf{b}_i + \boldsymbol{\varepsilon}_i, \boldsymbol{\varepsilon}_i \sim N(0, \sigma_i^2 I), \quad (8)$$

$$\mathbf{e}_i = \begin{pmatrix} E_s \\ \vdots \\ E_f \end{pmatrix}, \mathbf{b}_i = \begin{pmatrix} b_{0i} \\ \vdots \\ b_{4i} \\ q_{2i} \\ \vdots \\ q_{4i} \end{pmatrix}, \boldsymbol{\varepsilon}_i = \begin{pmatrix} \varepsilon_s \\ \vdots \\ \varepsilon_f \end{pmatrix},$$

$$\mathbf{X}_i = \begin{pmatrix} 1 & x_s & p_s & h_s & c_s & Q_{2,s} & Q_{3,s} & Q_{4,s} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & x_g & p_g & h_g & c_g & Q_{2,g} & Q_{3,g} & Q_{4,g} \end{pmatrix},$$

$$i = A, B,$$

となる。ここで、添え字の $i$ はAが第1期間、Bが第2期間、 $s$ は第 $i$ 期間の開始時点、 $g$ は第 $i$ 期間の終了時点を表している。また、 $\mathbf{e}_i$ は大口電力需要ベクトル、 $\mathbf{X}_i$ は説明変数の行列、 $\mathbf{b}_i$ はパラメータベクトル、 $\boldsymbol{\varepsilon}_i$ は誤差項ベクトル、 $I$ は単位行列である。なお、 $\mathbf{X}_i$ に含まれる説明変数は、 $x$ が生産要因、 $p$ が電力相対価格要因、 $h$ が暖房要因、 $c$ が冷房要因、 $Q_s$ が第 $s$ 四半期季節ダミーを表している。

検定仮説は、いずれの検定も、

$$H_0: \mathbf{b}_A = \mathbf{b}_B, \quad (9)$$

表5 逐次Chow検定の結果

	合計		素材		機械	
	前方	後方	前方	後方	前方	後方
1	08年Q <sub>1</sub> (7.970) (7.823)	-	08年Q <sub>1</sub> (8.347) (7.823)	-	08年Q <sub>4</sub> (10.981) (7.677)	-
2	08年Q <sub>4</sub> (7.794) (7.823)	-	09年Q <sub>1</sub> (10.509) (7.636)	-	11年Q <sub>3</sub> (16.671) (7.353)	-
3	11年Q <sub>3</sub> (26.340) (7.353)	-	-	09年Q <sub>2</sub> (8.759) (8.531)	-	-

注) 本表は、逐次Chow検定において構造変化が検出された時点のみを示している。この時点は、次節の構造変化検定で用いる時点に合わせ、前方逐次Chow検定が $q+1$ 期、後方逐次Chow検定が $r$ 期を掲載している。 $Q_s$ は第 $s$ 四半期を表している。前方逐次Chow検定では第1期間を2000年1～3月期から $q$ 期まで、第2期間を2000年1～3月期から $q+1$ 期までとし、後方逐次Chow検定では第1期間を $r$ 期から2015年1～3月期まで、第2期間を $r-1$ 期から2015年1～3月期までとして検定している。上段( )内は検定統計量、下段( )内は臨界値である。臨界値は、蓑谷(2007)を参考に、1%水準にしている。

$$H_1: \mathbf{b}_A \neq \mathbf{b}_B, \quad (10)$$

である。すなわち、帰無仮説は「全てのパラメータが等しい」であり、検定統計量は、

$$F = \frac{s_B - s_A}{s_A / (n - k)}, \quad (11)$$

であり、 $F$ 分布にしたがう。ここで、 $F$ は前方逐次Chow検定と後方逐次Chow検定の検定統計量、 $s_A$ は第1期間の残差平方和、 $s_B$ は第2期間の残差平方和を表している。 $k$ は定数項を含む説明変数の数であり、ここでは $k=7$ である。また、臨界値は $F$ 分布表から計算される。

表5は、前方逐次Chow検定と後方逐次Chow検定の結果である。蓑谷(2007, pp. 264)は、これらの検定において説明変数が正の相関を示し、誤差項がAR(1)にしたがう場合には、帰無仮説が棄却されやすいことから、1%有意水準で評価することを推奨している。本稿でもそれにしたがって、表5では(9)の帰無仮

説を 1%水準で棄却できる時点のみを示している。

合計と機械ではリーマンショック後や震災後に、素材ではリーマンショック後に構造変化が確認できる。その他、合計や素材では 2007 年 10～12 月期に構造変化がみられる。

次節では、表 5 で示した時点を用いて、構造変化検定する。

#### 4.2.2 構造変化検定

構造変化検定では、逐次 Chow 検定の結果に基づき、2000 年 1～3 月期から 2015 年 1～3 月期までを 2 期間に分け、これらの期間で構造変化があるか Wald 検定を行う。

検定仮説は、(9) と (10) である。検定統計量は、

$$W = \mathbf{b}_D' [s_A^2 (\mathbf{X}_A' \mathbf{X}_A)^{-1} + s_B^2 (\mathbf{X}_B' \mathbf{X}_B)^{-1}]^{-1} \mathbf{b}_D, \quad (12)$$

$$\mathbf{b}_D = \mathbf{b}_A - \mathbf{b}_B,$$

$$s_A^2 = s_A / (n - k),$$

$$s_B^2 = s_B / (m - k),$$

である。ここで、 $W$  は Wald 検定統計量、 $n$  は第 1 期間の標本数、 $m$  は第 2 期間の標本数を示している。なお、Wald 検定統計量は  $\chi^2$  分布にしたがうことが知られている。

表 6 は Wald 検定の結果である。帰無仮説を 5%水準で棄却でき、構造変化が認められる時点は、合計が 2008 年 1～3 月期と同年 10～12 月期と 2011 年 7～9 月期、素材が 2008 年 1～3 月期、機械が同年 10～12 月期と 2011 年 7～9 月期である。そのうち、検定統計量が最も高い構造変化時点は、合計と機械が 2011 年 7～9 月期、素材が 2008 年 1～3 月期であることが分かった。

表 6 構造変化検定の結果

逐次Chow変化 検定の結果	検定統計量
合計	
08年Q1	17.320
08年Q4	25.120
11年Q3	83.293
素材	
08年Q1	20.018
09年Q1	13.097
09年Q2	10.599
機械	
08年Q4	18.757
11年Q3	45.988

注) 本表は、Wald 検定の結果である。Q<sub>s</sub> は第  $s$  四半期を表している。臨界値は 5%水準が 15.507 である。

#### 4.2.3 個々のパラメータの検定

前節で明らかにした検定統計量が最も高い構造変化時点について、ここでは、どの回帰パラメータに変化が生じたのかを分析する。具体的には、構造変化時点前後のパラメータについて個々に  $t$  検定する。すなわち、この検定では  $\mathbf{b}_A$  と  $\mathbf{b}_B$  の  $u$  行に構造変化があるか検討するため、検定仮説は、

$$H_0 : b_{Au} = b_{Bu}, \quad (13)$$

$$H_1 : b_{Au} \neq b_{Bu}, \quad (14)$$

$$u = 1, \dots, 7,$$

である。ここでは、 $b_{Au}$  は第 1 期間のパラメータベクトルの  $u$  行、 $b_{Bu}$  は第 2 期間のパラメータベクトルの  $u$  行である。検定統計量は、

$$WT_u = \frac{b_{Au} - b_{Bu}}{s_v (a^{jj} + b^{jj})^{1/2}}, \quad (15)$$

$$s_v^2 = \frac{S_A + S_B}{n + m - 2k}$$

$$u = 1, \dots, 7,$$

である。ここで、 $WT_u$  は検定統計量、 $a^{jj}$  は  $(X'_A X_A)^{-1}$  の  $(j, j)$  要素、 $b^{jj}$  は  $(X'_B X_B)^{-1}$  の  $(j, j)$  要素である。 $WT_u$  は  $t$  分布にしたがう。

この結果は、表 7 に示している。合計では、生産弾力性が帰無仮説を 5%水準で棄却できる。このことは、生産弾力性が 2011 年 7~9 月期以降に変化したことを示している。次に、素材では、生産について帰無仮説を 5%水準で棄却できるため、2008 年 1~3 月期以降に生産弾力性が変化している。そして、機械では、合計と同様、生産について帰無仮説を 5%水準で棄却でき、2011 年 7~9 月期以降の構造変化が確認できる。

以上、構造変化検定の結果として、合計と機械では、震災後に、大口電力需要と生産の関係に変化が起きていることが確認できた。また、素材では、震災後の構造変化はみられずに、2008 年 1~3 月期に構造変化が起きていることが分かった。

表 7 個々のパラメータ検定結果

	検定統計量		
	合計 11年7~9月期	素材 08年1~3月期	機械 11年7~9月期
$b_0$	0.740	1.041	-0.039
$b_1$	3.309	-2.545	2.474
$b_2$	-0.602	0.719	-1.204
$b_3$	-0.713	-1.190	-0.005
$b_4$	-0.166	0.930	-0.017
$q_2$	-0.688	-1.081	0.060
$q_3$	-0.418	-1.341	0.083
$q_4$	-0.728	-0.276	-0.043

注) 本表は、2000 年 1~3 月期から 2015 年 1~3 月期までを 2 期間に分け、個々のパラメータを  $t$  検定した結果である。パラメータの説明変数は、 $b_0$  が定数項、 $b_1$  が生産、 $b_2$  が電力相対価格、 $b_3$  が暖房度日、 $b_4$  が冷房度日、 $q_s$  が第  $s$  四半期季節ダミーである。臨界値は 5%水準が 2.012 である。

#### 4.3 構造変化を考慮した大口電力需要関数

本稿では、構造変化検定の結果を踏まえ、パラメータがどの程度変化したか計測するため、ダミー変数を用いて、以下の大口電力需要関数を推定する。

$$\begin{aligned} \Delta \ln(E_t) = & b_0 + \\ & (b_1 + \delta_1 D_t) \times \Delta \ln(X_t) + \\ & b_2 \times \Delta \ln(P_{mt}) + \\ & b_3 \times \Delta \ln(H_t) \times Q_1 + \\ & b_4 \times \Delta \ln(C_t) \times Q_3 + \\ & \sum_{s=2}^4 q_s Q_{st} + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (16)$$

$$\varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2), \quad (17)$$

ここでは、 $D_t$  は構造変化時点以降を 1、それ以前を 0 とする離散変数を表している。よって、生産弾力性は、構造変化前が  $b_1$ 、それ以降が  $b_1 + \delta_1$  となる。

表 8 は、構造変化を考慮した大口電力需要関数の推定結果である。符号条件はすべてで満たしている。各パラメータについて、生産では、素材の構造変化後のパラメータを除くすべてにおいて有意である。また、電力相対価格では、構造変化を考慮しない場合(表 4)はすべて有意でなかったが、構造変化を考慮した場合は合計と機械が有意になる。同様に、暖房度日も合計と機械で有意になった。

図 4 は生産弾力性をグラフ化したものである。合計では、2011 年 7~9 月期以前が 0.68 であり、それ以降は 0.35 低下して、0.33 になる。素材では、2008 年 1~3 月期以前が 0.94 であり、それ以降は 0.16 上昇して、1.10 になる。そして、機械では、2011 年 7~9 月期以前が 0.60 であり、それ以降は 0.20 低下して、0.40 になる。

構造変化を考慮しない通期の大口電力需要

表 8 構造変化を考慮した大口電力需要関数

	合計	素材	機械
$b_0$	-0.107 *** (0.036)	-0.116 (0.079)	-0.141 *** (0.047)
$b_1$	0.684 *** (0.029)	0.940 *** (0.167)	0.601 *** (0.027)
$\delta_{1,081}$	-	0.161 (0.159)	-
$\delta_{1,113}$	-0.354 *** (0.072)	-	-0.202 *** (0.053)
$b_2$	-0.174 ** (0.087)	-0.192 (0.124)	-0.210 * (0.113)
$b_3$	0.017 ** (0.008)	0.023 (0.017)	0.022 ** (0.010)
$b_4$	0.010 (0.008)	0.002 (0.017)	0.017 (0.010)
$q_2$	0.228 *** (0.072)	0.271 * (0.157)	0.283 *** (0.093)
$q_3$	0.101 * (0.051)	0.072 (0.110)	0.148 ** (0.066)
$q_4$	0.098 * (0.052)	0.127 (0.112)	0.126 * (0.067)
修正R <sup>2</sup>	0.975	0.907	0.974
D.W. 統計量	2.028	2.038	2.296

注) 標本期間は 2000 年 1~3 月期から 2015 年 1~3 月期までである。パラメータの説明変数は、 $b_0$ が定数項、 $b_1$ が生産、 $b_2$ が電力相対価格、 $b_3$ が暖房度日、 $b_4$ が冷房度日、 $q_s$ が第  $s$  四半期季節ダミーである。また、 $\delta_{1,081}$ は、2008 年 1~3 月期以降の生産弾力性の変化幅、 $\delta_{1,113}$ は、2011 年 7~9 月期以降の生産弾力性の変化幅である。電力相対価格では、合計と機械が 4 期移動平均、素材が 2 期移動平均をとり推定している。( ) 内は標準誤差、\*\*\* は 1%有意、\*\*は 5%有意、\*は 10%有意、修正R<sup>2</sup>は自由度修正済決定係数、D.W. 統計量は Durbin-Watson 統計量を示している。

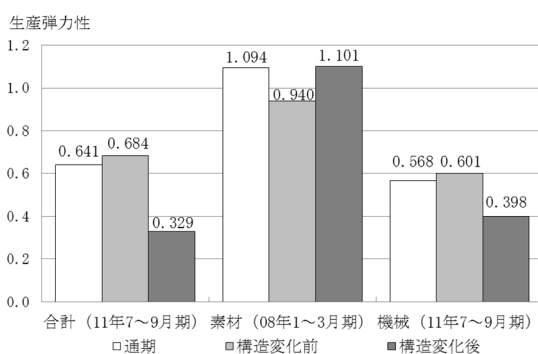


図 4 生産弾力性の構造変化

注) 本図は、通期と構造変化時点前後の生産弾力性を示している。( ) 内は構造変化時点を示している。通期は構造変化を考慮しない大口電力需要関数の推定結果である (表 4)。

関数では、生産弾力性は、合計が 0.64、機械が 0.57 と、構造変化時点以降のパラメータに

比べ、大きく計測されている。よって、合計と機械については、構造変化を考慮せずに大口電力需要を予測すると、生産の変化に応じた大口電力需要の変化を過大評価する可能性がある。素材について、生産弾力性は、構造変化の考慮しない場合が 1.09、考慮する場合が 1.10 とほとんど変わらない。

以上のように、本節では、構造変化を考慮した大口電力需要関数を推定することで、生産弾力性がどの程度変化したか確認した。結果としては、震災以降は、合計と機械の生産弾力性が 2011 年 7~9 月期以降に低下していることが分かった。なお、素材については、2008 年 1~3 月期以降に生産弾力性が上昇している。この要因を分析するには、業種の細分化などが考えられるが、今後の課題としたい。

## 5. 産業用需要の構造変化は起きたのか

### 5.1 業種により異なる構造変化時点と生産弾力性の変化

本稿では、東日本大震災後に経済活動と産業用電力需要の関係に変化が生じたのかを明らかにするため、大口電力需要に焦点をあて、生産指数や電力相対価格を主要な説明変数とする回帰分析を行った。大口電力需要の合計に加え、その内訳となる素材、機械についても分析した。また、回帰分析は、2000 年 1~3 月期から 2015 年 1~3 月期の 61 四半期を標本期間として、単位根検定や共和分検定の結果を踏まえ、対数 1 階階差 (前期差) に変換したデータを用い、回帰パラメータを推定した。

推定された大口電力需要関数を構造変化検定 (Wald 検定) すると、構造変化時点は、合計と機械が震災以降に節電要請があった 2011 年 7~9 月期、素材が 2008 年 1~3 月期にあることが分かった。

この変化が需要関数のどのパラメータに生じていたかについて、パラメータの有意性検定 (t 検定) により確認した結果、いずれの関数も生産弾力性にシフトが生じていたことを示す結果が得られた。その値は、合計では 0.68 から 0.33 (-0.35) へ低下、機械では 0.60 から 0.40 (-0.20) へ低下したのに対し、素材では 0.94 から 1.10 (+0.16) へ上昇したことが分かった。

また、大口電力需要関数を用いて予測をする場合には、生産弾力性などを正確に把握することが重要である。本稿の構造変化分析の結果を踏まえると、構造変化後の生産弾力性は、合計が 0.33、素材が 1.10、機械が 0.40 である。しかし、構造変化を考慮しない場合 (表 4) では、生産弾力性は、合計が 0.64、素材が 1.09、機械が 0.57 になるため、構造変化を考慮せずに大口電力需要を予測すると、生産の変動に応じた需要を誤って評価する可能性がある。

## 5.2 今後の課題

今後の課題は以下の 3 つがあげられる。

第 1 は、業種の細分化である。自家発電比率の高い業種では、2000 年後半の原油価格の高騰時や震災後の節電要請などが価格弾力性を変化させた可能性がある。本稿では業種別に機械と素材を分析し、いずれも構造変化が生産弾力性でしか認められなかったが、今後は、業種を細分化するなどして分析する必要がある。

第 2 は、大口電力需要に含まれない工場向け需要の分析である。本稿で分析した大口電力需要は契約電力が 500kW 以上であり、主に大規模工場向けの動力需要である。工場向けの需要としては、大口電力需要の他に、契約電力が 50kW から 500kW 以上の需要もある。この需要も、大口電力需要と同様、震災以降

に、生産との関係に変化が生じている可能性があるため、今後はこの需要についても分析を進める。

第 3 は、業務用電力需要の分析である。図 1 で示したように、民生用電力需要では経済指標との乖離が震災以降にみられ、その内訳である業務用電力需要でも同様の傾向がみられる。当所の木村 (2012) は、業務部門では、2011 年夏の節電対策の大部分が照明・空調対策であることを示した。また、震災後に限らず、リーマンショック以降は、費用削減の一環として、節電に取り組んでいる可能性もある。その点を踏まえ、今後は業務用電力需要についても構造変化分析を深めていく。

## 参考文献

- 大河原透・小野島智子・松川勇(1989)「全国 9 地域計量経済モデルの開発その 6 電力需要ブロック」, 電力中央研究所報告 Y88019.
- 大塚章弘・田口裕史・林田元就・間瀬貴之(2013)「地域別電灯・電力需要の価格弾力性の分析」, 電力中央研究所報告 Y12015.
- 門多治(1999)「電中研短期マクロ経済モデル 1998 の開発」, 電力中央研究所報告 Y98014.
- 田口裕史・浜潟純大(2016)「産業・業務用電力需要に対する産業構造変化の影響」, 電力経済研究, 第 63 号.
- 木村宰・西尾健一郎・山口順之・野田冬彦(2012)「事業所アンケート調査に基づく 2011 年夏の節電実態-東日本地域を中心とした分析-」, 電力中央研究所報告 Y12002.
- 内閣府 (編) (2012)『平成 24 年版経済財政白書- 日本経済の復興から発展的創造へ』, 日経印刷株式会社.
- 服部恒明・門多治・小島清美(1992)「電中研マクロ経済モデル 1991」, 電力中央研究所報告 Y92005.
- 林田元就・間瀬貴之・杉本良平(2013a)「電中研短期マクロ計量経済モデル 2012-財政乗数の変化と震災後の節電量の推定-」, 電力中央研究所報告

- Y12032.
- 林田元就・間瀬貴之・浜潟純大(2013b)「日本経済と電力需要の短期予測-世界経済停滞・長期金利上昇・消費税率据置のシミュレーション分析-」, 電力中央研究所報告 Y13001.
- 林田元就・門多治(2006)「電中研短期マクロ計量経済モデル 2006-モデル構造と動学的特性-」, 電力中央研究所報告 Y06001.
- 間瀬貴之・林田元就(2014)「短期マクロ経済=産業連関システムの構築-燃料価格上昇が日本経済・産業に与える影響の感度分析」, 電力中央研究所報告 Y13027.
- 蓑谷千鳳彦(2007)『計量経済学大全』, 東洋経済新報社, 第1版.
- 山野紀彦(1999)「地域別電力需要モデルの開発とシミュレーション-少子・高齢化時代の電灯需要分析-」, 電力中央研究所報告 Y99006.
- Beenstock, Michael, Ephraim Goldin, and Dan Nabot (1999) "The demand for electricity in Israel," *Energy Economics*, Vol. 21, No. 2, pp. 168 - 183.
- Bernstein, Ronald and Reinhard Madlener (2015) "Short- and long-run electricity demand elasticities at the subsectoral level: A cointegration analysis for German manufacturing industries," *Energy Economics*, Vol. 48, pp. 178 - 187.
- Chow, Gregory C. (1960) "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions," *Econometrica*, Vol. 46, pp. 167 - 174.
- Dickey, David A. and Wayne A. Fuller (1979) "Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit roots," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp. 427 - 433.
- Engle, Robert F. and Civil W. J. Granger (1987) "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, No.2, pp. 251 - 276.
- Kamerschen, David R. and David V. Porter (2004) "The demand for residential, industrial and total electricity, 1973-1998," *Energy Economics*, Vol. 26, No. 1, pp. 87-100.
- MacKinnon, James G. (1991) "Critical Values for Cointegration Tests," *Long Run Economic Relationship: Reading in Cointegration*, Oxford University Press.
- Thursby, Jerry G. (1992) "A comparison of several exact and approximate tests for structural shift under heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol.53, pp.363-386
- Welch, B. L. (1937) "The significance of the difference between two means when the population variances are unequal," *Biometrika*, Vol.29, pp.350-361.
- 間瀬 貴之 (ませ たかゆき)  
電力中央研究所 社会経済研究所
- 林田 元就 (はやしだ もとなり)  
電力中央研究所 社会経済研究所