日本における家庭用電力需要・電気料金・消費支出間の因果性の実証分析

島田 幸司^{1*}

¹立命館大学経済学部経済学科 (〒525-8577 滋賀県草津市野路東1-1-1)

* E-mail: shimada@ec.ritsumei.ac.jp

日本における家庭部門の電力消費量の抑制は、京都議定書第一約束期間の目標達成や東日本大震災以降の電力需給の逼迫への対応の観点から喫緊の課題であるが、この部門の電力需要、電気料金、消費支出の関係についての研究蓄積はきわめて少ない。そこで本研究では、日本の9地域圏のパネルデータを用い、変数の定常性や共積分関係を考慮しながらベクトル誤差修正モデルによるGranger因果性の分析を実施した。その結果、家計最終消費支出と家庭用電力消費の間には双方向に正の因果性があり、家庭用電力消費と家庭用電気料金の間には双方向に正負の因果性が認められた。今後の電力価格の上昇の影響や価格に対する政策介入の効果の検討にあたっては、このようなメカニズムを考慮する必要がある。

Key Words : *household electricity demand, elasticity, panel data, cointegration, vector error correction model*

1. はじめに

1990年以降のエネルギー起源二酸化炭素排出量の推移をみると、家庭部門からの排出量の伸びがきわだっており、2010年度には1990年度比で35.5%の増加（もっとも増加率の大きな部門）となっている¹⁾。とりわけエアコン等の家電製品普及に伴う家庭での電力消費の伸びは著しく、この分野での省エネルギー・地球温暖化対策はきわめて重要である。

一方、家電機器の大型化や機器点数の増加とリバウンド効果などから、効率的な機器の開発・普及だけでは総量削減には至らず、居住者の機器購入行動や電力消費行動にまで踏み込んだ対策の検討が必要である。

また、2011年3月11日の東日本大震災後の原子力発電所の停止に伴う電力需給の逼迫により、夏季や冬季における節電が要請されているが、産業部門や業務部門と比べて家庭部門での節電効果は小さかった(東京電力管内で昨年比6%程度)と報告されている²⁾。政府のエネルギー・環境会議等は、電力消費のピークカットのため、スマートメータと連動した時間帯別料金制度やインセンティブ制度の導入を今後の検討課題として掲げている³⁾。このような制度設計のためには、電力需要の価格弾力性をおさえておくことが肝要である。

さらには、原子力発電所の停止に伴う火力発電の増加

は、燃料調達費の増大による電力料金の値上げ圧力となるものである。また、低率ながらも今年からの導入が決まった地球温暖化対策税に加え、再生可能エネルギーの全量買取制度も今後の電気料金の値上げ要因となる。これらが地域経済や家計に与える影響への懸念も存在する⁴⁾。

このように近時の日本は、環境制約とエネルギー供給制約からくる家庭用電力需要抑制とそのための価格インセンティブ制度検討の要請に加え、電気料金値上げにつながる諸要因と経済・家計への影響の懸念に直面しているといえる。

そこで本研究ではこのような課題に対処するための政策検討に資することを目的として、最新の計量経済学的な手法で地域別に集計されたマクロデータを分析することにより、家庭用電力需要、家庭用電気料金および家計最終消費支出の間の関係（因果性）を明らかにする。

2. 先行研究

これまで日本の家庭部門におけるエネルギー需要とエネルギー価格、所得レベル等の関係を分析した研究はいくつか^{5), 6), 7), 8)}存在するが、これらは石油やガスを含むエネルギー全体の需要を対象としている。

一方、家庭部門における電力のみの需要に注目し電力

価格、所得等の関係を分析した研究例はきわめて限られており、地域別の価格弾力性を求めた谷下による研究⁹⁾が貴重な知見を与えている。そこでは、家計調査等の地域別時系列データによるパネル分析により、家庭部門の電力需要の価格弾力性を短期で-0.5~-0.9、長期で-1.0~-2.7と比較的高い弾力性が示されている。

他方、欧米諸国では家庭用電力需要と価格・所得との関係に関する研究蓄積が進んでおり、Espeyは36の研究からえられた価格弾力性と所得弾力性のメタアナリシスにより、短期価格弾力性の中央値が-0.28、長期価格弾力性の中央値が-0.81であることを示した¹⁰⁾。また近年、本分野のいくつかの海外研究（たとえばChen *et. al.*¹¹⁾）では変数の定常性を考慮した共和分モデルや誤差修正モデルにより電力消費と経済成長等の関係を定量的に分析しているが、日本のケースへの適用は筆者が知る限り存在しない。

本研究の新規性は、日本の家庭部門における電力需要と電力価格や支出レベルとの関係を地域特性を踏まえながら解明すべく、これら変数の定常性や変数間の共和分関係を考慮したパネル共和分・ベクトル誤差修正モデルを用いて分析することにある。

3. 研究の方法

本研究では、家庭用電力消費量、家庭用電気料金および家計最終消費支出の間の因果性を明らかにするため、日本の9つの地域圏における1990年度から2008年度までのパネルデータを用いて3つのステップで検定・推定を進めた。以下に述べるパネル単位根・共和分検定といった計量経済学的手法は、1990年代に理論的な発展を遂げたのち、2000年代初頭より金融等のマクロ経済分野の実証研究で応用されてきた。ある経済システムを構成する変数の誤差項がそれぞれは時系列的に非定常過程にあるときでも、変数をまとめたシステムの誤差項が定常過程にしたがう（各変数の誤差項間で非定常性を相互に相殺する）ケースがあることに注目したものであり、これを変数群が共和分関係にあるという。共和分関係にある変数間の関係や因果性は、みせかけの回帰（spurious regression）問題を回避しながら、通常回帰分析により推計することができるという特徴をもつ。

なお、使用した変数はすべて対数化して分析を進めた。

(1) パネル単位根検定

パネルデータを用いたGranger因果性検定を行う際には、各変数の時系列データが定常であることが求められる。換言すれば、非定常データの因果性検定は見せかけの回帰を導く可能性があることが知られており、分析の

前に単位根検定によって変数の定常性を調べておくことが必要である。

また、パネルデータを用いた単位根検定は、通常の時系列データ分析と比べて検定力が高いという特徴をもつ。すなわち、比較的短い時間フレーム（本研究では約20年）の時系列データでもクロスセクションの情報を統合することにより、検定力を増すことができる。

本研究で対象とする日本の地域圏の家庭用電力消費や家計最終消費支出には地域特性があることから、パネル単位根検定の方法としてIm, Pesaran and Shin が提案したIPS検定¹²⁾を使用する。IPS検定は主体の異質性を仮定しており、個々のクロスセクションに対する単位根検定を組み合わせ、パネル特有の単位根検定を行おうとするものである。

たとえば、主体*i*の*t*年における電力消費量のパネルデータ*E_{it}*の1階階差(Δ)に関して*p_i*次の自己回帰過程を以下のように定式化する。

$$\Delta E_{it} = \alpha_i + \beta_i E_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta E_{it-j} + \delta_i t + u_{it} \quad (1)$$

α_i : 主体*i*の固定効果（定数項）

β_i : 主体*i*の1年前レベル変数の回帰係数

γ_{ij} : 主体*i*の*j*年前（*j*年ラグ）階差変数の自己回帰係数

δ_i : 主体*i*のタイムトレンド項の回帰係数

u_{ij} : 定常過程にある誤差項（ホワイトノイズ）

ここで各主体の β_i が0であるかどうかの統計的検定（ADF検定）を行うことにより単位根の存否を確認し、さらにそれをクロスセクション全体として統計的検定（W検定）を行うのがIPS単位根検定の考え方である。

パネル単位根検定によりすべての変数が1次の和分過程にしたがっていることがわかれば、つぎに変数間の長期的な共和分関係を分析するため、パネル共和分検定を行うことになる。

(2) パネル共和分検定

パネル共和分の検定は、共和分ベクトルが既知の場合と未知の場合で検定方法が異なる。本研究では、家庭用電力消費量、家庭用電気料金および家計最終消費支出の間の関係を示す共和分ベクトルは未知であるため、Pedroniが提示した方法¹³⁾を用いる。Pedroni検定は、Engle-Granger検定を拡張してパネル共和分検定を行うものであり、回帰係数がクロスセクションによって異なると仮定している。

具体的には(1)のパネル単位根検定で1次の和分過程にあるとされた変数を用いて長期均衡関係を推定し、その回帰残差に単位根を含むかどうかを検定するものである。残差に単位根がなければ（定常であれば）、変数間には

共和分の関係があるといえる。

(3) パネルVECモデルによるGranger因果性検定

(2)のパネル共和分検定により共和分関係が示された変数は、長期均衡関係として理解される。すなわち、変数間には長期（平均）的な関係式が成立しているが、実際には誤差修正項が長期均衡からの乖離として発生するという考え方である。過去に発生した誤差を修正するようにシステムが変動するという意味で、このような変数間の関係は誤差修正モデルと呼ばれる。変数間に共和分関係があれば、常に誤差修正モデルで表現することが可能である（Grangerの表現定理）。

以上を踏まえ、本研究ではベクトル誤差修正(VEC)モデルにより各変数や誤差修正項の回帰係数を推定する。またこのモデルの変数間の因果性を明らかにするため、Engle-Granger検定¹⁴⁾を行う。

3変数のパネルVECモデルは以下のように定式化できる。

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_{i,t} = & \theta_{10} + \sum_{k=1}^m \theta_{11k} \Delta \ln C_{i,t-k} + \\ & \sum_{k=1}^m \theta_{12k} \Delta \ln P_{i,t-k} + \sum_{k=1}^m \theta_{13k} \Delta \ln E_{i,t-k} + \\ & \lambda_{1i} \varepsilon_{i,t-1} + u_{1it} \end{aligned} \quad (2a)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_{i,t} = & \theta_{20} + \sum_{k=1}^m \theta_{21k} \Delta \ln C_{i,t-k} + \\ & \sum_{k=1}^m \theta_{22k} \Delta \ln P_{i,t-k} + \sum_{k=1}^m \theta_{23k} \Delta \ln E_{i,t-k} + \\ & \lambda_{2i} \varepsilon_{i,t-1} + u_{2it} \end{aligned} \quad (2b)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln E_{i,t} = & \theta_{30} + \sum_{k=1}^m \theta_{31k} \Delta \ln C_{i,t-k} + \\ & \sum_{k=1}^m \theta_{32k} \Delta \ln P_{i,t-k} + \sum_{k=1}^m \theta_{33k} \Delta \ln E_{i,t-k} + \\ & \lambda_{3i} \varepsilon_{i,t-1} + u_{3it} \end{aligned} \quad (2c)$$

ここで、

$C_{i,t}$: 地域圏iのt年における家計最終消費支出

$P_{i,t}$: 地域圏iのt年における家庭用電気料金

$E_{i,t}$: 地域圏iのt年における家庭用電力消費量

Δ : 1階の階差

k : ラグ年数

m : 最適なラグ長さ

$\theta_{10}, \theta_{20}, \theta_{30}$: 消費支出、電気料金、電力消費量の定数項

$\theta_{11}, \theta_{22}, \theta_{33}$: 消費支出、電気料金、電力消費量の自己回帰係数

θ_{21}, θ_{31} : 消費支出の他変数に対する回帰係数

θ_{12}, θ_{32} : 電気料金の他変数に対する回帰係数

θ_{13}, θ_{23} : 電力消費量の他変数に対する回帰係数

$\varepsilon_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t-1}$: 消費支出、電気料金、電力消費量の誤差修正項

$\lambda_{1i}, \lambda_{2i}, \lambda_{3i}$: 消費支出、電気料金、電力消費量の誤差修正項の回帰係数

$u_{1it}, u_{2it}, u_{3it}$: 消費支出、電気料金、電力消費量の誤差項

4. 使用したデータ

本研究では、1990年度から2008年度の家計最終消費支出、家庭用電気料金および家庭用電力（統計上は電灯）消費量の都道府県別データから9つの地域圏（北海道、東北、関東、北陸、中部、関西、中国、四国、九州）別のデータに集計整理し統計分析に供した。なお、沖縄については家庭用電気料金データが欠損していたことから分析の対象としなかった。

本研究で先に示した地域圏別にパネルデータを構築した理由は、各地域圏が一般電気事業者の供給エリアとほぼ合致し、上記の諸データの突合が可能なクロスセクションであることによる。

これら使用したデータの一覧と出典を表-1にまとめた。

東北、関東、中部、近畿および九州における1990年度から2008年度の家計最終消費支出の経年変化を図-1に、家庭用電力消費量の経年変化を図-2に、家庭用電気料金の経年変化を図-3に、それぞれ示す（みやすく図示するため、対象とした9地域圏のうち5地域圏に限って経年変化を示している）。

家計最終消費支出は、関東および中部で大きく上昇、関西および東北で漸増、九州では漸減から横ばいという傾向であった。一方、家庭用電力消費量はいずれの地域圏でも右肩あがりの増加傾向にある。家庭用電気料金は、

表-1 使用したデータの一覧

変数名（単位）	出典（発行主体）
家計最終消費支出 (2000年価格, 100万円)	県民経済計算年報 ¹⁵⁾ (内閣府)
家庭用電気料金 (円/MJ)	家庭用エネルギー統計年報 ¹⁶⁾ (住環境計画研究所)
家庭用電力（電灯）消費量 (100万kWh)	電気事業便覧 ¹⁷⁾ (電気事業連合会)

注1) 1990年-1995年の家計消費支出は1995年価格である。

注2) 家庭用電気料金は住環境計画研究所が電灯と深夜電力の単価を総合化した値を用いた。

図-1 家計最終消費支出の経年変化

図-2 家庭用電力消費量の経年変化

図-3 家庭用電気料金の経年変化

いずれの地域圏でも1997年度と2008年度の急上昇をはさんで1990年代後半と2000年代前半は低下傾向にあった。

なお、2008年度の家計最終消費支出に占める家庭用電力料金総額の比率を計算すると、比率の低い東北で約1.6%、比率の高い九州で約2.6%であった。

5. 推定結果と考察

(1) パネル単位根検定の結果

表-2 パネル単位根検定の結果 (W検定統計量)

Variable	Level(no difference)	Δ (first difference)
lnC	0.514(0)	-9.108(1)***
lnP	0.176(3)	-3.488(2)***
lnE	1.386(3)	-9.087(1)***

注1) ()内の数字はAIC基準で選択された最大ラグ年数を示す。

注2) ***は1%水準で統計的に有意であることを示す。*がないものは10%水準でも有意でないことを示す。

パネル単位根検定の結果を表-2に示す。検定には3.(1)に述べたIPS検定法を用い、式(1)の α_i (地域圏の固定効果)と δ_{it} (タイムトレンド項)の存在を仮定した。なお、各変数の単位根検定(ADF検定)に用いた最大のラグ年数(式(1)の次数 p_i)は赤池情報量基準(AIC)が最も小さくなるように決定した。モデルの誤差分散の推定量とモデルの次数(最大ラグ年数 p_i)にはトレードオフの関係があり、AICは両者のバランスとるようにモデルを選択する際の代表的な指標である。

すべての変数について、階差なしのレベルでは単位根の存在を棄却できず、非定常過程の時系列データであることがわかった。すなわち、家計最終消費支出、家庭用電気料金および家庭用電力消費量のそれぞれは、過去のある年の変化が時点のいかんにかかわらず同じウェイトで現在の変数の動きに影響を与えていることになる。

つぎに1階の階差をとったものでは、いずれの変数でも単位根の存在が1%レベルで棄却され、1次の和分過程にしたがっている。すなわち、家計最終消費支出、家庭用電気料金および家庭用電力消費量のいずれもが、1階の階差をとることによって定常過程に変換された。

(2) パネル共和分検定の結果

本節では、1次の和分過程にある家計最終消費支出、家庭用電気料金および家庭用電力消費量のデータが、共和分の関係にあるのかどうかを検定する。検定には3.(2)に示したPedroni法 (Engle-Grangerベース)を採用し、定数項とタイムトレンドの存在を仮定した。最大ラグ年数は、AIC基準により決定した。表-3にパネル共和分検定の結果を示す。

表-3 パネル共和分検定の結果

Standardized variable	Panel ADF	Group ADF
lnC	-3.088(3)***	-2.916(3)***
lnP	-2.466(3)***	-3.013(3)***

注1) ()内の数字はAIC基準で選択された最大ラグ年数を示す。

注2) ***は1%水準で統計的に有意であることを示す。

基準化する変数を家計最終消費支出および家庭用電気料金とした場合に、パネルADF（自己回帰係数の同質性を仮定）およびグループADF（自己回帰係数の異質性を仮定）ともに、残差に単位根を含む（共和分関係にない）という帰無仮説が1%水準で棄却された。すなわち、2つの共和分方程式が存在することがわかった。

このことから、家計最終消費支出、家庭用電気料金および家庭用電力消費量は共和分の関係を持ち、これら変数の経年的な推移は、均衡関係からの乖離に対して一定の関係をもつことになる。

このような共和分関係にある変数間の関係を分析する場合には、階差法に基づくベクトル自己回帰モデル（VAR）では誤差修正項を無視することになるため適切な方法とはいえない¹⁸⁾。したがって、均衡からの乖離を示す誤差修正項を含むベクトル誤差修正（VEC）モデルを用いることとした。

(3) ベクトル誤差修正モデルによる分析結果

上述の(1)(2)の検定結果を踏まえ、パネルデータを用いたベクトル誤差修正モデルによる分析から、家計最終消費支出、家庭用電気料金および家庭用電力消費量の間の関係（式(2a)(2b)(2c)の回帰係数 θ ）や誤差修正のスピード（ λ ）を推定した。

その際(2)の共和分検定の結果を踏まえ、共和分方程式が2つあるとし、また最大ラグ年数は3、定数項とタイムトレンドが存在するものと設定した。

表-4にベクトル誤差修正モデルの係数の推定結果を示し、表-5には変数間のGranger因果性の検定結果を示す。また、表-6に変数間の因果性の全体像をまとめて図示する。

表-4 ベクトル誤差修正モデルの回帰係数の推定結果

Dependent	Explanatory variables			ECT	
	$\Delta(\ln C)$	$\Delta(\ln P)$	$\Delta(\ln E)$	λ	ad.R ²
$\Delta(\ln C)$	—	-0.208*	0.232***	-0.080***	0.159
		(2)	(2)	0.086***	
$\Delta(\ln P)$	[-]	—	0.381**	[-]	0.268
			(1-3)		
$\Delta(\ln E)$	0.354***	-0.481***	—	[-]	0.219
	(3)	(1)			

注1) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で統計的に有意であることを示す。[-]は10%水準でも有意な係数が存在しないことを示す。

注2) ()内の数字は統計的に有意な回帰係数のラグ年数を示す。

注3) 誤差修正項(ECT)欄の2つの数値は2つの共和分方程式の誤差修正係数の推定値である。

注4) ad. R²は自由度修正済み決定係数を示す。

表-5 Granger因果性の検定結果

Dependent	Explanatory variables (Chi-sq)		
	$\Delta(\ln C)$	$\Delta(\ln P)$	$\Delta(\ln E)$
$\Delta(\ln C)$	—	4.236	12.55***
$\Delta(\ln P)$	1.601	—	37.01***
$\Delta(\ln E)$	7.687*	12.15***	—

注) ***は1%水準、*は10%水準での統計的有意性を示す。

表-6 変数間の因果性のまとめ

$\Delta(\ln C)$ and $\Delta(\ln E)$	$\Delta(\ln C) \rightleftharpoons \Delta(\ln E)$	bidirectional causality [++]
$\Delta(\ln E)$ and $\Delta(\ln P)$	$\Delta(\ln E) \rightleftharpoons \Delta(\ln P)$	bidirectional causality [+/-]
$\Delta(\ln C)$ and $\Delta(\ln P)$	$\Delta(\ln C) \nrightarrow \Delta(\ln P)$	no causality

注) [++]や[+/-]の左側の符号は左辺から右辺への因果性の正負を、右側の符号は右辺から左辺への因果性の正負を示す。

表-4と表-5の結果より、家庭用電力消費と家計消費支出の間には双方向に正の因果性をもつことが明らかになり、表-4の推定係数より電力需要の消費支出弾性値は0.354であることが示された。

また、家庭用電気料金は電力消費に対して負の因果性をもつ一方、家庭用電力消費は電気料金に対して正の因果性を有することも示された。表-4の推定係数より、家庭用電力需要の価格弾性値は-0.481であるという結果をえた。これは谷下⁸⁾が推定した短期価格弾力性(-0.5~-0.9)と比較すると小さな価格弾力性となっているが、共和分モデルによる価格弾性値はラグ構造モデルのそれより小さい傾向にあるとの指摘⁹⁾と整合的である。

本研究でえられた-0.481という短期価格弾性値が意味するのは、10%の電気料金の上昇により短期的には約5%の電力消費抑制効果を見込める、ということである。

なお、家計消費支出と家庭用電気料金の間には統計的に有意な因果性は見いだされなかった。

表-4に示された誤差修正項(ECT)の係数(-0.080, 0.086)より、家計最終消費支出がある年にショックを受けたのちに長期均衡に至るまでには12年程度（1を誤差修正係数で除してえられる）を要することも示された。

表-6に示すような因果性を繋げると、つぎのように解釈することができる。すなわち、かりに家庭用電気料金が上昇すると電力需要の減少をもたらす。これが家計消費支出の減少と電気料金の低下をもたらす。家庭用電気料金に対してはフィードバック的な相殺効果があるといえる。たとえば10%の電気料金上昇が1年後に約5%の電力需要削減をもたらす一方で、この電力需要低減が1~3年後に価格を約2%(10×0.481×0.381)下げる効果をもつ。すなわち、当初の料金上昇を後年度に2割程度相殺していることになる。電力会社では短期的な需要変動に対しておもに石油や天然ガスを燃料とした火力発電で需給調

整している。上述した相殺効果は、燃料調達費用の増減が総括原価方式や燃料費調整制度（1996年導入）により料金に速やか（燃料費調整制度は3か月ごと）に反映されている結果と解釈できる。

また、電力料金上昇と電力需要低減に伴う家計消費支出の低減は電力需要を減らす効果をもたらすので、電力需要変化の面では増幅効果があると考えられる。たとえば、10%の電気料金上昇による約2%の消費支出削減（2年後）に、約5%の電力需要削減による約1%（ $10 \times 0.481 \times 0.232$ ）の消費支出削減（2年後）が加わり合計で約3%の消費支出低減になる。さらにこの消費支出低減により、3年後には約1%（ $(10 \times 0.208 + 10 \times 0.481 \times 0.232) \times 0.354$ ）の電力需要削減が上乘せされる。

原子力発電の停止に伴う電力会社の燃料調達コストの上昇や原油価格の高騰、再生可能エネルギーの全量買取制度の導入、地球温暖化対策税の導入などに伴い、近い将来おきる家庭用電気料金の上昇の影響についても、このようなメカニズムを考慮しながら分析・検討する必要がある。また、家庭用など小口電力市場の自由化の検討も進んでおり、小口卸電力取引市場での価格が地域や時期によって大きく変動する影響の予測の際にも、本研究で明らかにした因果性や弾力性は活用できる。

さらに、将来の電力需要・二酸化炭素排出量の中長期予測シミュレーションにあたっては、本研究で明らかにした長期均衡メカニズムを織り込んでおくことが重要である。

6. まとめ

日本の9地域圏の1990年度～2008年度のパネルデータを用いて、家計最終消費支出、家庭用電力消費量および家庭用電気料金の関係を計量経済学的手法を用いて検定・推定した結果、以下の知見がえられた。

- 1) 家計最終消費支出、家庭用電力消費量および家庭用電気料金のパネル単位根検定の結果、いずれの変数も非定常過程にあり、1階の階差をとると定常過程になること。
- 2) 家計最終消費支出、家庭用電力消費量および家庭用電気料金のパネル共和分検定の結果、3変数は共和分関係にあり、これら変数間の関係の推定にはベクトル誤差修正モデルを用いることが適当であること。
- 3) ベクトル誤差修正モデルによるGranger因果性検定の結果、家計最終消費支出と家庭用電力消費の間には双方向に正の因果性が存在すること。
- 4) 家庭用電力消費から家庭用電気料金には正の因果性

があり、また逆に電気料金から電力消費には負の因果性があること。

- 5) 家庭用電力需要の短期の価格弾力性は-0.481、短期の消費支出弾力性は0.354であること。

今後の電気料金の値上げや税などを通じた政策介入の効果・影響の検討にあたっては、このような双方向の因果性や弾力性を考慮することが重要である。

なお本研究は、公表ベースの地域集計マクロデータを用いて因果性分析を行ったものであり、政策検討のための継続的な分析手法として適していると思われる。一方ミクロレベルの解析には、世帯のパネルデータを用いた同様の検定・推定が必要となり、これについては今後の課題としたい。

謝辞：本研究は平成24年度地球温暖化対策技術開発・実証研究事業の成果の一部である。2名の匿名査読者から貴重なコメントをいただいた。ここに記して謝意を表する。

参考文献

- 1) 環境省: 2010年度の温室効果ガス排出量（速報値）、2011年12月。
- 2) 東京電力: 最大電力発生日の節電効果の内訳積算（記者発表の参考資料）、2011年9月26日。
- 3) エネルギー・環境会議: エネルギー需給安定行動計画、2011年11月。
- 4) 日本経済研究センター: 新エネの全量買い、取り市場に歪み大きく、2010年5月24日。
- 5) 永田豊: エネルギー間競争モデル、中期経済社会・エネルギー展望95第7章、電力経済研究第35号、pp.94-105, 1995。
- 6) 園田勝臣、佐和隆光、永田豊: エネルギー価格低迷を考慮した価格弾力性の計測、エネルギー・資源学会研究発表会講演論文集、18, pp.67-72, 1999。
- 7) 天野明弘: エネルギー価格とエネルギー消費、環境経済研究第3章、pp.29-44, 2003。
- 8) 星野優子: 日本のエネルギー需要の価格弾力性の推計—非対称性と需要トレンドの影響を考慮して—、電力中央研究所研究報告(Y10016), 2011。
- 9) 谷下雅義: 世帯電力需要量の価格弾力性の地域別推定, *Journal of Japan Society of Energy and Resource*, Vol. 30, No.5, pp.1-7, 2009。
- 10) Espey James A., Espey Molly: Turnign on the lights: A meta analysis of residential electricity demand elasticities, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Vol. 36, No. 1, pp. 65-81, 2004。
- 11) Chen, S. T., Kuo, H. I. and Chen C. C.: The relationship between GDP and electricity consumption in 10 Asian countries, *Energy Policy*, Vol. 35, pp. 2611-2621, 2007。

- 12) Im, K.S., Pesaran, M.H., and Shin, Y.: Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, Vol. 115, pp. 53-74, 2003.
- 13) Pedroni, P.: Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels, In *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, Vol.15, pp. 93-130, 2000.
- 14) Engle, R.F. and Granger, C. W. J.: Cointegration and error-correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251-276, 1987.
- 15) 内閣府経済社会総合研究所編: 県民経済計算年報 (平成 15 年版, 平成 23 年版) , 2003, 2011.
- 16) 住環境計画研究所: 家庭用エネルギー統計年報 (2008 年版) , 2010. (原則非売品)
- 17) 電気事業連合会統計委員会編: 電気事業便覧 (平成22年版) , 2011.
- 18) 羽森茂之: ベーシック計量経済学, 中央経済社, 2009.

(2012.4.19受付)

(2012.6.17受理)

Causality analysis between household electricity demand, electricity price and household consumption expenditure in Japan

Koji SHIMADA¹

¹Faculty of Economics, Ritsumeikan University

It is extremely crucial for Japan to reduce household electricity consumption so as to meet the first period target and address the tightness of electricity supply-demand after the Tohoku-Pacific Ocean Earthquake. However, only few studies which focus on the relation between electricity demand, electricity price and consumption expenditure in this sector can be found. In this context, while taking into account the stationarity and cointegration of variables, this study investigated Granger causality by using vector error correction (VEC) model, based on a panel data set of 9 Japanese regions during 1990-2008.

As a result, this study shows that there are bidirectional positive causalities between household final consumption expenditure and electricity consumption, and bidirectional positive/negative causalities between household electricity consumption and electricity price. It is important to incorporate these causalities into models when investigating the influence of electricity price hike and the effect of policy intervention to the price.