

わが国電力需要の推移とその構造： 時系列分析による検討

Electricity Demand and the Structure in Japan: An Examination Using Time Series Analysis

キーワード: 電力需要、単位根、共和分、エラーコレクションモデル

加藤 久和

本研究は、わが国の電力需要の時系列推移及び電力需要の構造分析に時系列分析の方法を適用し、これを検討したものである。大口、業務用、小口及び電灯電力需要の4系列に対して単位根検定を行ったところ、これらの系列には単位根が存在するという帰無仮説を棄却できず、また一方で定常であるという帰無仮説は棄却された。また、1970年代の石油ショックによる電力需要に対する構造変化を明示的に考慮してもこの結論は変更されなかった。さらに、電力需要関数を導出し、電力需要と所得及び価格要因との共和分の関係を検討したところ、その存在を否定することはできず、電力需要関数そのものが長期・安定的な関係を与えることが明らかになった。この結論を利用して、エラーコレクションモデル及びベクトル自己回帰モデルを推計し、長期・安定的な関係からの短期的な不均衡は大口電力でほぼ2年、電灯電力でほぼ9ヶ月で修正されることを示した。また、インパルス応答関数等による分析から電灯電力需要においては価格要因がGrangerの意味での因果関係を持たないという結論を得た。

- はじめに
- 電力需要の動向と単位根検定
 - 電力需要の動向
 - 単位根検定
 - 構造変化と単位根
- 電力需要関数と共和分
 - 電力需要関数の導出
 - 共和分検定
- ECM、VARと電力需要構造の分析
 - ECM、VARモデルの推計
 - 電力需要の構造
- おわりに

1.はじめに

電力はわが国の最終エネルギー消費の基幹を担い、経済活動における最も重要な構成要素の一つである。その需要構造を把握することは、電力の安定供給という側面のみならず、経済政策の適切な立案にとっても不可欠である。

本研究は時系列分析の方法を適用し、電力需要がどのような性質を持って推移しているかについて分析し、さらにその性質から導かれる電力需要の構造を検討するものである。

最近では種々のマクロ変数を対象とした時系列分析による様々な研究がなされている。しか

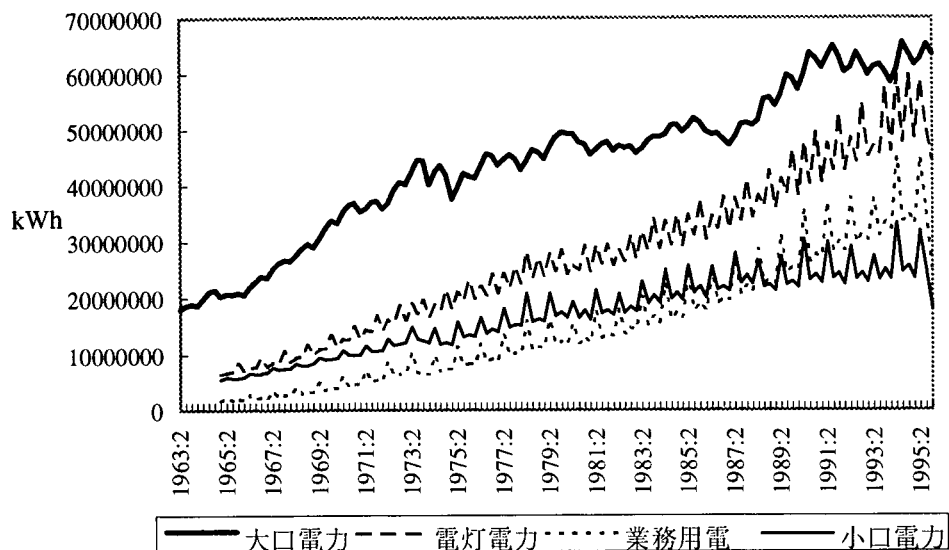
しながら、電力需要を直接の対象とした、近年の時系列分析手法の成果を取り入れた研究は現在まで行われていない。本研究の成果は電力需要構造の検討のみならず、今後の需要予測モデルの開発等においても、その精度の向上等に有用な知見をもたらすと期待される。

2.電力需要の動向と単位根検定

2.1 近年の電力需要の動向

図1は、わが国の電力需要量の推移を1960年代以降95年までについて、四半期データによって示したものである。対象は大口電力(KWH)、業務用電力(ECH)、小口電力(ESH)

図1 近年の電力需要の推移



及び電灯電力（DHD）の4系列である。季節変動を伴うものの、各系列とも時間とともに増加している。とりわけ、大口電力需要は過去30年間の間に3倍以上に増加しており、また電灯電力についても5倍以上の需要増加を示している。なお、図1に示した電力需要量の推移は9電力の合計であり、また自家発自家消費電力は含まれていない。

以下の節では、この4系列の電力需要の時系列推移の構造を分析するが、四半期データにおける季節変動の影響を除去するために季節調整を行い、また対数変換を行うものとする。

2.2 単位根検定

(1) 定常性と単位根過程

通常、計量経済学で扱われる変数は定常性が前提とされている。定常性とは、時間とともにその変数がゼロレベルあるいはトレンド線に沿った推移を示し、そのトレンド線等からの乖離は確率的な攪乱として把握される性質を言う。もし、ある変数の推移からトレンドを除いた後の残差が平均0でかつ有限な一定の分散等を持つとき、これを「トレンド定常」と呼ぶ。

一方、トレンド定常でない系列（非定常系列）については、時間とともにその変数の値が発散

する場合と、発散はしないもののその変数の推移がまったく確率的な（すなわちトレンド線が存在しない）場合がある。この後者の場合を単位根過程（あるいはランダム・ウォーク）という。通常、我々が観察する経済変数にあっては時間とともに発散する場合は稀であり、トレンド定常でない場合は単位根過程のみを考慮すれば十分である。（定常性及び単位根等の議論については、Hamilton[1994]、山本[1988]が詳しい。また、以下の議論については Dolado[1990]等も参考としている。）

この節の初めにも述べたが、通常の計量分析では変数にトレンド定常を想定する。しかし、もし変数が単位根過程に従っている場合、その変数を用いた OLS 等による分析は真の関係を与えるのではなく、「見せかけの回帰」をもたらす可能性がある。したがって、電力需要関数を導く前に、電力需要そのものの性質を確認しておく必要がある。そのために、電力需要の各系列に対して単位根検定を行う。

(2) 単位根検定

単位根検定にあたっては、(1)式及び(2)式で表わされる帰無仮説 (H_0) 及び対立仮説 (H_1) を用意した。帰無仮説は各電力需要の系列がドリ

フト付き（定数項付き）単位根過程にしたがうとするものであり、対立仮説は1次の自己回帰過程（AR(1)過程）で表わされる定数項付きのトレンド定常であることを意味する。検定のポイントはパラメータ ρ が1であるか否かを判断することにある。

$$H_0: X_t = \delta + X_{t-1} + u_t \quad (1)$$

$$H_1: X_t = \mu + \delta' t + \rho X_{t-1} + u_t \quad (2)$$

X_t は対数変換後の電力需要量、 t はタイム・トレンド、 u_t はホワイト・ノイズ（攪乱項）を示している。Dickey and Fuller[1979]によって提案された検定（DFテスト）における検定統計量は次の(3)式及び(4)式である。

$$T(\hat{\rho} - 1) \quad (3)$$

$$(\hat{\rho} - 1) / s_\rho \quad (4)$$

ここで T はサンプル数、 s_ρ はパラメータ ρ の最小二乗推定量の標準誤差である。

DFテストはAR(1)過程を対象としているが、(2)式の誤差項に強い自己相関が生じる場合には誤差項に関する独立性の仮定が満たされず、適切な結果が得られない。そこで、対立仮説についてより一般的な p 次自己回帰（AR(p)）モデルを採用し、(5)式により Augmented Dickey-Fuller テスト（ADFテスト）を行う。

$$\Delta X_t = \mu + \delta' t + (\rho - 1)X_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (5)$$

なお、ラグ次数 p については Schwarz のベイズ情報量基準等から判断して4期のラグを採用した。これは四半期データを分析対象としている点からも妥当であろう。（手続きについては Campbell and Perron[1991]等参照。）表1はこのテストの結果を示している。

表1は ADF テストに加えて DF テストの結果をノンパラメトリックな方法で修正を行った PP テスト (Perron[1988]参照。)の結果 ($Z(\rho), Z(t)$ で表示) 及び単位根の存在に加え(5)式で定数項が0であるという複合仮説を検定するための F 値タイプの検定の結果 (Φ で表示) も併せて示している。なお、critical value は Hamilton[1994] 所載の Fuller によるシミュレーション結果にしたがっている。例えば、有意水準 10%の棄却域は(3)式及び $Z(\rho)$ については-17.5、(4)式及び $Z(t)$ については-3.15、また Φ については 5.47 である。

表1の結果をみると、(1)式の帰無仮説を棄却できないという結果が得られたと言えよう。F 値タイプのテストでは一部帰無仮説を棄却する結果もあるが、総合的に判断して、電力需要の4系列はドリフト付き単位根過程に従っている可能性が強い。なお、上記各テストは大標本を対象としているが、本研究における電力需要量のサンプル数は120程度であることに留意する必要がある。加えて、季節調整による帰無仮説棄却方向へのバイアスやレベル変数に含まれる情

表1 電力需要系列に対する単位根検定の結果

	KWH	ESH	ECH	DHD
$Z(\rho)$	-4.87991	-1.5269	-1.18899	-2.05024
$Z(t)$	-2.11037	-0.35003	-0.42863	-0.5749
$T(\rho - 1)$	-7.21264	-1.27841	-2.58992	-2.8983
$(\rho - 1) / s_\rho$	-2.17593	-0.47937	-1.09156	-1.59831
Φ	3.65276	5.86767*	6.31392*	9.01955***

注： $Z(\)$ はPPテストの結果、それ以外はADFテストの結果を表わす。

*は10%、**は5%、***は1%で有意であることを示す。

サンプル期間はKWHについては1963:2-1995:4、それ以外は1965:1-1995:4である。

報の逸失などを考慮する必要もある (Campbell and Perron[1991]参照。なお、季節ダミー変数を適用して季節調整前の系列に単位根検定を適用しても同様な結果が得られている)。

(3)定常性の検定

上記では帰無仮説に単位根、対立仮説に定常性を仮定して検定を行った。しかしながら、サンプル数の制約等からその結論が堅固なものとは十分に判断できない。そこで、帰無仮説と対立仮説を入れ替えて、電力需要の各系列が定常であるかどうかについての検定を行う。この検定は Kwiatkowski et.al[1992] によって提案されたものであり、KPSS テストと呼ばれている。具体的には(6)式の検定統計量を用いる。

$$\eta_{\mu} = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(l) \quad (6)$$

ここで

$$S_t = \sum_{i=1}^t e_i \quad t=1,2,\dots,T$$

$$s^2(l) = T^{-1} \sum_{i=1}^T e_i^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w(s,l) \sum_{i=s+1}^T e_i e_{i-s}$$

である。但し、 e_t は電力需要を切片とタイムトレンドに回帰させた残差 (トレンド定常の検定の場合、レベル定常の場合は切片のみ)、 $w(s,l)$ は選択的加重関数である。これについては Kwiatkowski et.al[1992]で提案された関数を利用した。また、critical value についても同論文で示されている値を用いている。

わが国電力需要の推移とその構造：時系列分析による検討

表2はラグが4期の場合のKPSSテストの結果である。レベル定常、トレンド定常いずれの場合も帰無仮説は棄却され、したがって電力需要変数は非定常であるとの対立仮説が受容される。この結論は前節の単位根検定の結果を補強・補完するものである。

2.3 構造変化と単位根検定

(1)構造変化の検定

電力需要はマクロ経済環境に大きく左右される。第一次石油ショック等が電力需要の時系列構造に影響を及ぼしたことを考慮した場合、前節で得られた結論は維持されるであろうか。ここでは、最初に Step-wise Chow テスト (F 検定) を用いて構造変化の有無を確認する。

検定に際して、電力需要の各系列にはサンプル期間に一度だけ構造変化が起きたとし、これは1969年第1四半期から1977年第4四半期までの間に生じたと仮定する。構造変化が起きた時点をブレイク・ポイントと呼び、TBで表わす。構造変化が生じなかったとする帰無仮説を、構造変化が起きたとする対立仮説に対して、AR(4)モデルを利用してF検定を行った結果を示したのが図2である。図2の縦軸はF値を表わしている。

大口電力についてはF値が最も高かったのは1973年の第3四半期の4.646であり、これは帰無仮説を有意水準1%で棄却する。また、電灯電力に関しては1972年の第4四半期の2.448が最も高く、帰無仮説を有意水準5%で棄却する。しかしながら、小口電力、業務用電力については帰無仮説が棄却されず、構造変化がなかったと

表2 KPSSテストの結果

	KWH	ESH	ECH	DHD
レベル定常	2.3478***	2.3875***	2.4689***	2.4462***
トレンド定常	0.4928***	0.5745***	0.5373***	0.5328***

注：表1参照

図2 ステップワイズ・チヨウテストの結果

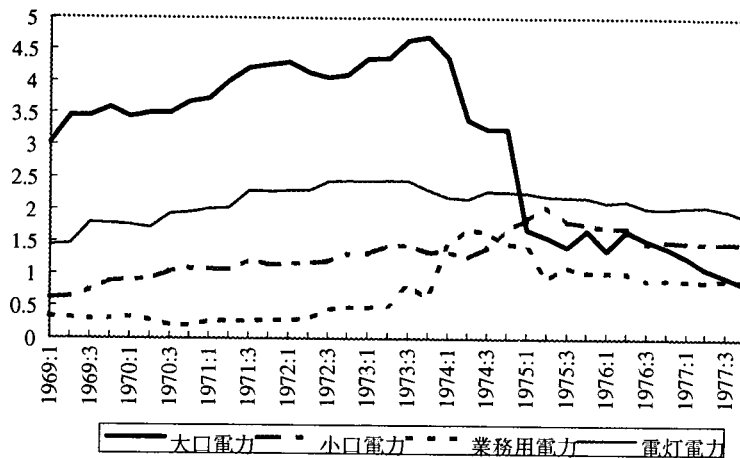
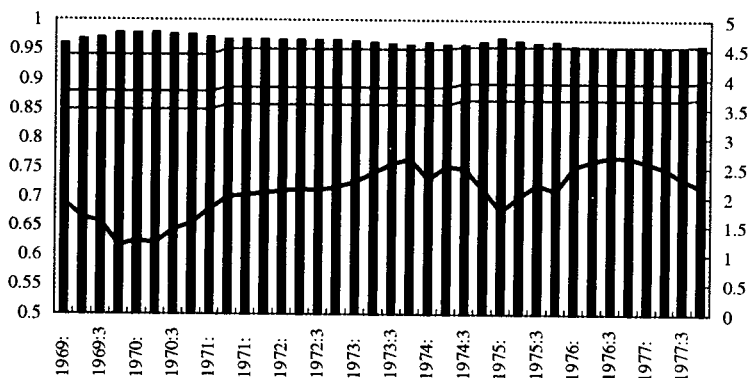
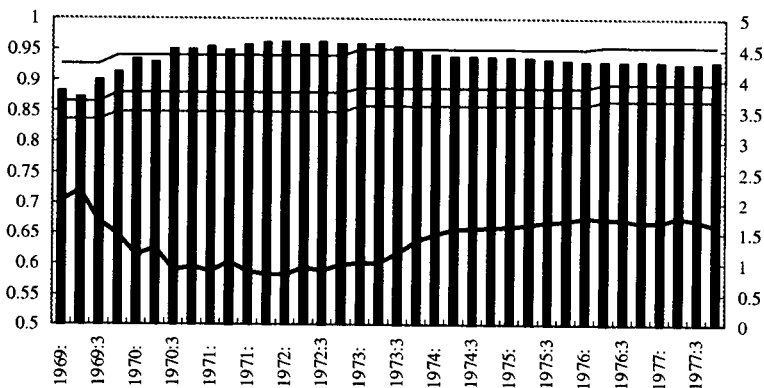


図3-1 Perron テストの結果 -KWH-



注：凡例等は本文参照。

図3-2 Perron テストの結果 -DHD-



注：凡例等は本文参照。

結論される。

(2) 構造変化を考慮した単位根検定

大口電力需要及び電灯電力需要系列に対して、構造変化を考慮した場合でも単位根の存在を棄却できないとする結論が維持されるかどうかについて、Perron[1989]が提案した検定により確認を行う。なお、図1から、石油ショック等における一時的な水準そのものの顕著な低下はみられないことから、対立仮説にTB以降トレンドの変化が起きたことを表わす変数を加える。検定に際して利用した対立仮説を表わす式は(7)式である。

$$\Delta X_t = \mu + \delta' t + (\rho - 1)X_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta X_{t-i} + \zeta DT_t + u_t \quad (7)$$

DT_t はt>TBのときt-TB、それ以外では0となるダミー変数である。

図3-1及び図3-2はPerronテストの結果を表わしている。棒グラフは(7)式のパラメータ ρ の値(図左の縦軸)を、折れ線は(4)式に基づく検定統計量(図右の縦軸)を表わす。critical valueはPerron[1989]によって与えられており、これは図上部の水平線で示されている。大口電力需要及び電灯電力需要ともに検定統計量はcritical valueを下回っており、単位根を有するという帰無仮説が棄却できないことを意味している。このことから、構造変化を考慮しても前節の結論は変更されないことが示された。

3. 電力需要関数と共和分検定

3.1 電力需要関数の導出

本節では電力需要関数の一般形を導出する。電力需要関数の導出については、消費者の最適化行動からマーシャル需要関数を利用して導く方法及び派生需要として生産関数から導く方法がある。

(ケース1：マーシャル需要関数)

わが国電力需要の推移とその構造：時系列分析による検討

消費者は次の効用最大化に直面している。(8)式は家計の効用関数であり、(9)式は予算制約である。

$$U = U(Q_1, Q_2, \dots, Q_n; \bar{Z}) \quad (8)$$

$$I \geq \sum_{i=1}^n P_i Q_i \quad (9)$$

Uは効用水準、 Q_i は第iエネルギー財の消費量、 P_i はその価格、Zはその他の消費財の消費量、またIは所得を表わす。第iエネルギー財を電力として、これについて効用最大化問題を解くと(10)式のマーシャル需要関数を得る。

$$Q_i = Q_i(P_1, P_2, \dots, P_n; I; \bar{Z}) \quad (10)$$

(ケース2：生産関数からの派生需要)

企業は(11)式のプロダクション関数によって生産活動を行っているとする。

$$X = F(K, L, Q_1, Q_2, \dots, Q_n; \bar{S}) \quad (11)$$

Xは生産量、Kは資本ストック、Lは労働力、またSは技術水準などの条件である。(11)式を Q_i について解くと(12)式が得られる。

$$Q_i = Q_i(P_K, P_L, P_1, \dots, P_n; X; \bar{S}) \quad (12)$$

ケース1、ケース2ともに、他のエネルギー財の価格及びその他の条件を無視することにより、電力需要を所得(IあるいはX)と価格(P_i)の関数によって表現することができる。その簡易化された線形の需要関数を表わしたのが(13)式である。なお、各変数は対数変換されるものとする。

$$\ln E = \alpha + \beta_1 \ln INCOME + \beta_2 \ln PRICE \quad (13)$$

Eは電力需要、INCOMEは所得要因、PRICEは価格要因を示す。以下では大口電力及び電灯電力需要の二つの系列についてその需要構造の分析を進めていくが、その具体的な説明変数のデータとしては、大口電力については所得要因として実質国内総生産(GDP)、価格要因として電力卸売物価(PESAN)を卸売物価指数(WPI)でデフレートしたものをを用いる。また、電灯電力については、所得要因として実質民間最終消費

支出(CP)、価格要因については電力消費者物価(PEH)を消費者物価指数(CPI)デフレートしたものをを用いる。いずれも基準は1990年である。

3.2 共和分検定

(1) 共和分と見せかけの回帰

単位根を有する系列のうち、一階の階差、すなわち変化分を取った場合に定常となる系列をI(1)変数と記述する。多くのマクロ経済変数がI(1)変数であるという指摘がなされており、実は電力需要の各系列についてもI(1)変数であることが確認できる。表3は電力需要の各系列の一階の階差に対してADFテストを行った結果であり、いずれも単位根が存在するという帰無仮説が棄却されている。

表3 電力需要の一階の階差に対する単位根検定

	KWH	ESH	ECH	DHD
$T(\rho - 1)$	-375.21***	-146.12***	-77.682***	-114.18***
$(\rho - 1)/\sigma\rho$	-5.7361***	-3.71918**	-3.18839*	-3.64195**
Φ	16.4695***	7.59261**	5.63364*	7.32666***

注：表1参照

一方、電力需要関数を構成する各所得要因、価格要因についても、これが単位根を持つことが確認されている。表4は各所得、価格要因に対する単位根検定の結果を示しており、いずれの場合も帰無仮説を棄却できない。これらの変数の一階の階差をとった系列は定常である。なお、GDP、CP等のマクロ経済変数に単位根があるか否かについてはTakeuchi[1991]、Iwamoto

表4 電力需要関数の説明変数に対する単位根検定

	GDP	CP	CPI	WPI	PESAN/WPI	PEH/CPI
$Z(\rho)$	-5.04505	-5.40017	-1.50034	-1.10504	-9.11091	-8.64335
$Z(t)$	-2.83401	-2.65768	-1.14019	-0.5051	-2.1302	-2.22516
$T(\rho - 1)$	-8.99745	-5.94843	-3.87705	-2.30178	-8.74267	-11.13736
$(\rho - 1)/\sigma\rho$	-3.48929**	-2.90989	-1.90192	-0.79499	-1.86172	-2.2306

注：表1参照

サンプル期間：GDP, CP(1965:1-1995:4), WPI, PESAN/WPI(1965:1-1995:1), CPI, PEH/CPI(1969:4-1995:1)

et.al[1992]、副島[1994]等の研究があるが評価は定まっていない。

一般にI(1)変数間の回帰は、それぞれの変数が独自の確率的な推移を示しているため、真の関数関係ではなく、「見せかけ」の関係を示す危険性が高いことが指摘されている。しかしながら、I(1)変数どうしの線形結合が長期的かつ安定的な均衡関係を表わす場合が存在する。これが「共和分」である。共和分にあるI(1)変数間のOLS回帰は共和分回帰と称され、パラメータのOLS推定量はサンプル数の増加とともに急速に真の値に収束する。共和分に関するこの一連の関係を初めて論じたのがEngle and Granger[1987]である。

電力需要を構成する各I(1)変数が共和分の関係にあるかどうかを検討することは、すなわち電力需要関数そのものが長期安定的な関係を表わしているか否かを検討することである。

Engle and Granger[1987]は共和分の存在について次の二段階の検定の方法を提唱しており、これが最も一般的な共和分検定の方法であるとされる(以下、E-G二段階検定と言う。)

Step1:共和分の関係を検定する変数の組合わせをOLSにより推計を行い(すなわち電力需要関数を(13)式から求める。)、その

表5 Engle-Granger 共和分検定の結果

変数	(KWH, GDP, PESAN/WPI)				(DHD, CP, PEH/CPI)			
	KWH, Inc	KWH, Pr	Inc, Pr	KWH, Inc, Pr	DHD, Inc	DHD, Pr	Inc, Pr	DHD, Inc, Pr
ラグ次数	4	2	1	4	1	1	1	1
$T(\rho - 1)$	-22.39**	-11.77	-10.19	-22.10**	-28.60***	-5.695	-5.214	-34.69***
$(\rho - 1)/\sigma\rho$	-3.240*	-2.898*	-2.492	-3.084	-3.670**	-1.667	-1.605	-4.038**

注：表1参照、Incは所得要因、Prは価格要因を示す。

サンプル期間：1965:1-1995:1

残差系列を求める。

Step2:求められた残差系列に対して ADF テストを実行し、残差系列に単位根が認められない場合、上記の変数の組み合わせは共和分の関係にあるとする。

なお、E-G 二段階検定の critical value は変数の組み合わせ数によって異なり、これは Phillips et.al[1990]によって与えられている。

表 5 は Engle-Granger の二段階検定を (KWH,GDP,PESAN/WPI) の系列の組み合わせ及び (DHD,CP,PEH/CPI) の系列の組み合わせに適用した結果である。ADF テストにおける次数については、Schwarz のベイズ情報量基準を用いて決定した。大口電力系列の組では (KWH,INCOME) の組み合わせ及び (KWH,GDP,PESAN/WPI) の組み合わせで共和分の関係が見出せる。電灯電力系列の組み合わせにおいても同様に (DHD,CP,PEH/CPI) の組み合わせの他、(DHD,CP)の組み合わせにおいても共和分の関係があると判断できる。二つの系列の組み合わせとも、共和分ベクトルが二つあり、一つは価格要因の係数がゼロのベクトルではないかと考えられる。以上の結果は頑健なものであろうか。他の有力な検定方法である Johansen[1988]の共和分検定の結果を考慮して判断することとする。

表 6 は Johansen の最尤法を利用したトレーステストの結果である。これによると、(KWH,GDP,PESAN/WPI) の系列の組み合わせ

については共和分ベクトルが存在しないとする帰無仮説は有意水準 5%で棄却されるのに対し、(DHD,CP,PEH/CPI) の系列の組み合わせについては共和分ベクトルが存在しないとする帰無仮説は、有意水準 10%では棄却できない。電灯電力需要に関する組み合わせの結果は Engle-Granger の二段階検定の結果と矛盾するものである。しかしながら、留意すべき点は Johansen のテストでは共和分ベクトルがあるという真の状態に対し、しばしば共和分ベクトルがないという帰無仮説を棄却できないことが多いという指摘である。(Hatanaka[1996]等参照。) Engle-Granger の二段階検定及び Johansen の共和分検定による共和分の存在の確認についてはややあいまいさが残るものの、本来、共和分検定にはこのようなあいまいさが存在する。以下では、両系列の組み合わせとも共和分の関係があるとして分析を進めることとする。

表6 Johansen共和分検定の結果

	KWH, GDP, PESAN/WPI		DHD, CP, PEH/CPI	
帰無仮説	$r=0$	$r\leq 1$	$r=0$	$r\leq 1$
対立仮説	$r>=1$	$r>=2$	$r>=1$	$r>=2$
検定統計量	33.4829**	15.0755	26.1961	11.1902

注：表1参照、rは共和分ベクトルの数を表わす。

4. ECM、VAR と電力需要構造の分析

4.1 ECM、VAR モデルの推計

(1) ECM の推計

Granger 表現定理によれば、共和分の関係にある系列の組み合わせはエラーコレクションモデル（以下、ECM）として定式化できる。ECM とは、具体的に(14)式の関係にあるものを言う。

$$\Delta X_t = \alpha + \beta EC_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \zeta_i \Delta Z_{t-i} + u_t \quad (14)$$

ここで X_t は電力需要量、 Y_t は所得要因、 Z_t は価格要因、 u_t はホワイト・ノイズである。また、 EC_t は誤差修正項であり、共和分回帰によって求められた残差系列を代入することで得られる。その係数の符号条件はマイナスであり、これは前期の長期的な関係（共和分関係）からの短期的な不均衡の調整速度を意味している。ECM モデルの有用性は、電力需要量の変動分（ ΔX_t ）を過去の長期的な関係から明示的に定式化できる点にある。(14)式に即して言えば、電力需要量の今期の変動幅を過去の所得・価格要因の変動幅等から説明することができるということである。

(14)式について、 $n=1,2,4$ の場合の推計結果を示したものが表7である。大口電力需要の変動を説明する ECM モデルの推計においては誤差修正項はすべてマイナスの符号条件を満たして有意である。Schwarz のベイズ情報量基準からみるとラグ次数は $n=2$ のとき -7.8203 で最小になる。($n=1,2,4$ のケースのみならず、 $n=8$ までのケースで最小となっている。DHD についても同様である。) このときの調整済み決定係数は 0.3556 であり、1 期前の自己ラグと 2 期前の所得及び価格要因が有意な係数となっている。また、誤差修正項の係数は -0.1229 であり、ほぼ 2

年間で長期的な関係からの不均衡が修正されることになる。一方、電灯電力需要の誤差修正項もすべてマイナスで有意、ラグが $n=1$ のとき Schwarz のベイズ情報量基準が -6.6752 で最小になる。しかしながら、所得・価格要因は有意な係数は得られなかった。 $n=1$ のとき誤差修正項の係数は -0.3596 であり、ほぼ 9 ヶ月で長期的な関係からの不均衡が修正されることになる。

(2) VAR モデルの推計

Granger 再表現定理から、上記で推計された ECM と(15)式で表わされる VAR モデル（ベクトル自己回帰モデル）とは同値である。

$$X_t = \theta + \sum_{i=1}^{n+1} \gamma_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^{n+1} \delta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n+1} \zeta_i Z_{t-i} + u_t \quad (15)$$

(15)式で X_t 、 Y_t 、 Z_t は電力需要量、所得要因、価格要因を表わし、また n は(14)式のラグ次数に対応する。ECM は階差変数間の調整過程を描写するものである一方、VAR モデルはレベル変数そのものの関係を表わす。

大口電力需要系列及び電灯電力需要系列についてそれぞれ所得・価格要因とともに VAR モデルを推計した結果が表8である。ラグ次数については、前節の ECM の推計結果から、大口電力需要系列については $n=3$ 、電灯電力需要系列については $n=2$ を選択している。

大口電力需要については、所得、価格要因とも 2 期前及び 3 期前のラグが有意に計測されている一方、自己ラグは 1 期前及び 2 期前のラグが有意である。また、電灯電力需要系列については、1 期前と 2 期前の自己ラグ及び所得要因の 1 期前のラグのみが有意であった。

4.2 電力需要の構造

本節では ECM、VAR モデルを用いて、Granger 因果の関係及びインパルス応答関数から、電力需要の構造を検討する。

(1) Granger 因果

表7 エラーコーレクションモデルの推計結果

被説明変数：KWH

Const	EC(-1)	INCOME(-1)	INCOME(-2)	INCOME(-3)	INCOME(-4)	PRICE(-1)	PRICE(-2)	PRICE(-3)	PRICE(-4)	KWH(-1)	KWH(-2)	KWH(-3)	KWH(-4)	adj R square	D.W.	SBIC
0.00903037	-0.201182	-0.243208				0.039711				0.338831				0.202242	1.84727	-7.68687
(4.2376)***	(-4.643)***	(-2.404)***				(1.1257)				(3.6768)***						
0.0039652	-0.122876	-0.0039718	0.360121			0.032318	-0.119537			0.242151	-0.079857			0.355565	2.12444	-7.82033
(1.6430)*	(-2.884)***	(0.039206)	(3.6395)***			(1.01692)	(-3.761)***			(2.7967)***	(-0.9161)					
0.0025956	-0.136795	0.072077	0.394331	0.258396	0.289501	0.044089	-0.088194	-0.010373	-0.00729	0.10386	-0.164063	-0.030553	0.094902	0.407255	1.85408	-7.70083
(-0.80793)	(-3.012)***	(0.6414)	(3.5679)***	(2.1914)**	(2.5581)***	(1.2909)*	(-2.696)***	(-0.31315)	(-0.21654)	(1.01219)	(-1.6334)*	(-0.33097)	(1.04571)			

被説明変数：DHD

Const	EC(-1)	INCOME(-1)	INCOME(-2)	INCOME(-3)	INCOME(-4)	PRICE(-1)	PRICE(-2)	PRICE(-3)	PRICE(-4)	DHD(-1)	DHD(-2)	DHD(-3)	DHD(-4)	adj R square	D.W.	SBIC
0.01622	-0.359622	0.233293				-0.041607				-0.26693				0.344924	2.06001	-6.67517
(4.0048)***	(-3.479)***	(1.08531)				(-0.48937)				(-2.7027)***						
0.022938	-0.347506	0.155681	-0.303573			-0.104677	0.025417			-0.313539	-0.16265			0.356232	1.96334	-6.58665
(4.5654)***	(-3.107)***	(0.599345)	(-1.2723)			(-1.1699)	(0.30085)			(-2.558)***	(-1.5707)*					
0.024264	-0.209205	0.330123	0.044957	0.409243	-0.152411	-0.135251	0.024339	0.002094	0.028667	-0.454354	-0.362809	-0.219802	-0.092274	0.338461	1.99108	-6.37025
(3.3078)***	(-1.6286)*	(1.1771)	(0.1561)	(1.4746)*	(-0.6148)	(-1.3942)*	(0.2517)	(0.02300)	(-0.3287)	(-3.026)***	(-2.433)***	(-1.4981)*	(-0.7689)			

注：表1参照、()内はt値を示す。

わが国電力需要の推移とその構造：時系列分析による検討

表8 ベクトル自己回帰モデルの推計結果

-KWH-												
Variables	Const	INCOME(-1)	INCOME(-2)	INCOME(-3)	PRICE(-1)	PRICE(-2)	PRICE(-3)	KWH(-1)	KWH(-2)	KWH(-3)	adj R square	D.W.
KWH	1.37729	-0.22396	0.353619	-0.22951	-0.0024799	-0.14116	0.113376	1.08384	-0.306953	0.08099	0.996013	2.09779
	(3.699)***	(-0.211)	(3.265)***	(-2.153)**	(0.08382)	(-3.380)***	(3.612)***	(11.70)***	(-2.333)**	(0.9433)		
INCOME	0.7326	0.489991	0.46431	0.039296	0.047282	-0.109973	0.080395	0.049109	0.076033	-0.161644	0.998225	1.93521
	(2.100)**	(4.929)***	(4.575)***	(0.3926)	(1.7057)*	(-2.81)***	(2.733)***	(0.5660)	(0.6167)	(-2.009)**		
PRICE	-0.673111	-0.583153	-0.525266	1.06023	0.937727	-0.060497	0.069573	-0.088194	0.213171	-0.055264	0.953946	2.06645
	(-0.5786)	(-1.1795)	(-1.5521)	(3.177)***	(10.15)***	(-0.4637)	(0.7094)	(-0.3048)	(0.5185)	(-0.2060)		

-DHD-										
Variables	Const	INCOME(-1)	INCOME(-2)	PRICE(-1)	PRICE(-2)	DHD(-1)	DHD(-2)	adj R square	D.W.	
DHD	0.983598	0.68675	-0.189014	-0.080535	0.041006	0.355028	0.277914	0.992924	2.07756	
	(2.991)***	(3.138)***	(-0.8710)	(-0.9351)	(0.4746)	(3.597)***	(2.808)***			
INCOME	-0.035572	0.604339	0.294032	0.032335	-0.18345	0.130374	-0.064277	0.997066	2.06112	
	(-0.2453)	(3.074)***	(6.264)***	(0.8754)	(-0.4816)	(2.996)***	(-1.473)			
PRICE	0.73736	-0.521688	0.664373	0.967225	-0.06117	-0.268481	0.137459	0.947029	2.07212	
	(1.937)*	(-2.060)**	(2.645)***	(9.704)***	(-0.6612)	(-2.35)**	(1.200)			

注：表1及び表7参照

VAR を利用して、電力需要関数を構成している変数間の Granger 因果を確認する。(16)

式と(17)式を推計し、(17)式の Y_{t-i} が X_t の予測に有意に寄与している場合、 Y_{t-i} は Granger の意味で X_t と因果の関係にあるという。

$$X_t = \theta + \sum_{i=1}^{n+1} \gamma_i X_{t-i} + u_t \quad (16)$$

$$X_t = \theta + \sum_{i=1}^{n+1} \gamma_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^{n+1} \delta_i Y_{t-i} + u_t \quad (17)$$

Granger 因果の検定に F 検定を利用して、その結果を示したものが表である。行変数に対して列変数が Granger 因果にあるかどうかを示している。大口電力需要については、所得要因、価格要因とも Granger の意味で因果があることが確認されたが、電灯電力需要に対しては所得要因のみが Granger の意味で因果があることになる。この結果は、VAR モデルにおいて、電灯電力需要の説明変数として価格要因が有意ではなかったことと同値である。また、電灯電力需要の組合せにおける共和分ベクトルにおいて、価格要因の要素がゼロである可能性が指摘されたこととも整合的である。

表9 Granger因果の検定

	KWH	INCOME	PRICE
KWH		6.09057**	7.76569**
INCOME	6.08127**		4.65275**
PRICE	2.33834	4.70487**	

	DHD	INCOME	PRICE
DHD		3.36907*	1.49394
INCOME	2.28419		0.836525
PRICE	3.60308**	1.62031	

注：表1参照

少なくとも、VAR モデル等において将来の電力需要を見通す場合、大口電力にあつては自己ラグの他、GDP などの所得要因や電力価格要因が重要な役割を果たしていることが明らかになっ

わが国電力需要の推移とその構造：時系列分析による検討

た。言い換えるならば、大口電力需要の構造的な要因として所得・価格要因が不可欠なものであるということになる。一方、電灯電力需要に関しては、将来予測にあたって自己ラグ及び所得要因が不可欠な構造要因として捉えられるものの、価格要因は有意な構造要因ではないことが示唆される。

(2)インパルス応答関数

表7の推計結果を利用して、インパルス応答関数を計算した結果が図4である。インパルス応答とは、VAR モデルにおいて所得、あるいは価格要因に外部から1単位のショックを与えたとき、電力需要に時系列的にどれだけの影響を及ぼすかを計算したものである。

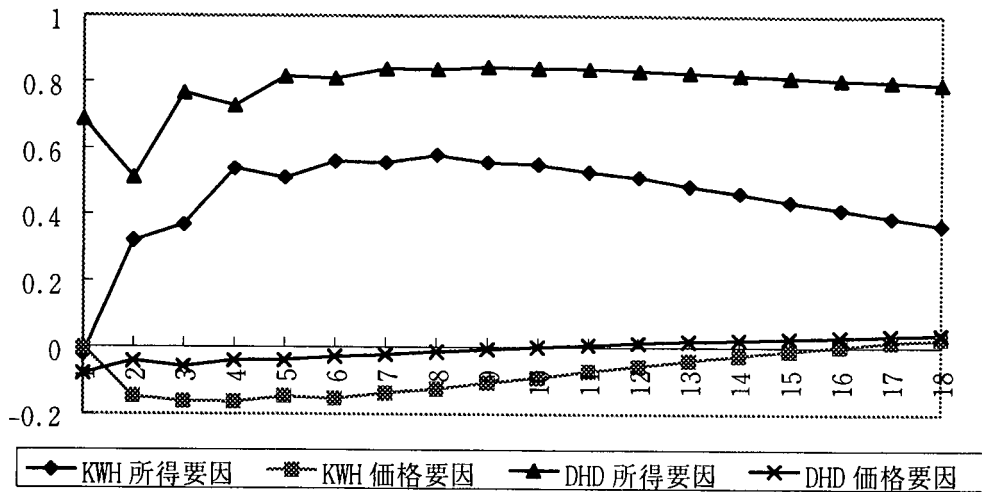
大口電力需要におけるインパルスの応答では、所得の外生的な1単位の増加は、第1期にはほとんど電力需要に影響を与えないが、第2期以降ほぼ2年間にわたって電力需要を増加させ、その後徐々にその影響は減衰していく。価格に対するショックは大口電力需要にマイナスの影響をもたらす、その影響は約4年間続くことがわかる。

電灯電力需要に関しては価格要因はほとんど影響を与えない。これは上で述べたように Granger の意味で因果関係がないためである。一方、所得に対する1単位のショックは第1期から影響を与え、ほぼ1年後に累積として0.8~0.9単位の電力需要をもたらした後に安定し、以降徐々に低下していく。

5.おわりに

本論文はわが国の電力需要の時系列について分析を行ったものである。当初述べたように、電力需要は年々増加しており定常な系列であるとは言いがたい。単位根検定により、その推移がトレンド定常であるか、あるいはドリフト付きランダム・ウォークであるかを検定したところ、大口電力、業務用電力、小口電力及び電灯

図4 インパルス応答関数



電力系列のいずれの系列についても単位根の存在を棄却することができなかった。加えて、明示的に構造変化を取り入れた検定によっても単位根の存在は棄却できないということがわかった。電力需要関数を想定して、所得要因及び価格要因についても単位根検定を行ったところ、それぞれが I(1)変数であることも判明した。

大口電力系列及び電灯電力系列について、これらと所得、価格要因との共和分の可能性について検定したところ、共和分関係を否定することはできなかった。したがって、電力需要と所得・価格要因は長期的な安定関係にあり、その均衡からの乖離は数期間後に修正されることが明らかになった。Granger 再表現定理を利用してエラーコレクションモデルを推計したところ、安定的な関係からの乖離は大口電力に関してはおよそ2年間、電灯電力に関してはおよそ9ヶ月のラグをもって修正されている。

時系列分析の手法については、現在でも肯定・否定の両面から様々な議論がある。例えば共和分を用いた分析は、ある関数関係が長期的な関係にあるか否かについての判断材料を与えるが、いかにその関係が決定されているかについての情報をもたらすものではない。こうした議論を念頭に本研究では Granger 因果等構

造的な分析にとっても有用なツールを利用し、電力需要の構造を検討した。このような試みは伝統的な計量分析を補完するとともに、インパルス応答など時系列分析ならではの独自の成果を与えてくれるものである。

今後、電力需要予測においても、VAR 等を利用した新たな手法が開発されていくものと考えられる。その意味では、本研究の成果は予測手法開発についてもいくばくかの寄与ができたものと考えている。

謝辞：本論文の作成においては神戸大学助教授北坂真一氏及び匿名本誌レフリーから有益なアドバイスを頂いた。また、当研究所内においても様々な方からご意見等をいただいた。ここに感謝申し上げたい。当然のことながら、本論文に関する誤り等についての責任は筆者一人のものである。

[参考文献]

- [1] Campbell, J.Y. and P. Perron (1991), "Pitfalls and Opportunities: What Macro Economists Should Know about Unit Root", NBER Macroeconomic Annual, 1991, 141-201.
- [2] Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a

- Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- [3] Dolado, J.J., T. Jenkinson, and S. Sosvilla-Rivero (1990), “Cointegration and Unit Roots”, *Journal of Economic Surveys*, 4, 249-273.
- [4] Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, 55, 251-276.
- [5] 副島豊 (1994), 「日本のマクロ変数の単位根検定」, *金融研究*, 第 13 巻, 97-129.
- [6] Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton Univ. Press.
- [7] Hatanaka, M. (1996), *Time-Series-Based Econometrics*, Oxford Univ. Press.
- [8] Iwamoto, T. and H. Kobayashi (1992), “Testing for a Unit Root in Japanese GNP”, *Japan and World Economy*, 4, 17-32.
- [9] Johansen, S. (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- [10] Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin (1992), “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root”, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- [11] Perron, P. (1988), “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 297-332.
- [12] Perron, P. (1989), “The Great Crash, The Oil Price Shock, and the Unit Root”, *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- [14] Phillips, P.C.B., and S. Ouliaris (1990), “Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration”, *Econometrica*, 58, 165-193.
- [13] Takeuchi, Y. (1991), “Trends and Structural Change in Macroeconomic Time Series”, *Journal of Japan Statistical Society*, 10, 13-25.
- [14] 山本拓 (1988), 『経済の時系列分析』, 創文社

（ かつう ひさかず
電力中央研究所 経済社会研究所 ）