

(様式 C-18)

競争環境下電力市場における価格決定要因に関する研究

17560260

平成17年度～平成19年度科学研究費補助金
(基盤研究(C)) 研究成果報告書

平成20年5月

研究代表者 宮内 肇

熊本大学大学院自然科学研究科准教授

は し が き

電気事業が規制緩和され、世界諸地域で電力市場が開かれている。本研究では、電力前日市場の市場価格データに対し、24時間前の電力市場価格や電力需要などを説明変数とする回帰式による分析と、カオス性解析を行っている。その解析を元に、電力価格の決定要因や世界諸地域の市場間での相違などに関する検討を行っている。

ところで、2005年夏頃から世界的な原油価格の高騰という外的要因が発生している。その影響を明らかにするために、電力前日市場の日平均電力価格を被説明変数、電力需要・1日前の電力平均価格・WTI先物価格を説明変数とする回帰式を構成し検討を行った。原油価格が電力市場価格に2004年11月頃から2005年後半にかけて大きく影響し、それは原油価格の高騰し始めた時期と一致していることを明らかにした。

また、電力需要は季節的変動が大きいことから、季節毎に区分した回帰式の構成を試みた。Chow検定などを用いて、1年間をピーク、オフピークの4期間に分け、その結果、解析対象とした米国東部のNew England市場、豪州NEM市場ともにほぼ同じ時点で市場価格が構造変化を起こすことを確認した。さらに、米国東部の冬ピーク期に関しては、前日の電力価格と電力需要だけを説明変数とする回帰式では当てはまりが悪いことから、新たに気温に関する説明変数を導入することで決定係数の改善を試みた。

自己回帰過程では誤差項の系列相関や不均一分散が考えられるため、説明変数の有意性について再検証を行った。誤差項の系列相関モデルを、Cochran-Orcutt法でモデルの推定に非線形最小二乗法を用いて推定し、さらに、このような誤差項の系列相関や不均一分散が存在する場合のt値を計算するために、Newey-Westの修正を適用した。この結果、説明変数の有意性について誤差項の系列相関や不均一分散を考慮しない場合には有意性を過大評価していたが、有意性そのものに問題ないことを再確認した。

最後に、電力市場価格を、線形解析である回帰分析だけでなく、非線形解析であるカオス解析も試みた。日本卸電力取引所JEPXのシステムプライスを解析対象とし、埋め込み次元、構造型、フラクタル次元、リアプノフ指数などを算定した。その結果、現時点ではカオス性の存在は確認できないもののその存在を否定することはできない結果が得られている。

研究組織

- 研究代表者：宮内 肇 (熊本大学大学院自然科学研究科准教授)
研究分担者：喜多 敏博 (熊本大学総合情報基盤センター准教授)
研究分担者：三澤 哲也 (名古屋市立大学大学院経済学研究科教授)

交付決定額 (配分額)

(金額単位：円)

| | 直接経費 | 間接経費 | 合計 |
|--------|-----------|---------|-----------|
| 平成17年度 | 1,600,000 | 0 | 1,600,000 |
| 平成18年度 | 900,000 | 0 | 900,000 |
| 平成19年度 | 1,100,000 | 330,000 | 1,430,000 |
| 総計 | 3,600,000 | 330,000 | 3,930,000 |

研究発表

(1) 雑誌論文 (著者名、論文標題、雑誌名、査読の有無、巻号、発行年、頁)

1. H. Miyauchi・K. Koiso・T. Uno・T. Misawa, Regression Analysis of Electric Power Prices of Day-ahead Markets, Proc. of the International Conference on Electrical Engineering 2005, 査読有, CD収録, 2005年, PS1-12
2. 宮内肇・小磯公房・稲田優一・三澤哲也、オーストラリア電力市場価格の回帰分析、平成17年電気学会電力エネルギー部門大会論文集、査読有、25巻、2005年、pp.7~12
3. T. Uno・T. Morikawa・H. Miyauchi・T. Misawa, Investigation on Seasonal Transition of Power Price in Day-ahead Market by Chow Test, Proc. of the International Conference on Electrical Engineering 2006, 査読有, CD収録, 2006年, RP2-18
4. H. Miyauchi・T. Ito・T. Misawa, Regression Analysis of Electric Power Price Using Meteorological Information, Proc. of 2006 International Conference on Power System Technology, 査読有, CD収録, 2006年, PS3-18
5. T. Ito・H. Miyauchi・T. Misawa, Regression Analysis of Electric Power Market Price with New Meteorological Explanatory Variable, Proc. of the International Conference on Electrical Engineering 2007, 査読有, CD収録, 2007年, ICEE-334

(2) 学会発表 (発表者名、発表標題、学会等名、発表年月日、発表場所)

1. 宇野智也・小磯公房・宮内肇、PJM 当日市場価格の回帰分析、平成17年電気学会電力・エネルギー部門大会、2005年8月10日、大阪大学

2. 宇野智也・宮内肇・三澤哲也、電力市場価格の年間構造変化に関する検討、平成 17 年電気学会電力技術・電力系統技術合同研究会、2005 年 9 月 29 日、福井大学
3. 宮内肇・宇野智也、New England 電力価格と WTI に関する一考察、平成 18 年電気学会全国大会、2006 年 3 月 15 日、横浜国立大学
4. 伊東利紘・森川智博・宮内肇・三澤哲也、気温を考慮した電力市場価格の回帰分析、平成 18 年電気学会電力・エネルギー部門大会、2006 年 9 月 13 日、琉球大学
5. 宮内肇・森川智博・三澤哲也、電力前日市場価格と原油先物価格の相関について、平成 18 年電気学会電力・エネルギー部門大会、2006 年 9 月 13 日、琉球大学
6. 竹内裕也・宮内肇・喜多敏博、JEPX 電力市場価格へのリカレンスプロット法の適用、平成 19 年電気学会全国大会、2007 年 3 月 15 日、富山大学
7. 竹内裕也・宮内肇・喜多敏博、電力市場価格のカオス性に関する基礎的検討、平成 19 年電気学会電力技術・電力系統技術合同研究会、2007 年 8 月 1 日、愛知工業大学
8. 宮内肇・森川智博・伊東利紘・三澤哲也、原油市場価格と電力市場価格の関連性について、平成 19 年電気学会電力・エネルギー部門大会、2007 年 9 月 12 日、八戸工業大学
9. 伊東利紘・宮内肇・三澤哲也、New England 電力市場価格の回帰分析の再検定、平成 20 年電気学会全国大会、2008 年 3 月 19 日、福岡工業大学

(3) 図書（著者名、出版社名、書名、発行年、総ページ数）

なし

研究成果による産業財産権の出願・取得状況

なし

目 次

| | |
|----------------------------------|----|
| 第 1 章 序論 | 1 |
| 第 2 章 原油価格と電力価格 | 3 |
| 2.1 原油価格の現状 | 3 |
| 2.1.1 WTI | 3 |
| 2.1.2 原油価格の高騰と展望 | 3 |
| 2.2 WTI と電力価格との関係 | 6 |
| 2.2.1 原油価格を説明変数に含む回帰式 | 6 |
| 2.2.2 チョウ検定による構造変化の検証 | 11 |
| 第 3 章 電力価格の季節変化 | 17 |
| 3.1 季節毎の回帰式 | 17 |
| 3.1.1 New England 市場の場合 | 17 |
| 3.1.2 NEMMCO の場合 | 27 |
| 3.2 気温関数の導入 | 35 |
| 3.2.1 気温を説明変数とする場合 | 36 |
| 3.2.2 新たな気温関数を説明変数とする場合 | 39 |
| 第 4 章 説明変数の有意性に関する検証 | 46 |
| 4.1 誤差項の系列相関と不均一分散 | 46 |
| 4.1.1 自己回帰式の問題点 | 46 |
| 4.1.2 Cochran-Orcutt 流の方法 | 49 |
| 4.1.3 Newey-West の修正 | 50 |
| 4.2 有意性に対する検証 | 51 |
| 4.2.1 需要と 24 時間前価格を説明変数とする回帰式の場合 | 52 |
| 4.2.2 気温を説明変数に含む場合 | 53 |
| 4.2.3 気温関数を説明変数に含む場合 | 54 |

| | |
|-------------------|----|
| 第 5 章 電力価格のカオス性解析 | 57 |
| 5.1 埋め込み次元の推定 | 57 |
| 5.1.1 解析手法 | 57 |
| 5.1.2 解析結果 | 59 |
| 5.2 カオス特徴量の推定 | 63 |
| 5.2.1 解析手法 | 63 |
| 5.2.2 解析結果 | 65 |
| 5.3 リカレンスプロット | 67 |
| 5.4 非線形予測 | 69 |
| 5.4.1 解析手法 | 69 |
| 5.4.2 解析結果 | 71 |
| 第 6 章 結論 | 74 |
| 参考文献 | 77 |

第1章 序論

これまで、公共性の高い公益事業には自然独占が認められてきた。それは事業を自然独占として発展させる方が、社会経済的な観点から合理的であったためである。しかし、社会環境や技術革新など状況の変化により、公益事業といえども特定の部門に関してはすでに規模の経済性が成り立たない場合もあり、そのような場合に自然独占を認める必要性が低い。また、市場原理による最適資源配分を重視する考え方が広まったことから、1990年頃から世界的に公益事業に競争原理を導入する動きが見られる。航空、鉄道、電気通信、郵便などの公益事業に自由化の導入（規制緩和）が進み、また巨大な設備産業であることから自然独占が認められてきた電気事業やガス事業などエネルギー事業についても自由化を導入する動きが世界的に強まっている。

我が国においても、まず、1995年に発電事業（卸部門）に自由化を導入し、独立発電事業者（IPP：Independent Power Producer）の参入を認め、次いで、2000年に供給事業（小売部門）への部分自由化を導入し、特定規模電気事業者（PPS：Power Producer and Supplier）の新規参入を認めた。小売の自由化範囲は、2000年3月時点では電力使用量が原則2,000kW以上かつ電圧20kV以上の特別高圧で契約している大口需要家に限られていたものを、2004年4月からは最大契約電力500kW以上の需要家に、さらに2005年4月1日からは50kW以上の全ての高圧需要家にまで拡大された。また、系統運用に関する中立機関（送配電等業務支援機関）として電力系統利用協議会（ESCJ：Electric Power System Council of Japan）と、電力の需給前日のスポット取引と先渡し取引を行う日本卸電力取引所（JEPX：Japan Electric Power Exchange）が設立され、2005年4月1日からその業務を開始している。さらに、自由化が高圧需要家にまで拡大された2年後の2007年7月には、一般家庭を含めた全需要家の完全自由化についても検討が開始された。しかしながら、既自由化需要家の選択肢は十分に確保されておらず、小売自由化範囲を拡大する環境が整っていないとの見解から、全面自由化については見送られ、競争環境を整備してから一定期間経過後に再検証を行い、全面自由化の是非について再度検討することとなった。

このように、我が国でも電力自由化が進行している今、電力自由化の先行する地域に関して、電力市場価格の決定要因について分析を行うことは、我が国の現状を理解するためにも有益なことである。本研究では、電力自由化が先行する米国の電力市場やオーストラリアのNEMMCO、さらには、日本のJEPXなどの電力前日市場価格の時系列データを対象に、24時間前の電力市場価格や電力需要などを説明変数とする回帰分析と、非線形解析の一種であるカオス性解析を行うことで、電力市場価格の決定要因について究明することを目的としている。

本報告の構成は以下の通りである。第2章では、2005年夏頃から始まった記録的な原油高騰が電力市場価格にどのような影響を与えているかについて考察する。第3章では、価

格に大きく影響する電力需要そのものが季節的な変動要因をもつことから、季節毎に区分した回帰式を構成し、オフピーク期、ピーク期がどの時点で分けられるか検証する。第 4 章では、自己回帰型の回帰式では、誤差項間の系列相関や誤差の不均一分散が問題となる場合が多い。そのため、Cochran-Orcutt 流の方法や Newey-West の修正を用いてこれらの問題に対処し、説明変数の有意性に問題がないか検証する。第 5 章では、日本卸電力取引所 JEPX のシステムプライスを解析対象とし、埋め込み次元、構造的性、フラクタル次元、リアプノフ指数などカオス性解析を行い、電力市場価格のカオス性について検証する。最後に、第 6 章は本報告のまとめであり、本研究で得られた知見をまとめる。

第2章 原油価格と電力価格

2. 1 原油価格の現状

2. 1. 1 WTI

WTIとは、West Texas Intermediateの略で、米国テキサス州産の低硫黄、軽質原油を意味している。ニューヨーク商品取引所（NYMEX）に、原油先物取引の対象として1983年から上場されている。ドバイ原油、北海のブレント原油とともに世界的な原油の指標油種として扱われるが、WTIが先物取引量としては世界最大であるため、原油価格の国際的な指標とされている。WTI自体の油の性状はAPI39.6度、硫黄分0.24%で、生産量はわずか日量約50万バレルに過ぎない。

NYMEXではいくつかの先物取引が行われているが、一般にWTI価格とされているものは、先物直近限月の価格である。

2. 1. 2 原油価格の高騰と展望

WTI先物価格が2001年頃から高騰を始め、つい先日からは1バレル120USDを越える価格が付いている。本研究では、最近の原油価格の急速な高騰については解析の対象としていないため、図2-1に、2004年1月～2006年12月までのWTI原油先物価格の推移を示す。

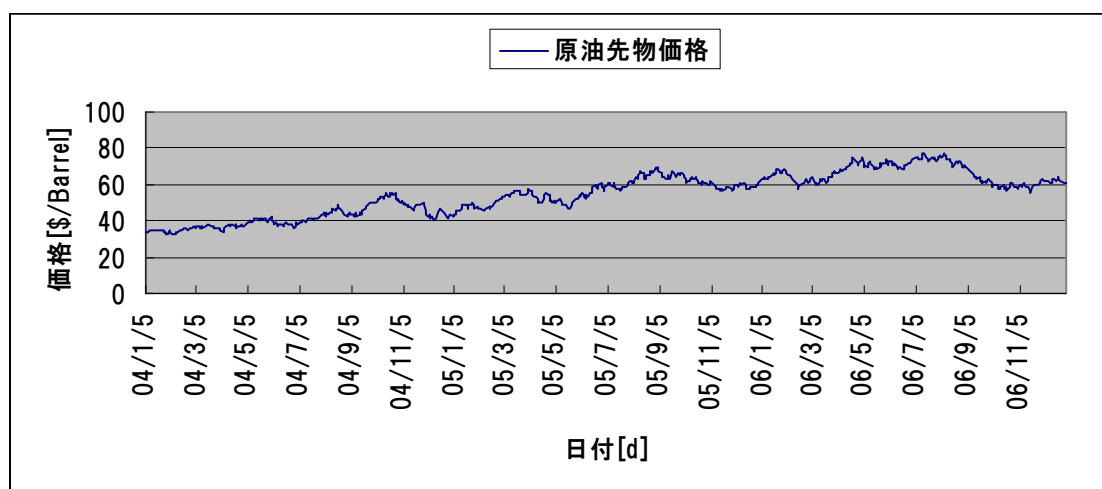


図2-1 2004年1月～2006年12月のWTI原油先物価格推移

過去原油価格は何度かの高騰を経験しているが、それには、第1次石油危機、第2次石油危機、湾岸戦争、対イラク戦争など、石油供給の途絶またはその恐れのある時に発生している。しかし、今回の価格高騰は特段の供給途絶が無い状況にも関わらず大幅に価格が高騰している点に特徴がある。今回の原油価格の高騰に伴い、世界経済には負の影響が出始めており、また、国際石油情勢および原油価格の動向は、世界のエネルギー市場や需給の先行きに大きな影響を及ぼす要因である。本研究は、原油価格高騰の原因を探ることが目的ではないが、原油価格の動向とは多少なりとも関係があるため、参考文献(1)を基にその要因について概観する。

原油価格が高騰し始めた主な原因は、

- (1) 国際石油市場における需要の大幅増大と需給タイト化
- (2) OPEC 余剰生産能力を始めとする供給余力の低下
- (3) 中東情勢不安定化をはじめとする供給不安感の高まり
- (4) 石油先物市場における投機的取引の影響

であると言われている。2004年以降は、ロシアの「ユコス事件」、さらに最近では米国のサブプライムローンに端を発した金融市場の混乱がその高騰に拍車をかけていると言われている。

原油高騰の引き金となった主な原因について、詳しく述べると以下の通りである。

国際石油市場における需要の大幅増大は、中国など BIRCS はもちろん、発展途上国も含めた旺盛な石油需要にある。国際エネルギー機関 (IEA) によれば、2004年の世界の石油需要は対前年比 253 万バレル/日 (3.2%) 増の 8,216 万バレル/日に達する。この 1980年代以来最大の伸びとも言われている需要増大の中心は、発展途上にあるアジア地域と米国を中心とする北米地域であり、中でも中国の需要増分は 82 万バレル/日と 1カ国で世界全体の需要増の 32%を占める。活発な経済成長が続く中国では需要増大と共に原油輸入も大きく拡大しており、2004年 1~7月の原油輸入量は 243 万バレル/日、前年同期比で 39%の大幅増加となっている。この大幅な石油需要増加に対応して、非 OPEC および OPEC 共に増産を余儀なくされている。非 OPEC はロシアを中心に堅調な増産を持続しており、IEA によれば 2004年の生産増分は 125 万バレル/日となっている。しかし、非 OPEC 増産のみでは世界の需要増加を賄いきれず、結果として OPEC 増産が必要となり、OPEC は余剰生産能力を活用して大幅な増産を実施している。

しかし一方で、国際石油市場における供給余力・需給調整のための緩衝機能 (供給クッション) の低下が顕在化している。国際石油市場における供給余力は、OPEC の原油余剰生産能力、石油在庫、石油精製能力 (余力) 等であるが、需要の増加、石油企業による合理化・コストダウン努力等の結果、いずれも縮小している。IEA のデータによれば、2002年頃には 700 万バレル/日程度存在していた OPEC 原油余剰生産能力 (世界の原油供給余力) は 2004年 7月時点には 119 万バレル/日 (イラクを除くと 67 万バレル/日) まで低下している。また、その余剰能力の大半がイラクとサウジアラビアに集中する状況となっ

ている。その他、企業の合理化・コスト削減努力等の影響もあって、民間企業の石油在庫は低水準に保たれる傾向があり、特に米国においては、近年は原油およびガソリンの低在庫状況が顕在化してきた。このように、供給余力・需給調整のための供給クッションが低下しているため、需給の変化（に対する思惑）や外的なショックによって原油価格が高騰しやすい構造となっている。

さらに、中東情勢不安定化が市場参加者の懸念材料となり、価格高騰を加速化する要因となっている。特に、世界最大の産油国であり、最大の余剰生産能力を保有するサウジアラビアの石油設備に対して、2004年に2度発生したテロが市場心理に大きな影響を与えている。実際にはサウジアラビアの石油生産・輸出に影響はなかったが、サウジアラビアに替わる石油供給は極めて困難であり、サウジアラビアのセキュリティ問題が国際石油市場における今後の大きな不安要因として取引の心理面に作用し、原油価格の高騰をもたらした。また、イラクの不安定性も大きな影響がある。イラクの石油生産は2004年3月には238万バレル／日と対イラク戦争前の水準に近いレベルまで回復したが、その後の治安低下・石油部門へのテロ等により、生産が停滞している。2004年6月末の主権移譲後も体制の安定化は今もって達成されず、石油輸出の安定化にはまだ時間を要する。こうした不安定な中東情勢も原油価格高騰をもたらす主要因である。

また一方で、2004年7月以降、国際石油市場における新たな波乱要因として、サウジアラビアと世界第1位の産油国の地位を争うロシアにおいても、最大の石油企業ユコスを巡る脱税事件が発生する。ロシアは最近の非OPEC 増産の原動力として、1999年以降、大幅な増産を持続している。その増産の中心はユコスを始めとする民間の垂直統合型の石油企業である。2003年のユコスの石油生産は160万バレル／日、シェア19%を占めるロシア第1位の企業である。またユコスの2003年の増産分（22万バレル／日）はロシア増産の26%を占めている。そのユコスの経営トップであったホドロコフスキー氏2003年10月にはロシア当局により、脱税等の容疑で逮捕された（「ユコス事件」）。この背後には、ホドロコフスキー氏の石油の力をバックにした政治的野心や政治問題への介入に対するプーチン政権の制裁的な要素もあるとされている。このような事件が発生してもロシアの石油生産に何ら支障は発生していないが、市場関係者にはこのニュースは世界有数の産油国ロシアにおける供給不安と受け取られ、2004年7月以降の原油価格高騰に大きく作用した。

そして、石油先物市場には投機資金が大量に流入していると考えられる。需給変動や外的なショックに対して脆弱性を増していると考えられる国際石油市場において、主要産油国での供給不安に関する報道が続き、価格ボラティリティが増大してきた。投機資金はこの状況に対応して取引を拡大、さらなるボラティリティ増大を招くという一種の「悪循環」に陥ったと言われている。こうした状況下、現在の高価格には中東情勢不安定化による思惑や投機資金流入による大幅な「プレミアム」が存在していると見られる。

このような理由から大量の資金が流れ込んだ原油市場は例をみない高騰を続けており、また、石油需給が改善される見込みもないことから、当面この高値が下落する見込みはほ

とんどない。他のエネルギー価格も原油価格とともに押し上げられるため、電力市場にとってはリスクな局面が続くものと考えられる。

2. 2 WTI と電力価格との関係

2. 2. 1 原油価格を説明変数に含む回帰式

本節では、電力市場価格を被説明変数とし、原油先物価格を説明変数とした回帰式をたて、原油価格と電力市場価格の関連性について検討を行う。解析対象とした市場は米国東部のNew England電力市場とオーストラリアのNEMMCO (National Electricity Market Management Company Limited) の2市場である。解析対象期間は、2004年～2006年の3年間とする。

これまでの研究では、毎時電力価格 $P[\$/MWh]$ を被説明変数とし、毎時の電力需要 $Q[GW]$ と、その時点から24時間前の電力価格 $P_{24}[\$/MWh]$ を説明変数とする回帰式を用いて、電力市場価格に関する検討を行ってきた⁽²⁾。しかし、WTI原油先物価格は当日終値だけが公開データとして収集でき、ザラ場のデータは不明であるため、時系列データとして整合を取るために、電力価格も日次データとするため、毎時の電力価格を1日分平均した価格を用いることにした。すなわち、本節で用いた回帰式は、毎時電力価格を1日分平均した日平均価格 $P[\$/MWh]$ を被説明変数とし、1日の電力総需要 $Q[GW]$ 、前日の日平均価格 $P_{24}[\$/MWh]$ 、前日のWTI原油先物価格 $W[\$/Barrel]$ を説明変数とする。ただし、NYMEXは、土日祝がお休みのため、土日祝に当たる日のWTI原油先物価格はない。そのため本解析では、土日祝を無視し前日が土日祝に当たる場合、 $P_{24}[\$/MWh]$ としては土日祝の前の日の値を用いることにする。なお、比較のため、説明変数を1日の電力総需要 $Q[GW]$ 、前日の日平均価格 $P_{24}[\$/MWh]$ のみとした回帰式も合わせて示す。

得られた回帰式は、その決定係数 R^2 、説明変数の数で補正された決定係数 R^2 、及び t 値により検定を行う。 t 値は各回帰係数の下に置かれたカッコ内に記されている。決定係数は、 $0 \leq R^2 \leq 1$ の間の値で、その回帰式の当てはまりの良さを表し、1に近いほど当てはまりが良い。また、 t 値は各回帰係数の有意性を示す。

WTI原油先物価格のデータは、米国エネルギー省Energy Information Administrationの公開サイト⁽³⁾から、New England電力市場の前日市場の電力価格と需要のデータは、New England ISOの公開サイト⁽⁴⁾から、NEMMCOの前日市場の電力価格と需要のデータは、NEMMCOの公開サイト⁽⁵⁾から収集した。

なお、本節の計算には、Microsoft社のExcel2003に内蔵されている分析ツールを用いている⁽⁶⁾。

2.2.1.1 New England電力市場の場合

図2-2～図2-4に、2004年から2006年まで各年の電力市場価格の日平均価格の変動を示す。図2-2より、2004年は1月から2月の冬期に価格が激しく変動していることが分かる。また図2-3より、2005年は5月以降、価格が大きく変動しており、図2-4より、2006年8月頃から価格が下降していることが分かる。

既に図2-1に、2004年から2006年まで各年のWTI原油先物価格の日変動を示している。この図より、2004年7月頃から徐々に価格が上昇し11月頃には一旦下落するが、2005年は8月頃まで緩やかに上昇し、その後価格は高止まりし、2006年では7月から8月にかけての夏期に価格が1バレル当たり80USD近くまで激しく高騰し、その後9月以降は1バレル当たり60USD台に一旦落ち着く。

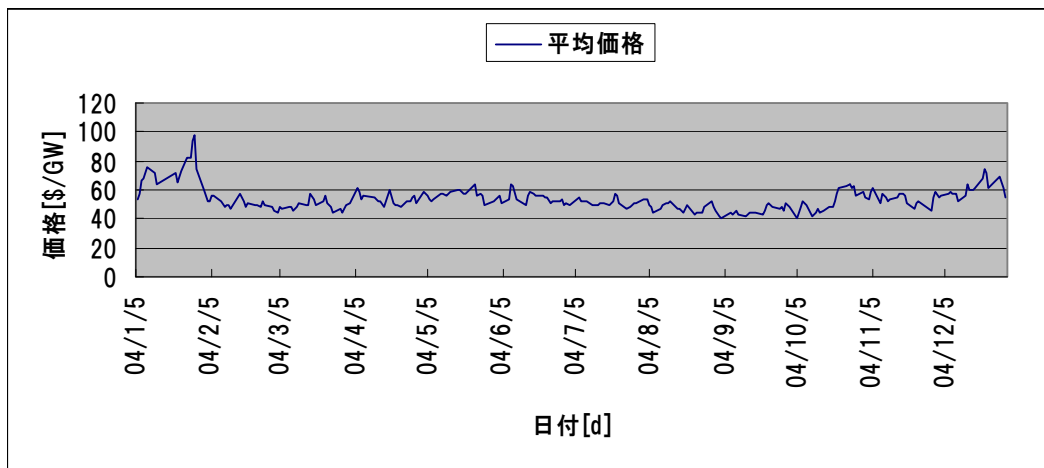


図2-2 2004年の日平均電力価格の変動

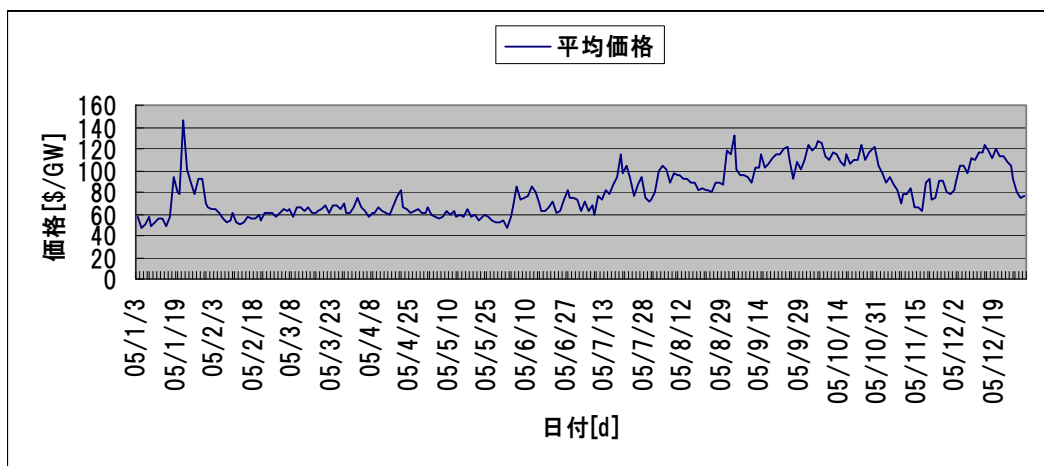


図2-3 2005年の日平均電力価格の変動

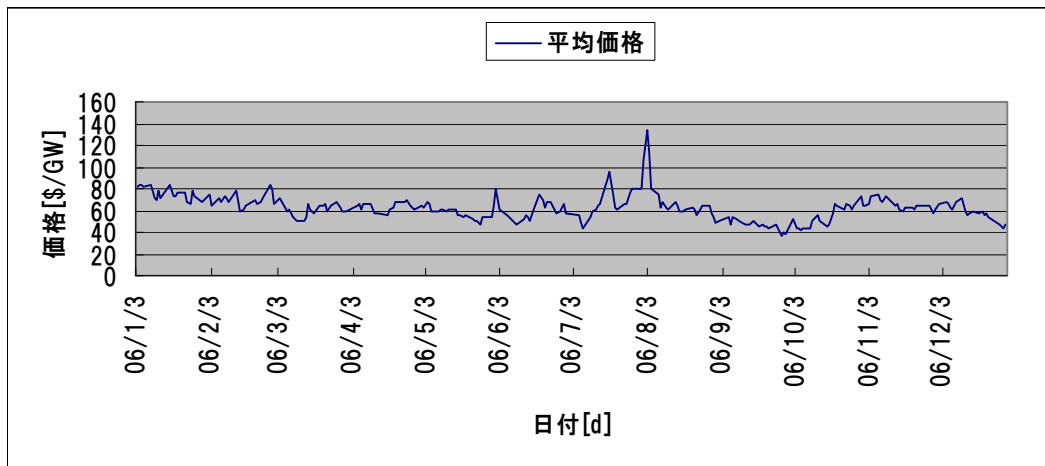


図2-4 2006年の日平均電力価格の変動

New England電力市場2004年～2006年の各1年間について回帰式を構成する。回帰式の被説明変数を毎時電力価格の日平均価格 $P[\$/MWh]$ とし、Case 1として、説明変数を1日の電力総需要 $Q[GW]$ 、前日の日平均価格 $P_{24}[\$/MWh]$ 、前日のWTI原油先物価格 $W[\$/Barrel]$ とする場合、Case 2として、説明変数を1日の電力総需要 $Q[GW]$ と前日の日平均価格 $P_{24}[\$/MWh]$ のみとし、WTI原油先物価格を説明変数に含まない場合とする。各年、各Caseそれぞれの回帰式を式(2.1)～式(2.6)に示す。合わせて、決定係数 R^2 、説明変数の数で補正された決定係数 R^{2^*} 、 t 値も示す。

2004年 1/5～12/30

$$\text{Case1 : } P = 0.01313Q + 0.8215P_{24} - 0.03268W + 6.298 \quad (2.1)$$

$$(1.367) \quad (23.97) \quad (-0.6791) \quad (1.437)$$

$$R^2 = 0.7352 \quad R^{2^*} = 0.7319$$

$$\text{Case2 : } P = 0.01389Q + 0.8264P_{24} + 4.415 \quad (2.2)$$

$$(1.457) \quad (24.68) \quad (1.302)$$

$$R^2 = 0.7325 \quad R^{2^*} = 0.7325$$

2005年 1/3～12/30

$$\text{Case1 : } P = 0.06552Q + 0.7504P_{24} + 0.5441W - 34.75 \quad (2.3)$$

$$(4.491) \quad (19.78) \quad (4.075) \quad (-4.671)$$

$$R^2 = 0.8108 \quad R^{2^*} = 0.8085$$

$$\text{Case2 : } P = 0.07144Q + 0.8526P_{24} - 14.26 \quad (2.4)$$

$$(4.773) \quad (29.06) \quad (-2.522)$$

$$R^2 = 0.7981 \quad R^{2^*} = 0.7965$$

2006年 1/3～12/29

$$\text{Case1 : } P = 0.05749Q + 0.7490P_{24} - 0.06586W - 0.1339 \quad (2.5)$$

$$(4.659) \quad (19.50) \quad (-0.8426) \quad (-0.02722)$$

$$R^2 = 0.7365 \quad R^2 = 0.7332$$

$$\text{Case2 : } P = 0.05333Q + 0.7502P_{24} - 3.119 \quad (2.6)$$

$$(4.719) \quad (19.56) \quad (-0.9145)$$

$$R^2 = 0.7357 \quad R^2 = 0.7336$$

式(2.1)～式(2.6)より、説明変数の数で補正された決定係数 R^2 で比較すると、2004年と2006年についてはWTI原油先物価格 W を説明変数にもつCase1よりもCase2の方が若干であるが良い結果となっているがほとんど差は見られない。またそれは、原油先物価格 W に対する t 値を見ても明らかであり、原油先物価格 W は説明変数としての有意性は低いと言える。しかし、2005年についてはWTI原油先物価格 W を説明変数にもつCase1の方がCase2よりも決定係数が改善している。また、原油先物価格 W に対する t 値を見ると、2004年、2006年の場合の原油先物価格 W に対する t 値よりも大きく、2006年に関しては、原油先物価格 W は説明変数として有意であると言える。

2.2.1.2 NEMMCOの場合

NEMMCOは、New South Wales州、Victoria州、Queensland州、South Australia州、Tasmania島の州単位からなる5つの地域、首都Canberraを含む特別地域ACT (Australian Capital Territory)、SNOWYと呼ばれる山岳電源地域、合わせて7つの電力市場を運営している。本研究では、7つの地域電力市場のうち、大都市であるSydneyを含むNew South Wales州の地域市場を対象とする。米国東部のNew England市場やPJM市場では相対取引と市場取引が混在しているが、NEMMCOは基本的に市場取引のみである。

図2-5～図2-7に、2004年から2006年まで各年のNEMMCOのNSW電力市場価格の日平均価格の変動を示す。図2-2～図2-4に示すNew England市場に比べ、価格の変動が激しいことが分かる。これは、NEMMCOの取引形態が、私取引である相対取引を認めず、全ての電力が市場（プール）を通る「強制プール」であるため、需要逼迫時などに価格が高騰しやすい傾向をもつためと考えられる。

New England市場の場合と同様に、NEMMCO電力市場2004年～2006年の各1年間について回帰式を構成する。回帰式の被説明変数を毎時電力価格の日平均価格 P [AUD/MWh]とし、Case 1として、説明変数を1日の電力総需要 Q [GW]、前日の日平均価格 P_{24} [AUD/MWh]、前日のWTI原油先物価格 W [\$/Barrel]とする場合、Case 2として、説明変数を1日の電力総需要 Q [GW]と前日の日平均価格 P_{24} [AUD/MWh]のみとし、WTI原油先物価格を説明変数に含めない場合とする。各年、各Caseそれぞれの回帰式を式(2.7)～式(2.12)に示す。合わせて、決定係数 R^2 、説明変数の数で補正された決定係数 R^2 、 t 値も示す。

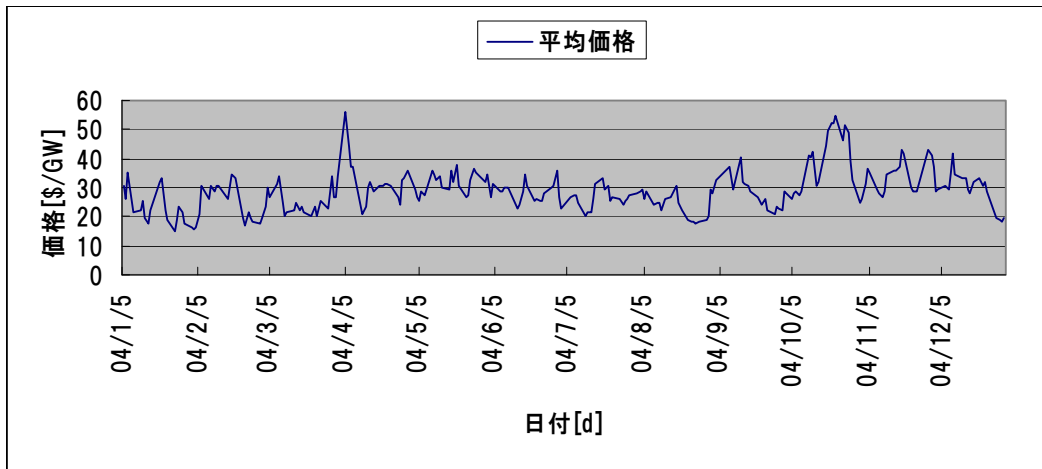


図2-5 2004年の日平均電力価格の変動

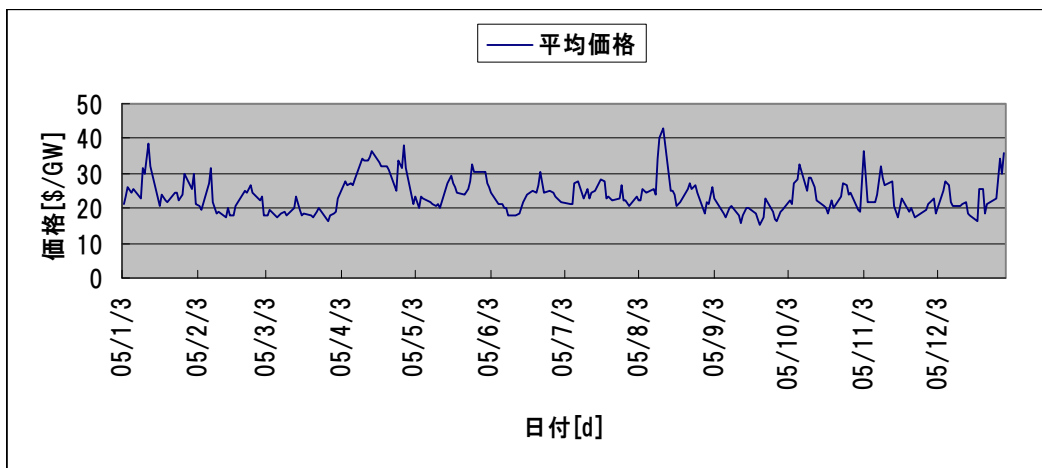


図2-6 2005年の日平均電力価格の変動

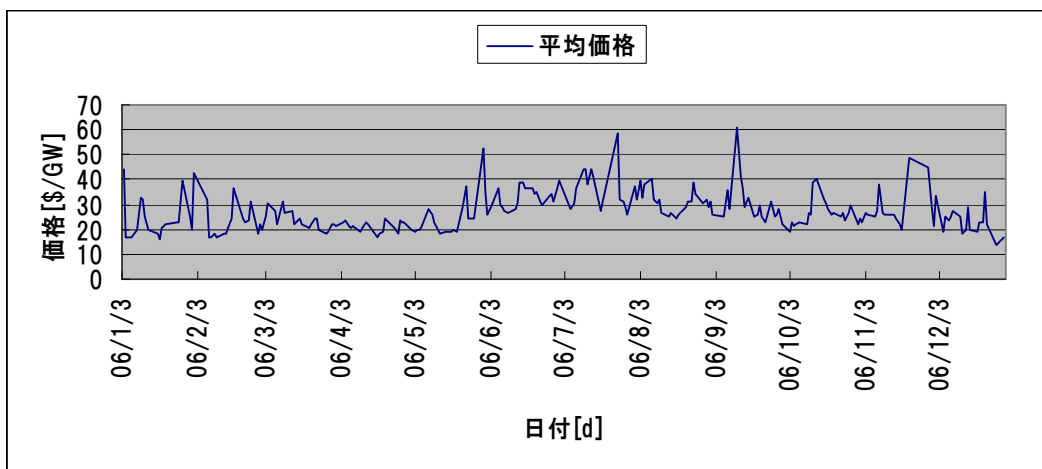


図2-7 2006年の日平均電力価格の変動

2004年 1/5～12/30

$$\text{Case1 : } P = 0.006539Q + 0.7472P_{24} + 0.1386W - 0.6755 \quad (2.7)$$

$$(2.407) \quad (18.61) \quad (-3.736) \quad (-5.577)$$

$$R^2 = 0.6124 \quad R^{2'} = 0.6076$$

$$\text{Case2 : } P = 0.006768Q + 0.7885P_{24} + 3.371 \quad (2.8)$$

$$(0.9713) \quad (18.89) \quad (1.006)$$

$$R^2 = 0.6036 \quad R^{2'} = 0.6004$$

2005年 1/3～12/30

$$\text{Case1 : } P = 0.007907Q + 0.7056P_{24} - 0.02759W + 5.343 \quad (2.9)$$

$$(1.096) \quad (15.40) \quad (-0.7587) \quad (1.378)$$

$$R^2 = 0.5015 \quad R^{2'} = 0.4954$$

$$\text{Case2 : } P = 0.08073Q + 0.7105P_{24} + 3.603 \quad (2.10)$$

$$(1.120) \quad (15.64) \quad (1.153)$$

$$R^2 = 0.5003 \quad R^{2'} = 0.4963$$

2006年 1/3～12/29

$$\text{Case1 : } P = 0.1507Q + 0.2681P_{24} - 0.1814W - 34.14 \quad (2.11)$$

$$(9.796) \quad (4.862) \quad (-2.373) \quad (-6.192)$$

$$R^2 = 0.5037 \quad R^{2'} = 0.4974$$

$$\text{Case2 : } P = 0.1326Q + 0.2644P_{24} - 38.15 \quad (2.12)$$

$$(9.827) \quad (4.750) \quad (-7.198)$$

$$R^2 = 0.4918 \quad R^{2'} = 0.4875$$

式(2.7)～式(2.12)より、2004年と2006年についてはWTI原油先物価格Wを説明変数にもつCase1の方がCase2よりも若干決定係数が改善しており、逆に、2005年についてはCase1よりもCase2の方が若干良い結果となっている。しかし、いずれの場合とも決定係数の値は低く、それほど大きな差は見られない。WTI原油先物価格Wに対するt値を見ると、2004年、2006年は高く、原油先物価格Wが電力市場価格Pの説明変数として有意といえる。逆に、2005年については原油先物価格Wに対するt値が低く、原油先物価格Wの説明変数としての有意性は低いと考えられる。

2. 2. 2 チョウ検定による構造変化の検証

本節では、チョウ検定を用いて前節で用いた回帰式の構造変化について検討する。原油先物価格が影響を及ぼす期間と及ぼさない期間に分割し、構造変化が生じているか検討する。検討対象とした市場は前節と同様、米国東部のNew England電力市場とオーストラリ

アのNEMMCOである。

Chow検定⁽⁷⁾では、帰無仮説として「構造変化が無く、回帰式の回帰係数が期間を通して一定である」とし、その有意性を検討する。すなわち、その全期間を対象とする回帰式の残差平方和 S_0 を求め、さらに期間を分けて回帰式を立てそれぞれの残差平方和を S_{11} 、 S_{12} とした時、これらの値を用いて式(2.13)を計算する。

$$F_{\text{chow}} = \{ (S_0 - S_1/k) / S_1 / (n - 2k) \} \quad (2.13)$$

ここで、 $S_1 = S_{11} + S_{12}$ であり、 k は説明変数の数、 n は期間に含まれるデータ数である。 F_{chow} と有意水準 α に対応するF分布 $F_{\alpha}(k, n - 2k)$ を比較し、これより F_{chow} が大きい場合には前述の帰無仮説が棄却される。今回、有意水準 α は1%とする。

Chow検定は本来、有意性の有無を検討するものであり、算出された F_{chow} を単純に比較することは妥当ではないが、本節ではおおまかな目安として、 F_{chow} の値の最も大きい時点を構造変化が生じた時点と見なし、WTI原油先物価格の影響変化を最適に区分する時点とする。

2.2.2.1 New England電力市場の場合

New England電力市場を対象に、回帰式に構造変化が生じる時点について、 Chow検定による検討を行う。ここで、解析に用いたデータは、前節と同じく2004年1月～2006年12月の、New England ISOの公開Webサイト上の前日市場価格と需要、Energy Information Administrationの公開Webサイト上のWTI原油先物価格である。

New England市場の2004年1月～2006年12月までの3年間の価格に対する回帰式を、原油先物価格の影響の度合いによって、前期、中期、後期の3期間に区分できるかどうかを、 Chow検定により検討する。回帰分析を行う期間は、期間の始まりを月の第1日目、終わりを月の最終日とする1ヶ月単位とした。

表2-1 前期構造変化の検証

| 前半期間 | 後半期間 | F_{Chow} |
|-------------|--------------|-------------------|
| 04年1月～04年7月 | 04年8月～05年12月 | 5.507 |
| ～04年8月 | 04年9月～ | 7.960 |
| ～04年9月 | 04年10月～ | 8.269 |
| ～04年10月 | 04年11月～ | 8.400 |
| ～04年11月 | 04年12月～ | 8.622 |
| ～04年12月 | 05年1月～ | 8.552 |
| ～05年1月 | 05年2月～ | 5.625 |
| ～05年2月 | 05年3月～ | 5.507 |

F分布1%点：3.821

表2-1は、前期と中期の構造変化を検証するために、2004年～2005年の2年間の解析対象期間を前半・後半2つに区分し、それぞれの期間について式(2.13)に従って算出された F_{chow} の値をまとめたものである。有意水準 $\alpha=1\%$ のF分布値を表2-1の左下に示す。算出された F_{chow} の値は全てF分布1%点より大きく、有意水準1%で「構造変化がない」とする帰無仮説を棄却する。本研究では、 F_{chow} の値が最も大きい時点を構造変化が生じた最適な時点と見なすことにするため、前期を2004年1月～2004年11月とすることが最も妥当である。

2004年1月～2005年12月の期間全体の回帰式、および、前半2004年1月～2004年11月、後半2004年12月～2005年12月に分けた時の回帰式を、式(2.14)～式(2.16)に示す。

全期間：2004年1月～2005年12月

$$P = 0.05506Q + 0.8226P_{24} - 0.2505W - 20.06 \quad (2.14)$$

$$(5.819) \quad (35.96) \quad (-5.146) \quad (-5.928)$$

$$R^2 = 0.8745 \quad R^2_1 = 0.8738$$

前半：2004年1月～2004年11月

$$P = 0.01313Q + 0.8215P_{24} - 0.03268W + 6.298 \quad (2.15)$$

$$(1.367) \quad (23.97) \quad (-0.6791) \quad (1.437)$$

$$R^2 = 0.7352 \quad R^2_1 = 0.7319$$

後半：2004年12月～2005年12月

$$P = 0.06553Q + 0.7498P_{24} + 0.5506W - 35.09 \quad (2.16)$$

$$(4.484) \quad (19.71) \quad (4.077) \quad (-4.668)$$

$$R^2 = 0.8100 \quad R^2_1 = 0.8077$$

同様に、表2-2に、中期と後期の構造変化を検証するために、2004年11月～2006年12月までを解析対象期間とし、前半・後半2つに区分したそれぞれの期間と、式(2.13)に従って算出された F_{chow} の値を示す。算出された F_{chow} の値は全てF分布1%点より大きく、有意水準1%で帰無仮説を棄却する。 F_{chow} の値が最も大きい時点で構造変化が生じたと見なすと、中期を2004年11月～2005年7月とすることが最も妥当である。

表2-2 後期構造変化の検証

| 前半期間 | 後半期間 | F_{Chow} |
|--------------|--------------|------------|
| 04年12月～05年6月 | 05年7月～06年12月 | 7.792 |
| ～05年7月 | 05年8月～ | 19.372 |
| ～05年8月 | 05年9月～ | 22.397 |
| ～05年9月 | 05年10月～ | 14.356 |
| ～05年10月 | 05年11月～ | 7.792 |

F分布1%点：3.819

2004年12月～2006年12月の期間全体の回帰式、および、前半2004年12月～2005年8月、後半2005年9月～2006年12月に分けた時の回帰式を、式(2.17)～式(2.19)に示す。

全期間：2004年12月～2006年12月

$$P = 0.06348Q + 0.8534P_{24} - 0.01579W - 13.25 \quad (2.17)$$

(6.968) (41.36) (-0.3587) (-3.304)

$$R^2 = 0.8250 \quad R^2_{adj} = 0.8240$$

前半：2004年12月～2005年8月

$$P = 0.1346Q + 0.4526P_{24} - 0.3863W - 33.53 \quad (2.18)$$

(8.122) (8.180) (-3.592) (-5.550)

$$R^2 = 0.7206 \quad R^2_{adj} = 0.7161$$

後半：2005年9月～2006年12月

$$P = 0.05383Q + 0.8985P_{24} - 0.1606W - 1.260 \quad (2.19)$$

(4.193) (40.00) (-1.950) (-0.2268)

$$R^2 = 0.8836 \quad R^2_{adj} = 0.8825$$

これらの結果より、New England電力市場では、2004年1月～2004年11月と2005年8月～2006年12月の期間においてはWTI原油先物価格Wが電力市場価格Pに与える影響は小さく、一方、2004年12月～2005年7月の期間においては電力市場価格の決定に大きく影響していることが分かる。

2.2.2.2 NEMMCOの場合

前節のNew England電力市場同様、オーストラリアのNEMMCOを対象に、回帰式に構造変化が生じる時点について、チョウ検定による検討を行う。解析に用いたデータは、前節と同じく2004年1月～2006年12月の、NEMMCOの公開Webサイト上の前日市場価格と需要、Energy Information Administrationの公開Webサイト上のWTI原油先物価格である。

NEMMCOのNSW (New South Wales) 地域電力市場の2004年1月～2006年12月までの3年間の価格に対する回帰式を、原油先物価格の影響の度合いによって、前期、中期、後期の3期間に区分できるかどうかを、チョウ検定により検討する。回帰分析を行う期間は、期間の始まりを月の第1日目、終わりを月の最終日とする1ヶ月単位とした。

表2-3は、前期と中期の構造変化を検証するために、2004年～2005年の2年間の解析対象期間を前半・後半2つに区分し、それぞれの期間について式(2.13)に従って算出された F_{chow} の値をまとめたものである。表2-3の左下に示すF分布1%点とそれぞれ算出された F_{chow} の値を比較すると、前半期間を04年11月までとするケースから05年1月までとするケースまでの3ケースでF分布1%点より大きく、有意水準1%で「構造変化がない」とする帰無仮説を棄却する。本研究では、 F_{chow} の値が最も大きい時点を構造変化が生じた最適な時点と見なす

ことにするので、これら3つのケースのうち、前期を2004年1月～2004年11月とすることが最も妥当である。

表2-3 前期構造変化の検証

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|-------------|---------------|-------------------|
| 04年1月～04年9月 | 04年10月～05年12月 | 2.781 |
| ～04年10月 | 04年11月～ | 3.217 |
| ～04年11月 | 04年12月～ | 5.677 |
| ～04年12月 | 05年1月～ | 5.344 |
| ～05年1月 | 05年2月～ | 4.956 |
| ～05年2月 | 05年3月～ | 2.842 |
| ～05年3月 | 05年4月～ | 1.548 |

F分布1%点：3.821

2004年1月～2005年12月の期間全体の回帰式、および、前半2004年1月～2004年11月、後半2004年12月～2005年12月に分けた時の回帰式を、式(2.20)～式(2.22)に示す。

全期間：2004年1月～2005年12月

$$P = 0.05541Q + 0.7886P_{24} - 0.02831W + 4.717 \quad (2.20)$$

(1.119) (27.51) (-1.452) (21.87)

$$R^2 = 0.6253 \quad R^2_1 = 0.6230$$

前半：2004年1月～2004年11月

$$P = 0.00164Q + 0.7360P_{24} + 0.1317W + 2.157 \quad (2.21)$$

(2.345) (15.41) (2.345) (0.5321)

$$R^2 = 0.6118 \quad R^2_1 = 0.6066$$

後半：2004年12月～2005年12月

$$P = 0.01209Q + 0.7246P_{24} - 0.04056W + 3.961 \quad (2.22)$$

(1.946) (17.30) (-1.255) (1.187)

$$R^2 = 0.5585 \quad R^2_1 = 0.5536$$

次に、表2-4に、中期と後期の構造変化を検証するために、2004年12月～2006年12月までを解析対象期間とし、前半・後半2つに区分したそれぞれの期間と、式(2.13)に従って算出されたF_{chow}の値を示す。表2-4の左下に示すF分布1%点とそれぞれ算出されたF_{chow}の値を比較すると、全てF分布1%点より大きく、有意水準1%で「構造変化がない」とする帰無仮説を棄却する。同様に、最もF_{chow}の値が大きい時点で構造変化が生じた時点と見なすと、中期を2004年12月～2005年12月とすることが最も妥当である。

表2-4 後期構造変化の検証

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|---------------|---------------|-------------------|
| 04年12月～05年10月 | 05年11月～06年12月 | 14.310 |
| ～05年11月 | 05年12月～ | 15.663 |
| ～05年12月 | 06年1月～ | 36.517 |
| ～06年1月 | 06年2月～ | 27.928 |
| ～06年2月 | 06年3月～ | 21.106 |

F分布1%点：3.820

2004年12月～2006年12月の期間全体の回帰式、および、前半2004年12月～2005年12月、後半2006年1月～2006年12月に分けた時の回帰式を、式(2.23)～式(2.25)に示す。

全期間：2004年12月～2006年12月

$$P = 0.04798Q + 0.7565P_{24} - 0.03412W - 7.107 \quad (2.23)$$

(6.754) (16.10) (-1.152) (-2.657)

$$R^2 = 0.4443 \quad R^2 = 0.4410$$

前半：2004年12月～2005年12月

$$P = 0.01209Q + 0.7246P_{24} - 0.04056W + 3.961 \quad (2.24)$$

(1.946) (17.30) (-1.255) (1.187)

$$R^2 = 0.5585 \quad R^2 = 0.5536$$

後半：2006年1月～2006年12月：

$$P = 0.1507Q + 0.2681P_{24} - 0.1814W - 34.13 \quad (2.25)$$

(9.796) (4.862) (-2.373) (-6.192)

$$R^2 = 0.5037 \quad R^2 = 0.4974$$

この結果より、NEMMCO電力市場ではどの期間ともそれほど差はないが、New England市場と異なり、2004年12月～2005年12月の期間は、2004年1月～2004年11月と2006年1月～2006年12月の期間に比べ、原油先物価格Wの電力市場価格Pに与える影響は小さい。

原油先物価格Wが電力市場価格Pに与える影響の度合いは異なるものの、両市場とも2004年11月頃から2005年後半にかけて、原油先物価格Wが電力市場価格Pに影響を与えたものと考えられる。

第3章 電力価格の季節変化

3. 1 季節毎の回帰式

本節では、被説明変数を毎時の電力市場価格 P [\$/MWh]、説明変数を電力総需要 Q [GW]と現時点から 24 時間前の電力市場価格 P_{24} [\$/MWh]とする回帰式⁽²⁾を構成し、 Chow 検定⁽⁷⁾を用いて、年間での構造変化に関して検討する。解析対象とする電力市場は前章と同様、米国東部の New England 電力市場とオーストラリアの NEMMCO である。解析対象期間は、2003 年～2005 年の 3 年間である。

得られた回帰式は、その決定係数 R^2 、説明変数の数で補正された決定係数 R^2 、F 値及び t 値により検定を行う。 t 値は各回帰係数の下に置かれたカッコ内に記されている。決定係数は、 $0 \leq R^2 \leq 1$ の間の値で、その回帰式の当てはまりの良さを表し、1 に近いほど当てはまりが良い。また、 t 値は各回帰係数の有意性を示す。

New England 電力市場の前日市場の電力価格と需要のデータは、New England ISO の公開サイト⁽⁴⁾から、NEMMCO の前日市場の電力価格と需要のデータは、NEMMCO の公開サイト⁽⁵⁾から収集した。

なお、本節の計算には、Microsoft 社の Excel に内蔵されている分析ツールを用いた⁽⁶⁾。

3. 1. 1 New England 市場の場合

図 3-1～図 3-3 に、2003 年から 2005 年までの需要の日平均変動を示す。年間を通して周期的な変動が見られる。冬季及び夏季のピーク期には需要が増加し、秋期及び春季のオフピーク期には需要が減少していることが分かる。

次に、図 3-4～3.6 に、2003 年から 2005 年までの電力市場価格の日平均変動を示す。各年とも、1 月中旬から 3 月にかけて冬季のピーク期に、価格が激しく変動していることが分かる。特に図 3-5 に示す 2004 年には 300\$/MWh を超える価格となった時点が存在するため、この極端に価格が高騰した時点（1 月 14 日～1 月 16 日）のデータを除去し、縦軸を他の年と合わせたグラフを図 3-7 に示す。なお、以後本節の価格構造の変化時点の検証において、これらの電力価格が高騰した時点のデータは、回帰式の当てはまりを極端に悪化させるため、特殊な事例として除外する。

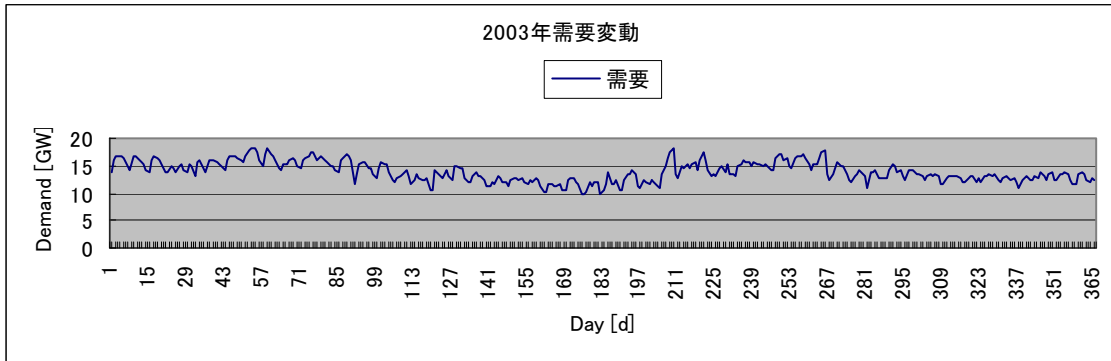


図 3-1 2003 年の需要変動

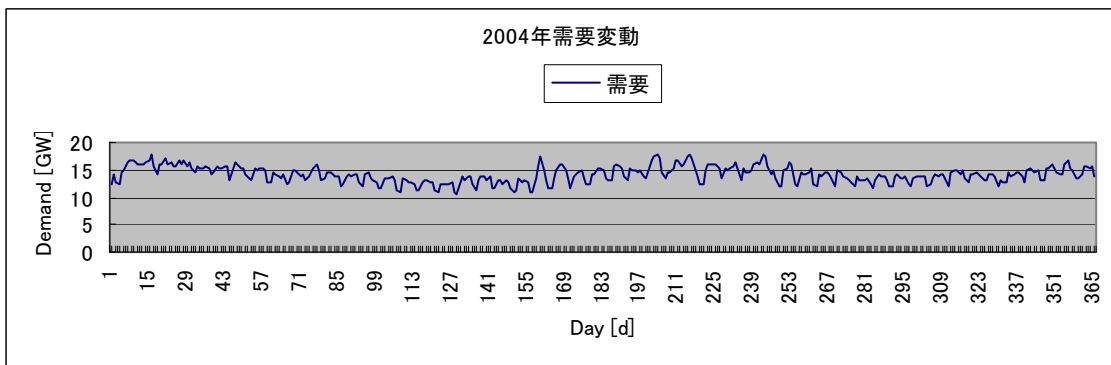


図 3-2 2004 年の需要変動

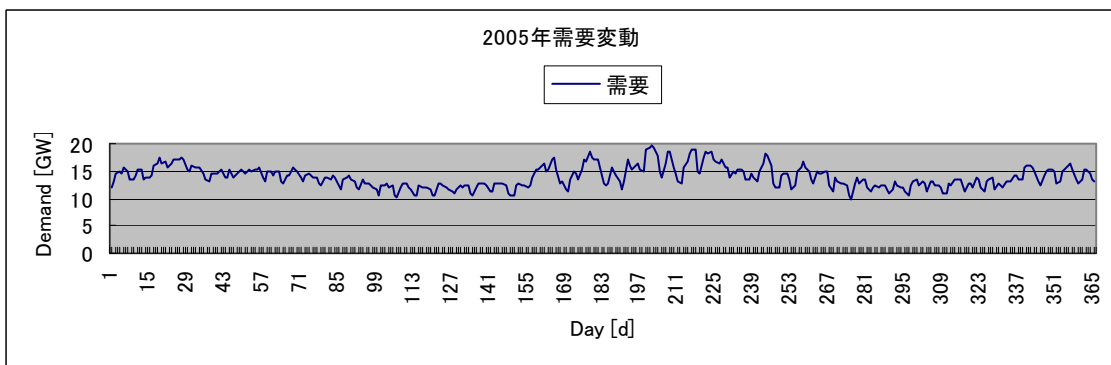


図 3-3 2005 年の需要変動

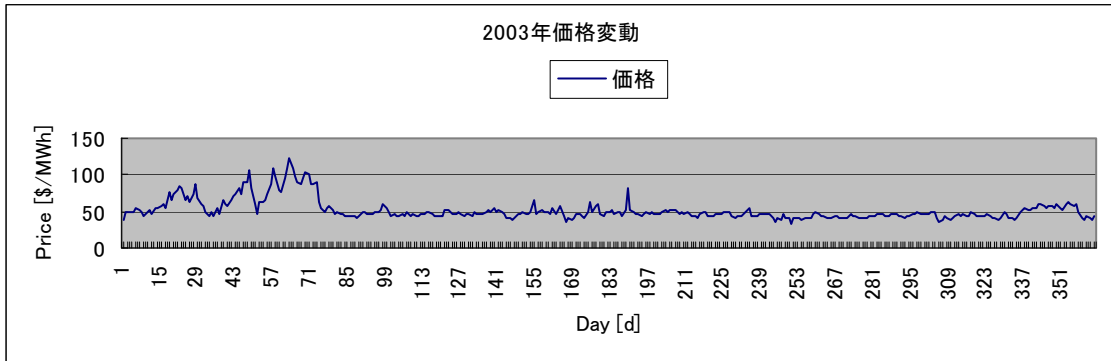


図 3-4 2003 年の価格変動

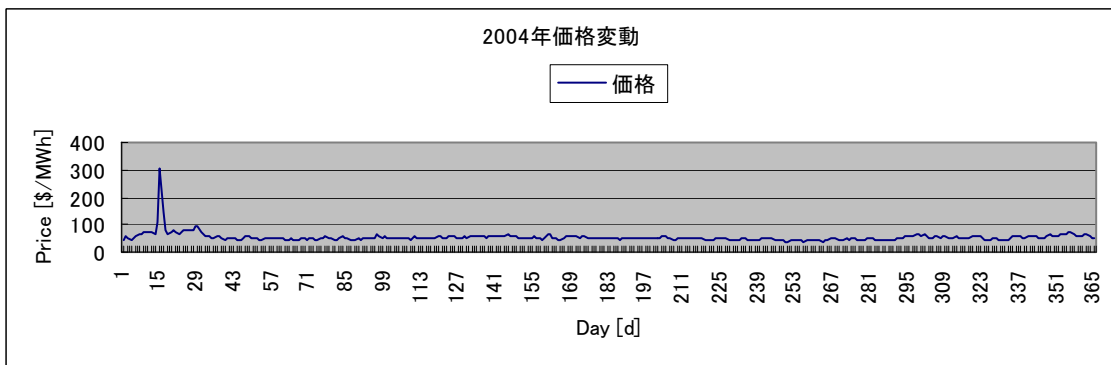


図 3-5 2004 年の価格変動

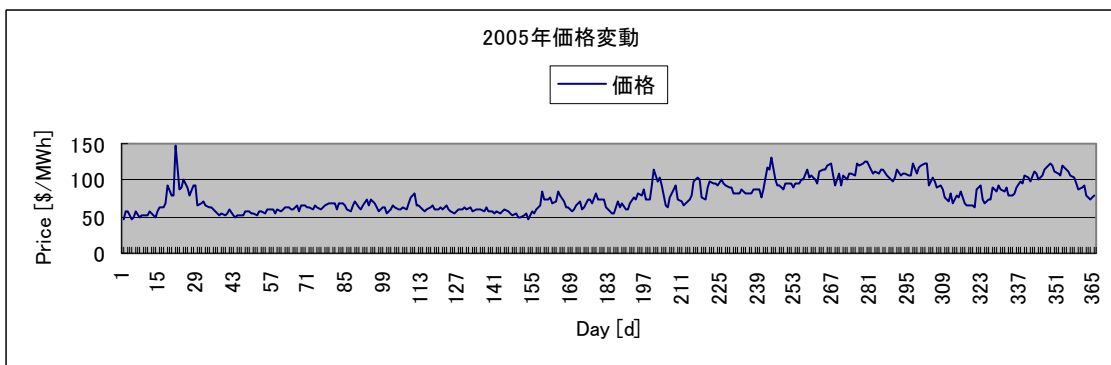


図 3-6 2005 年の価格変動

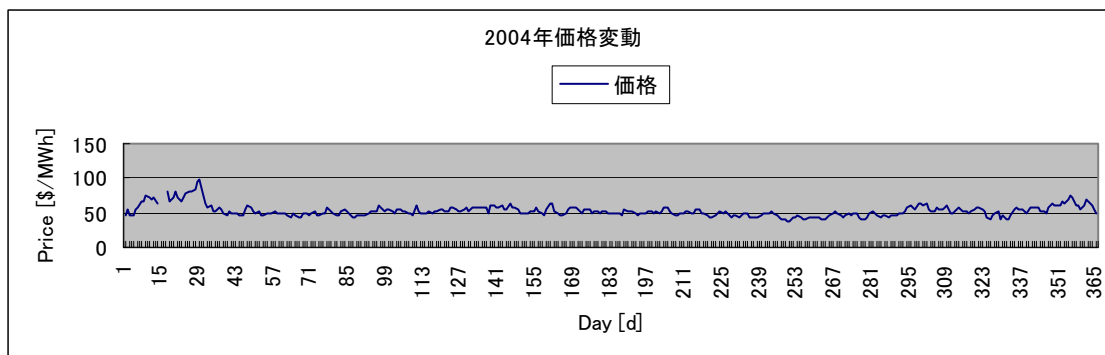


図 3-7 2004 年の価格変動（価格高騰時のデータを除去）

以上のデータを基に、New England 市場の電力市場価格について、四季を基本とした冬季と夏季のピーク期、春と秋のオフピーク期の 4 期間に区分できるかどうかを、チョウ検定を用いて検討する。ここで、「構造変化が無く、回帰式の回帰係数が期間を通して一定である」とするチョウ検定の解析期間は、構造変化が生じるであろうと思われた時点、つまり季節の変わり目を含む 5 ヶ月間とする。

回帰分析を行う期間は、2003 年の冬季から春への移り変わりについて検討する場合を除き、期間の始まりを月曜日、終わりを日曜日とし、前半と後半を区切る時点も月曜日を始まりとする 1 週間単位で検証を行う。まず、2003 年 1 月～5 月で冬季から春へ構造変化を生じた時点をチョウ検定で求める。次に、冬季から春へ構造変化が生じたと判断される時点から 5 ヶ月を単位に、春から夏季へ構造変化を生じた時点を求める。以下、順次繰り返して季節間の構造変化を生じた時点を求めていく。表 3-1 に、解析期間とした 5 ヶ月、季節間の移り変わりに伴う構造変化が生じた時点（構造変化後の期間の始まりとする月曜日）をまとめて示す。

表 3-1 解析対象期間と構造変化が生じた時点

| 年 | 季節変化 | 解析対象期間 | 構造変化時点 |
|------|------|------------------------|---------------|
| 2003 | 冬→春 | 1 月 1 日～5 月 31 日 | 2 月 24 日 |
| | 春→夏 | 2 月 24 日～7 月 20 日 | 6 月 9 日 |
| | 夏→秋 | 6 月 9 日～11 月 9 日 | 9 月 29 日 |
| | 秋→冬 | 9 月 29 日～04 年 2 月 29 日 | 04 年 2 月 2 日 |
| 2004 | 冬→春 | 2 月 2 日～6 月 27 日 | 4 月 5 日 |
| | 春→夏 | 4 月 5 日～8 月 29 日 | 6 月 28 日 |
| | 夏→秋 | 6 月 28 日～11 月 28 日 | 10 月 4 日 |
| | 秋→冬 | 10 月 4 日～05 年 2 月 26 日 | 05 年 1 月 17 日 |
| 2005 | 冬→春 | 1 月 17 日～6 月 12 日 | 1 月 24 日 |
| | 春→夏 | 1 月 24 日～6 月 19 日 | 4 月 4 日 |

表 3-2～表 3-11 に、解析対象としたそれぞれの期間について、日曜と月曜の間を区切りに前半と後半の 2 つの期間に分け、そのとき、式(2.13)に従って計算された F_{Chow} の値を示す。 F 分布 1%点の値は約 3.787 であるので、どの場合の F_{Chow} の値も全て F 分布 1%点より大きく、「構造変化が無い」とする帰無仮説を有意水準 1%で棄却する。しかし、本研究では第 2.2.2 節で述べたときと同様に、算出された F_{Chow} の値が最も大きい時点を構造変化が生じた時点と見なし、季節の変わり目と同定する。

表3-2 2003年冬から春への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F_{Chow} |
|-----------|-----------|-------------------|
| 1/ 1～2/16 | 2/17～5/31 | 63.16 |
| ～2/23 | 2/24～ | 91.66 |
| ～3/ 2 | 3/ 3～ | 84.36 |
| ～3/ 9 | 3/10～ | 9.771 |
| ～3/16 | 3/17～ | 18.64 |
| ～3/23 | 3/24～ | 14.35 |

表3-3 2003年春から夏への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F_{Chow} |
|-----------|-----------|-------------------|
| 2/24～5/25 | 5/26～7/20 | 158.9 |
| ～6/ 1 | 6/ 2～ | 170.3 |
| ～6/ 8 | 6/ 9～ | 194.5 |
| ～6/15 | 6/16～ | 181.9 |
| ～6/22 | 6/23～ | 189.7 |

表3-4 2003年夏から秋への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F_{Chow} |
|-----------|------------|-------------------|
| 6/ 9～9/14 | 9/15～11/ 9 | 65.49 |
| ～9/21 | 9/22～ | 75.81 |
| ～9/28 | 9/29～ | 96.29 |
| ～10/ 5 | 10/ 6～ | 95.18 |
| ～10/12 | 10/13～ | 73.73 |

表3-5 2003年秋から冬への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|--------------|--------------|-------------------|
| 9/29～04/1/11 | 04/1/12～2/29 | 10.25 |
| ～04/1/18 | 04/1/19～ | 59.42 |
| ～04/1/25 | 04/1/26～ | 46.47 |
| ～04/2/ 1 | 04/2/ 2～ | 62.26 |
| ～04/2/ 8 | 04/2/ 9～ | 40.80 |

表3-6 2004年冬から春への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|-----------|-----------|-------------------|
| 2/ 2～3/21 | 3/22～6/27 | 200.5 |
| ～3/28 | 3/29 | 249.2 |
| ～4/ 4 | 4/ 5～ | 259.1 |
| ～4/11 | 4/12～ | 193.6 |

表3-7 2004年春から夏への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|-----------|-----------|-------------------|
| 4/ 5～6/13 | 6/14～8/29 | 330.9 |
| ～6/20 | 6/21～ | 339.8 |
| ～6/27 | 6/28～ | 360.9 |
| ～7/ 4 | 7/ 5～ | 284.3 |
| ～7/11 | 7/12～ | 241.5 |

表3-8 2004年夏から秋への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|-----------|------------|-------------------|
| 6/28～9/19 | 9/20～11/28 | 187.9 |
| ～9/26 | 9/27～ | 180.6 |
| ～10/ 3 | 10/ 4～ | 203.8 |
| ～10/10 | 10/11～ | 184.0 |
| ～10/17 | 10/18～ | 201.1 |
| ～10/24 | 10/25～ | 132.7 |

表3-9 2004年秋から冬への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|------------|------------|-------------------|
| 10/4～12/26 | 12/27～2/26 | 30.46 |
| ～05/1/ 2 | 05/1/ 3～ | 38.66 |
| ～05/1/ 9 | 05/1/10～ | 61.87 |
| ～05/1/16 | 05/1/17～ | 78.21 |
| ～05/1/23 | 05/1/24～ | 6.590 |
| ～05/1/30 | 05/1/31～ | 21.08 |

表3-10 2005年冬から春への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|-----------|-----------|-------------------|
| 1/17～1/23 | 1/24～6/12 | 372.2 |
| ～1/30 | 1/31～ | 350.5 |
| ～2/ 6 | 2/ 7～ | 238.3 |

表3-11 2005年春から夏への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|-----------|-----------|-------------------|
| 1/25～3/ 6 | 3/ 7～6/19 | 107.5 |
| ～3/13 | 3/14～ | 122.6 |
| ～3/20 | 3/21～ | 107.8 |
| ～3/27 | 3/28～ | 110.1 |
| ～4/ 3 | 4/ 4～ | 166.5 |
| ～4/10 | 4/11～ | 72.72 |

各解析対象期間について、期間全体の回帰式と、最も F_{Chow} の値が大きく構造変化が生じた時点と見なした時点で分けた前半期間と後半期間のそれぞれの回帰式を以下に示す。回帰式の被説明変数は毎時の電力市場価格 P[\$/MWh]、説明変数は電力総需要 Q[GW]と現時点から 24 時間前の電力市場価格 P₂₄[\$/MWh]である。

2003 年 冬から春へ (1/1～5/31、構造変化：2/24)

$$\text{全期間} : P = 1.717Q + 0.6860P_{24} - 5.439 \quad (3.1)$$

$$(20.09) \quad (61.54) \quad (-5.448)$$

$$R^2 = 0.6953 \quad R^2 = 0.6951 \quad F=4131$$

$$\text{前半} : P = 3.039Q + 0.4577P_{24} - 14.41 \quad (3.2)$$

$$(15.64) \quad (14.95) \quad (-5.406)$$

$$R^2 = 0.5105 \quad R^2 = 0.5097 \quad F=674.1$$

後半 : $P = 1.653Q + 0.7708P_{24} - 8.301$ (3.3)
(15.15) (65.24) (-7.484)
 $R^2 = 0.8087$ $R^{2'} = 0.8085$ $F = 4914$

2003年 春から夏へ (2/24~7/20、構造変化 : 6/9)
全期間 : $P = 1.448Q + 0.7445P_{24} - 5.203$ (3.4)
(19.39) (74.79) (-6.331)
 $R^2 = 0.7591$ $R^{2'} = 0.7590$ $F = 5555$

前半 : $P = 1.746Q + 0.7538P_{24} - 8.424$ (3.5)
(16.74) (65.10) (-8.025)
 $R^2 = 0.8004$ $R^{2'} = 0.8003$ $F = 5048$

後半 : $P = 3.198Q + 0.0769P_{24} + 0.0904$ (3.6)
(30.67) (3.072) (0.084)
 $R^2 = 0.6804$ $R^{2'} = 0.6798$ $F = 1070$

2003年 夏から秋へ (6/9~11/9、構造変化 : 9/29)
全期間 : $P = 2.049Q + 0.3473P_{24} + 1.152$ (3.7)
(44.32) (27.03) (2.738)
 $R^2 = 0.7566$ $R^{2'} = 0.7565$ $F = 5741$

前半 : $P = 2.306Q + 0.2731P_{24} + 0.0761$ (3.8)
(40.01) (17.37) (0.138)
 $R^2 = 0.7416$ $R^{2'} = 0.7414$ $F = 3612$

後半 : $P = 2.394Q + 0.3755P_{24} - 2.844$ (3.9)
(27.24) (17.32) (-5.217)
 $R^2 = 0.8735$ $R^{2'} = 0.8733$ $F = 4051$

2003年 秋から冬へ (9/29~04/2/29、構造変化 : 04/02/02)
全期間 : $P = 1.957Q + 0.6599P_{24} - 9.538$ (3.10)
(26.67) (59.89) (-13.68)
 $R^2 = 0.8222$ $R^{2'} = 0.8221$ $F = 8318$

前半 : $P = 2.381Q + 0.6216P_{24} - 12.81$ (3.11)
(26.58) (49.32) (-15.63)
 $R^2 = 0.8322$ $R^{2'} = 0.8320$ $F = 7251$

後半 : $P = 2.002Q + 0.4331P_{24} - 0.9805$ (3.12)
(18.67) (16.22) (-0.959)
 $R^2 = 0.8024$ $R^{2'} = 0.8019$ $F = 1359$

2004年 冬から春へ (2/2~6/27、構造変化：4/5)

$$\begin{aligned} \text{全期間} : P &= 1.139Q + 0.6520P_{24} + 2.685 & (3.13) \\ & (26.06) \quad (58.88) \quad (5.731) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.7704 \quad R^{2'} = 0.7702 \quad F = 5913$$

$$\begin{aligned} \text{前半} : P &= 1.768Q + 0.4931P_{24} - 0.2037 & (3.14) \\ & (24.32) \quad (26.11) \quad (-0.307) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.7956 \quad R^{2'} = 0.7954 \quad F = 2937$$

$$\begin{aligned} \text{後半} : P &= 2.070Q + 0.4301P_{24} + 3.948 & (3.15) \\ & (31.02) \quad (26.33) \quad (7.089) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.8054 \quad R^{2'} = 0.8052 \quad F = 4166$$

2004年 春から夏へ (4/5~8/29、構造変化：6/28)

$$\begin{aligned} \text{全期間} : P &= 0.7337Q + 0.7402P_{24} + 3.269 & (3.16) \\ & (21.79) \quad (75.91) \quad (7.856) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.7978 \quad R^{2'} = 0.7977 \quad F = 7240$$

$$\begin{aligned} \text{前半} : P &= 2.046Q + 0.4422P_{24} + 3.556 & (3.17) \\ & (31.88) \quad (28.06) \quad (6.485) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.8046 \quad R^{2'} = 0.8044 \quad F = 4341$$

$$\begin{aligned} \text{後半} : P &= 1.234Q + 0.5895P_{24} + 1.402 & (3.18) \\ & (23.59) \quad (35.82) \quad (3.155) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.8850 \quad R^{2'} = 0.8848 \quad F = 5989$$

2004年 夏から秋へ (6/28~11/28、構造変化：10/4)

$$\begin{aligned} \text{全期間} : P &= 0.9481Q + 0.7232P_{24} - 0.0280 & (3.19) \\ & (26.03) \quad (75.82) \quad (-0.073) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.8342 \quad R^{2'} = 0.8341 \quad F = 9231$$

$$\begin{aligned} \text{前半} : P &= 1.277Q + 0.5908P_{24} + 0.4256 & (3.20) \\ & (29.55) \quad (44.86) \quad (1.174) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.8849 \quad R^{2'} = 0.8848 \quad F = 8753$$

$$\begin{aligned} \text{後半} : P &= 1.878Q + 0.6123P_{24} - 5.330 & (3.21) \\ & (22.38) \quad (38.02) \quad (-6.568) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.8183 \quad R^{2'} = 0.8180 \quad F = 3128$$

2004年 秋から冬へ (10/4~05/2/26、構造変化 05/01/17)

$$\begin{aligned} \text{全期間} : P &= 2.806Q + 0.5173P_{24} - 12.90 & (3.22) \\ & (30.16) \quad (41.68) \quad (-13.17) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.7074 \quad R^{2'} = 0.7072 \quad F = 4376$$

$$\begin{aligned}
\text{前半} & : P = 1.850Q + 0.6263P_{24} - 5.576 & (3.23) \\
& \quad (26.12) \quad (48.43) \quad (-8.659) \\
& \quad R^2 = 0.8228 \quad R^{2'} = 0.8226 \quad F = 6009 \\
\text{後半} & : P = 4.562Q + 0.4032P_{24} - 29.71 & (3.24) \\
& \quad (17.25) \quad (15.63) \quad (-9.104) \\
& \quad R^2 = 0.5895 \quad R^{2'} = 0.5887 \quad F = 738.9 \\
\text{2005年 冬から春へ (1/17~6/12、構造変化 : 1/17)} & \\
\text{全期間} & : P = 2.208Q + 0.5344P_{24} - 0.1789 & (3.25) \\
& \quad (25.33) \quad (40.13) \quad (-0.194) \\
& \quad R^2 = 0.6312 \quad R^{2'} = 0.6310 \quad F = 3016 \\
\text{前半} & : P = 10.90Q + 0.0150P_{24} - 88.45 & (3.26) \\
& \quad (9.611) \quad (0.234) \quad (-5.133) \\
& \quad R^2 = 0.4064 \quad R^{2'} = 0.3992 \quad F = 56.48 \\
\text{後半} & : P = 1.256Q + 0.6862P_{24} + 2.652 & (3.27) \\
& \quad (19.58) \quad (60.82) \quad (4.007) \\
& \quad R^2 = 0.7524 \quad R^{2'} = 0.7522 \quad F = 5100 \\
\text{2005年 春から夏へ (1/24~6/19、構造変化 : 4/4)} & \\
\text{全期間} & : P = 1.371Q + 0.6709P_{24} + 2.068 & (3.28) \\
& \quad (21.67) \quad (60.56) \quad (3.227) \\
& \quad R^2 = 0.7583 \quad R^{2'} = 0.7581 \quad F = 5528 \\
\text{前半} & : P = 1.290Q + 0.7041P_{24} - 0.1936 & (3.29) \\
& \quad (13.03) \quad (46.97) \quad (-0.178) \\
& \quad R^2 = 0.7685 \quad R^{2'} = 0.7682 \quad F = 2782 \\
\text{後半} & : P = 2.578Q + 0.4895P_{24} - 0.4923 & (3.30) \\
& \quad (25.06) \quad (27.83) \quad (-0.611) \\
& \quad R^2 = 0.7816 \quad R^{2'} = 0.7814 \quad F = 3302
\end{aligned}$$

この結果より、冬季を除いて毎年ほぼ同じ時点、6月頃、9～10月頃に期間を区切れることが分かる。冬季については、2004年は冷え込みが厳しく、また、電力価格も著しく高騰するため、構造変化が生じる時点が春先へとずれ込んでいる。2005年は、電力価格に引上げられ、極端に短い期間で構造変化が生じたと見なされている。これらの点を除けば、New England 電力市場は毎年ほぼ同じ価格傾向にあり、電力市場としては価格構造が安定していると言える。New England 電力市場は冬季頻繁に価格が高騰するため、価格高騰が始まってから価格が落ち着くまでの期間を、「冬季」に分類することが妥当とも考えられる。

3. 1. 2 NEMMCO の場合

図 3-8～図 3-10 に 2003 年から 2005 年までの需要の日平均変動を示す。年間を通して季節による目立った変動はほとんどなく、夏季・冬季に需要が若干の増加する程度である。

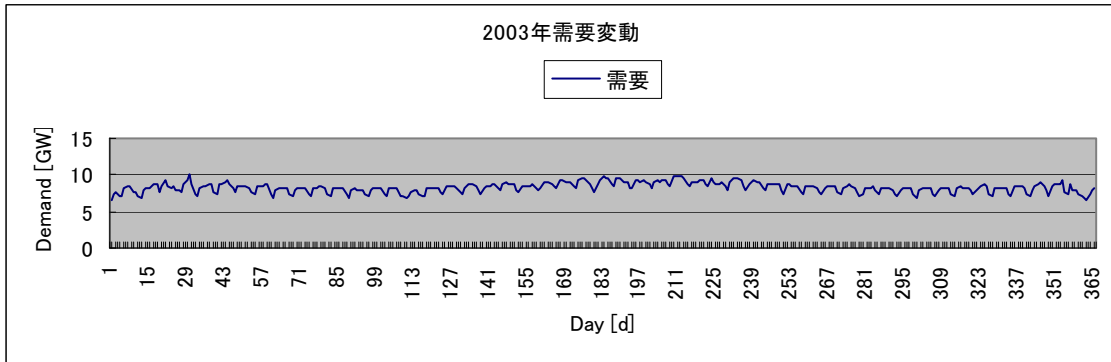


図 3-8 2003 年の需要変動

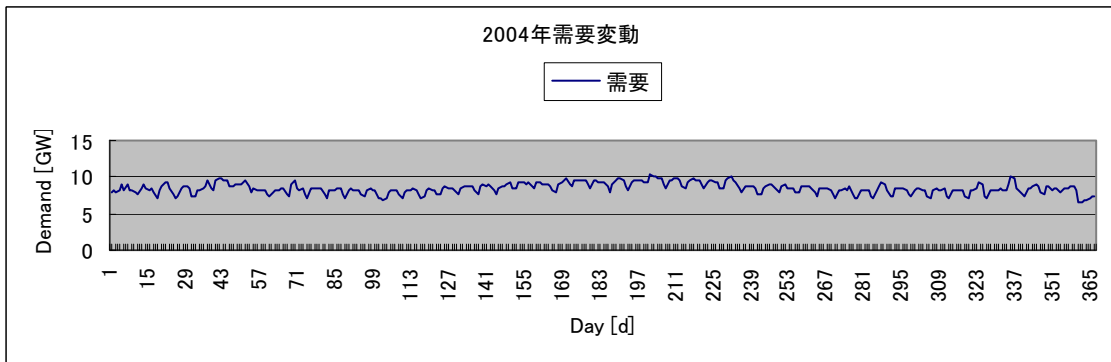


図 3-9 2004 年の需要変動

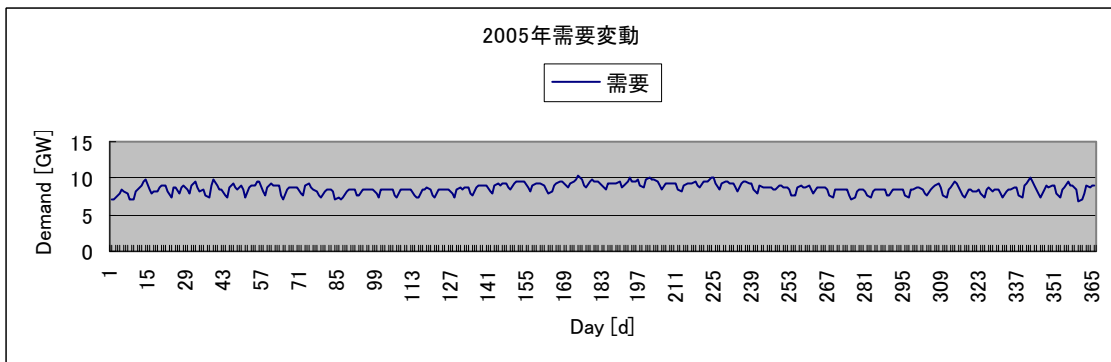


図 3-10 2005 年の需要変動

図 3-11～図 3-13 に、2003 年から 2005 年までの価格の日平均変動を示す。これらの図より、周期性はあまり見られず、また、しばしば価格高騰が生じていること（価格スパイク）が分かる。なお、図には日平均価格が 100ASD を超えた時点は示していませんが、100ASD を越えた時点が 2003 年には 8 時点、2004 年には 15 時点、2005 年には 9 時点存在する。

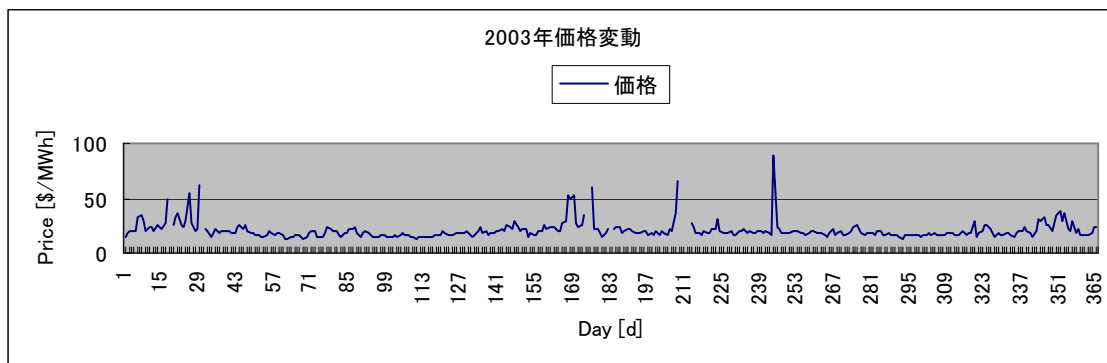


図 3-11 2003 年の価格変動

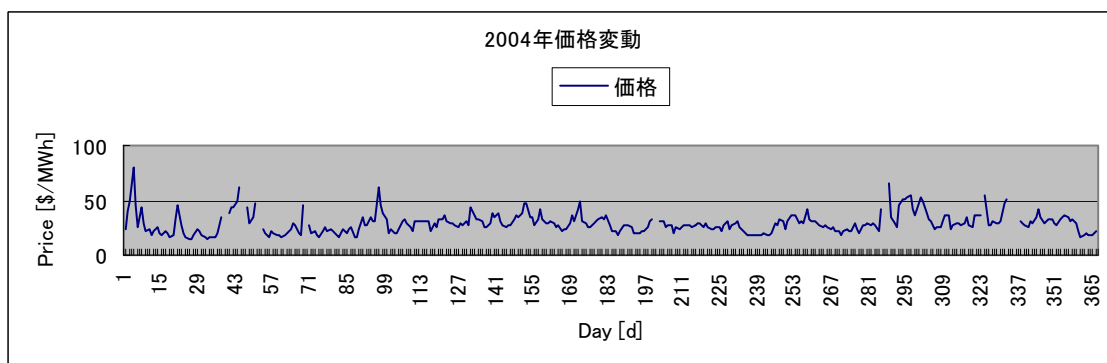


図 3-12 2004 年の価格変動

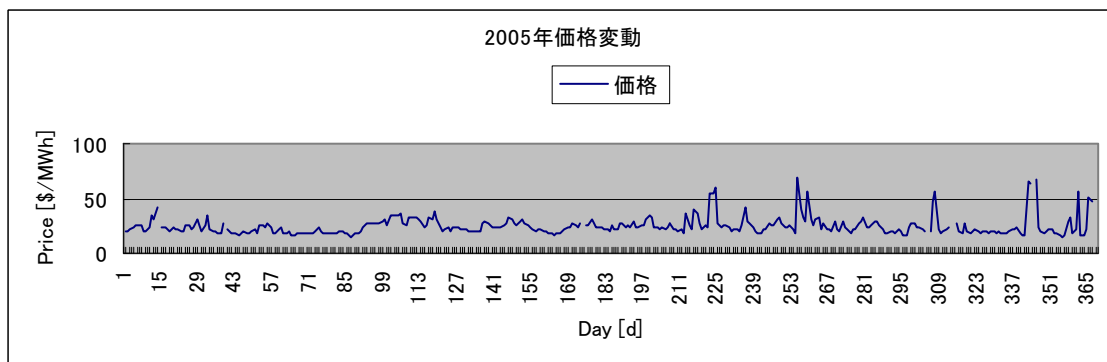


図 3-13 2005 年の価格変動

以上のデータを基に、NEMMCO の電力市場価格について、四季を基本とした冬季と夏季のピーク期、春と秋のオフピーク期の 4 期間に区分できるかどうかを、 Chow 検定を用いて検討する。ここで、「構造変化が無く、回帰式の回帰係数が期間を通して一定である」とする Chow 検定の解析期間は、構造変化が生じるであろうと思われた時点、つまり季節の変わり目を含む 5 ヶ月間とする。

回帰分析を行う期間は、2003 年の夏季から秋への移り変わり（オーストラリアは南半球に位置するため、四季が北半球とは逆転する）について検討する場合を除き、期間の始まりを月曜日、終わりを日曜日とし、前半と後半を区切る時点も月曜日を始まりとする 1 週間単位で検証を行う。まず、2003 年 1 月～5 月で夏季から秋へ構造変化を生じた時点を Chow 検定で求める。次に、夏季から秋へ構造変化が生じたと判断される時点から 5 ヶ月を単位に、秋から冬季へ構造変化を生じた時点を求める。以下、順次繰り返して季節間の構造変化を生じた時点を求めていく。表 3-12 に、解析期間とした 5 ヶ月、季節間の移り変わりに伴う構造変化が生じた時点（構造変化後の期間の始まりとする月曜日）をまとめて示す。

表 3-13～表 3-22 に、解析対象としたそれぞれの期間について、日曜と月曜の間を区切りに前半と後半の 2 つの期間に分け、そのとき、式(2.13)に従って計算された F_{Chow} の値を示す。 F 分布 1%点の値は約 3.784 であるので、どの場合の F_{Chow} の値も全て F 分布 1%点より大きく、「構造変化が無い」とする帰無仮説を有意水準 1%で棄却する。しかし、本研究では第 2.2.2 節で述べたときと同様に、算出された F_{Chow} の値が最も大きい時点を構造変化が生じた時点と見なし、季節の変わり目と同定する。

表 3-12 解析対象期間と構造変化が生じた時点

| 年 | 季節変化 | 解析対象期間 | 構造変化時点 |
|------|------|-------------------------|-----------|
| 2003 | 夏→秋 | 1 月 1 日～5 月 31 日 | 2 月 3 日 |
| | 秋→冬 | 2 月 3 日～6 月 29 日 | 5 月 12 日 |
| | 冬→春 | 5 月 12 日～10 月 12 日 | 9 月 1 日 |
| | 春→夏 | 9 月 1 日～04 年 2 月 1 日 | 12 月 8 日 |
| 2004 | 夏→秋 | 03 年 12 月 8 日～5 月 9 日 | 3 月 29 日 |
| | 秋→冬 | 3 月 29 日～8 月 1 日 | 6 月 7 日 |
| | 冬→春 | 6 月 7 日～11 月 7 日 | 10 月 11 日 |
| | 春→夏 | 10 月 11 日～05 年 2 月 13 日 | 12 月 20 日 |
| 2005 | 夏→秋 | 04 年 12 月 20 日～5 月 15 日 | 3 月 28 日 |
| | 秋→冬 | 3 月 28 日～6 月 29 日 | 5 月 30 日 |

表3-13 2003年夏から秋への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|----------|-----------|-------------------|
| 1/1～1/19 | 1/20～5/31 | 338.0 |
| ～1/26 | 1/27～ | 649.9 |
| ～2/ 2 | 2/ 3～ | 762.1 |
| ～2/ 9 | 2/10～ | 494.5 |
| ～2/16 | 2/17～ | 369.9 |

表3-14 2003年秋から冬への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|-----------|-----------|-------------------|
| 2/ 3～5/ 4 | 5/ 5～6/29 | 51.26 |
| ～5/11 | 5/12～ | 59.45 |
| ～5/18 | 5/19～ | 54.36 |
| ～5/25 | 5/26～ | 35.25 |
| ～6/ 1 | 6/ 2～ | 38.78 |
| ～6/ 8 | 6/ 9～ | 37.88 |

表3-15 2003年冬から春への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|-----------|------------|-------------------|
| 5/12～8/17 | 8/18～10/12 | 23.25 |
| ～8/24 | 8/25～ | 45.91 |
| ～8/31 | 9/ 1～ | 58.87 |
| ～9/ 7 | 9/ 8～ | 36.78 |
| ～9/14 | 9/15～ | 37.08 |
| ～9/21 | 9/22～ | 25.84 |
| ～9/28 | 9/29～ | 18.80 |

表3-16 2003年春から夏への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|------------|---------------|-------------------|
| 9/ 1～11/ 9 | 11/10～04/2/ 1 | 162.6 |
| ～11/16 | 11/17～ | 193.7 |
| ～11/23 | 11/24～ | 176.5 |
| ～11/30 | 11/31～ | 218.1 |
| ～12/ 7 | 12/ 8～ | 251.0 |
| ～12/14 | 12/15～ | 147.0 |

表3-17 2004年夏から秋への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|---------------|-----------|-------------------|
| 04/12/ 8~3/14 | 3/15~5/ 9 | 85.23 |
| ~3/21 | 3/22~ | 112.3 |
| ~3/28 | 3/29~ | 157.6 |
| ~4/ 4 | 4/ 5~ | 117.4 |
| ~4/11 | 4/12~ | 51.63 |

表3-18 2004年秋から冬への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|-----------|-----------|-------------------|
| 3/29~5/23 | 5/24~8/ 1 | 211.4 |
| ~5/30 | 5/31~ | 233.8 |
| ~6/ 6 | 6/ 7~ | 257.1 |
| ~6/13 | 6/14~ | 194.2 |
| ~6/20 | 6/21~ | 193.2 |

表3-19 2004年冬から春への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|-----------|------------|-------------------|
| 6/ 7~9/26 | 9/27~11/ 7 | 340.9 |
| ~10/ 3 | 10/ 4~ | 491.1 |
| ~10/10 | 10/11~ | 535.0 |
| ~10/17 | 10/18~ | 332.6 |
| ~10/24 | 10/25~ | 72.12 |

表3-20 2004年春から夏への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|-------------|---------------|-------------------|
| 10/11~12/ 5 | 12/ 6~05/2/13 | 396.0 |
| ~12/12 | 12/13~ | 408.9 |
| ~12/19 | 12/20~ | 426.6 |
| ~12/26 | 12/27~ | 332.7 |

表3-21 2005年夏から秋への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|---------------|-----------|-------------------|
| 04/12/20～3/13 | 3/14～5/15 | 120.8 |
| ～3/20 | 3/21～ | 152.4 |
| ～3/27 | 3/28～ | 180.0 |
| ～4/ 3 | 4/ 4～ | 171.4 |
| ～4/10 | 4/11～ | 128.7 |

表3-22 2005年秋から冬への構造変化

| 前半期間 | 後半期間 | F _{Chow} |
|-----------|-----------|-------------------|
| 3/28～5/22 | 5/23～8/28 | 169.7 |
| ～5/29 | 5/30～ | 202.8 |
| ～6/ 5 | 6/ 6～ | 170.5 |

各解析対象期間について、期間全体の回帰式と、最も F_{Chow} の値が大きく構造変化が生じた時点と見なした時点で分けた前半期間と後半期間のそれぞれの回帰式を以下に示す。回帰式の被説明変数は 30 分毎の電力市場価格 P[ASD/MWh]、説明変数は電力総需要 Q[GW] と現時点から 24 時間前の電力市場価格 P₂₄[ASD/MWh]である。

2003 年 夏から秋へ (1/1～5/31、構造変化：2/3)

$$\text{全期間} : P = 2.763Q + 0.5063P_{24} - 12.48 \quad (3.31)$$

(39.61) (52.54) (-25.59)

$$R^2 = 0.5674 \quad R^{2'} = 0.5672 \quad F=4690$$

$$\text{前半} : P = 7.305Q + 0.1374P_{24} - 35.60 \quad (3.32)$$

(33.22) (6.226) (-24.07)

$$R^2 = 0.6007 \quad R^{2'} = 0.6002 \quad F=1126$$

$$\text{後半} : P = 2.030Q + 0.5163P_{24} - 7.675 \quad (3.33)$$

(37.76) (49.92) (-22.12)

$$R^2 = 0.6572 \quad R^{2'} = 0.6570 \quad F=5418$$

2003 年 秋から冬へ (2/3～6/29、構造変化：5/12)

$$\text{全期間} : P = 2.152Q + 0.5452P_{24} - 9.063 \quad (3.34)$$

(34.63) (62.03) (-20.80)

$$R^2 = 0.6241 \quad R^{2'} = 0.6240 \quad F = 5668$$

$$\text{前半} : P = 1.989Q + 0.6048P_{24} - 9.393 \quad (3.35)$$

(28.99) (60.37) (-18.14)

$$R^2 = 0.6463 \quad R^{2'} = 0.6461 \quad F = 4835$$

$$\begin{aligned}
& \text{後半} : P = 2.484Q + 0.5739P_{24} - 12.08 & (3.36) \\
& \quad (20.23) \quad (35.99) \quad (-13.79) \\
& \quad R^2 = 0.6603 \quad R^{2'} = 0.6600 \quad F = 2241 \\
2003 \text{ 年} & \text{ 冬から春へ (5/12} \sim 10/12、\text{構造変化 : 9/1)} \\
& \text{全期間} : P = 2.065Q + 0.5687P_{24} - 9.160 & (3.37) \\
& \quad (34.63) \quad (62.03) \quad (-20.80) \\
& \quad R^2 = 0.6241 \quad R^{2'} = 0.6240 \quad F = 5668 \\
& \text{前半} : P = 1.989Q + 0.6048P_{24} - 9.393 & (3.38) \\
& \quad (28.99) \quad (60.37) \quad (-18.14) \\
& \quad R^2 = 0.6463 \quad R^{2'} = 0.6461 \quad F = 4835 \\
& \text{後半} : P = 3.058Q + 0.2499P_{24} - 10.73 & (3.39) \\
& \quad (25.16) \quad (10.85) \quad (-13.12) \\
& \quad R^2 = 0.5327 \quad R^{2'} = 0.5321 \quad F = 872.5 \\
2003 \text{ 年} & \text{ 春から夏へ (9/1} \sim 04/2/1、\text{構造変化 : 12/8)} \\
& \text{全期間} : P = 3.229Q + 0.4187P_{24} - 14.23 & (3.40) \\
& \quad (42.82) \quad (43.61) \quad (-26.43) \\
& \quad R^2 = 0.5130 \quad R^{2'} = 0.5128 \quad F = 3860 \\
& \text{前半} : P = 2.800Q + 0.2279P_{24} - 8.319 & (3.41) \\
& \quad (44.33) \quad (18.46) \quad (-19.11) \\
& \quad R^2 = 0.4848 \quad R^{2'} = 0.4846 \quad F = 2211 \\
& \text{後半} : P = 4.610Q + 0.3556P_{24} - 22.10 & (3.42) \\
& \quad (29.14) \quad (21.72) \quad (-19.70) \\
& \quad R^2 = 0.5340 \quad R^{2'} = 0.5337 \quad F = 1506 \\
2004 \text{ 年} & \text{ 夏から秋へ (03/12/8} \sim 04/5/9、\text{構造変化 : 3/29)} \\
& \text{全期間} : P = 4.029Q + 0.4580P_{24} - 19.08 & (3.43) \\
& \quad (43.43) \quad (48.23) \quad (-28.50) \\
& \quad R^2 = 0.5508 \quad R^{2'} = 0.5507 \quad F = 4371 \\
& \text{前半} : P = 4.366Q + 0.3791P_{24} - 21.22 & (3.44) \\
& \quad (41.65) \quad (32.47) \quad (-28.19) \\
& \quad R^2 = 0.5452 \quad R^{2'} = 0.5450 \quad F = 3072 \\
& \text{後半} : P = 5.123Q + 0.4161P_{24} - 23.46 & (3.45) \\
& \quad (25.53) \quad (23.80) \quad (-17.03) \\
& \quad R^2 = 0.5883 \quad R^{2'} = 0.5879 \quad F = 1431
\end{aligned}$$

2004年 秋から冬へ (3/29~8/1、構造変化 : 6/7)

$$\text{全期間} : P = 2.516Q + 0.6081P_{24} - 10.50 \quad (3.46)$$

$$(28.29) \quad (64.65) \quad (-15.47)$$

$$R^2 = 0.6117 \quad R^{2'} = 0.6116 \quad F = 4708$$

$$\text{前半} : P = 4.747Q + 0.4420P_{24} - 21.99 \quad (3.47)$$

$$(31.24) \quad (32.27) \quad (-20.73)$$

$$R^2 = 0.6065 \quad R^{2'} = 0.6063 \quad F = 2563$$

$$\text{後半} : P = 2.850Q + 0.5904P_{24} - 15.40 \quad (3.48)$$

$$(23.58) \quad (43.70) \quad (-16.60)$$

$$R^2 = 0.7135 \quad R^{2'} = 0.7132 \quad F = 3297$$

2004年 冬から春へ (6/7~11/7、構造変化 : 10/11)

$$\text{全期間} : P = 1.989Q + 0.6745P_{24} - 8.105 \quad (3.49)$$

$$(26.27) \quad (85.43) \quad (-13.37)$$

$$R^2 = 0.6209 \quad R^{2'} = 0.6208 \quad F = 5972$$

$$\text{前半} : P = 2.334Q + 0.6011P_{24} - 40.24 \quad (3.50)$$

$$(31.99) \quad (65.95) \quad (-18.57)$$

$$R^2 = 0.6578 \quad R^{2'} = 0.6577 \quad F = 5772$$

$$\text{後半} : P = 8.104Q + 0.3492P_{24} - 40.24 \quad (3.51)$$

$$(25.44) \quad (16.87) \quad (-18.16)$$

$$R^2 = 0.6222 \quad R^{2'} = 0.6217 \quad F = 1056$$

2004年 春から夏へ (10/11~05/2/13、構造変化 12/20)

$$\text{全期間} : P = 3.489Q + 0.5680P_{24} - 15.35 \quad (3.52)$$

$$(33.96) \quad (57.29) \quad (-20.34)$$

$$R^2 = 0.5765 \quad R^{2'} = 0.5764 \quad F = 3961$$

$$\text{前半} : P = 6.217Q + 0.3966P_{24} - 29.10 \quad (3.53)$$

$$(35.43) \quad (28.55) \quad (-23.41)$$

$$R^2 = 0.5822 \quad R^{2'} = 0.5820 \quad F = 2213$$

$$\text{後半} : P = 3.125Q + 0.3088P_{24} - 9.272 \quad (3.54)$$

$$(32.94) \quad (18.43) \quad (-14.50)$$

$$R^2 = 0.5474 \quad R^{2'} = 0.5470 \quad F = 1596$$

2005年 夏から秋へ (04/12/20~5/15、構造変化 : 3/28)

$$\text{全期間} : P = 2.027Q + 0.5882P_{24} - 7.112 \quad (3.55)$$

$$(36.18) \quad (67.59) \quad (-17.45)$$

$$R^2 = 0.6084 \quad R^{2'} = 0.6084 \quad F = 5443$$

$$\begin{aligned} \text{前半} : P = 2.136Q + 0.4411P_{24} - 5.529 & \quad (3.56) \\ & (35.33) \quad (36.71) \quad (-12.74) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.5340 \quad R^2 = 0.5338 \quad F = 2668$$

$$\begin{aligned} \text{後半} : P = 2.899Q + 0.6049P_{24} - 13.26 & \quad (3.57) \\ & (22.97) \quad (43.60) \quad (-14.97) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.6919 \quad R^2 = 0.6916 \quad F = 2633$$

2005年 秋から冬へ (3/28~6/29、構造変化：5/30)

$$\begin{aligned} \text{全期間} : P = 1.992Q + 0.6411P_{24} - 8.045 & \quad (3.58) \\ & (31.22) \quad (78.96) \quad (-17.02) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.6535 \quad R^2 = 0.6534 \quad F = 6901$$

$$\begin{aligned} \text{前半} : P = 2.671Q + 0.6159P_{24} - 12.00 & \quad (3.59) \\ & (25.59) \quad (50.09) \quad (-16.28) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.6996 \quad R^2 = 0.6994 \quad F = 3514$$

$$\begin{aligned} \text{後半} : P = 2.705Q + 0.5315P_{24} - 13.75 & \quad (3.60) \\ & (30.98) \quad (46.70) \quad (-20.50) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.6568 \quad R^2 = 0.6567 \quad F = 4113$$

NEMMCO においてもほぼ毎年、2~3月頃、5~6月頃、9月頃、11~12月頃の4時点で区切ることができる。強制プール市場でより多くの価格スパイクが発生するオーストラリアの NEMMCO も、年間を通して大局的に見れば一定した動きをしていると言える。

以上のように、NEMMCO、すなわち、オーストラリアは南半球に位置しているにも関わらず、北半球に位置する米国市場と同様、年間で4つの時期に区分できることから、これらの電力市場における価格の構造変化は、四季をもつ温帯気候、そしてそれに伴う需要変動が大きく関与していると考えられる。

3. 2 気温関数の導入

本節では、特に冬ピーク期に厳しい冷え込みに襲われる New England 電力市場を対象に、回帰式の説明変数に、気温、もしくは、気温関数を導入することで、当てはまりの改善を図る。解析対象としたデータは、New England 電力市場の前日市場の2004年から2007年までの各年1月期の価格である。

なお、本節の計算には、前節までと異なり、Quantitative Micro Software 社の Eviews 6 という統計解析ソフトウェアを用いている⁽⁸⁾⁽⁹⁾。

3. 2. 1 気温を説明変数とする場合

本節では、気温を説明変数に加えることにより、回帰式の当てはまりを改善する。

図 3-14～図 3-17 に、2004 年～2007 年各年の 1 月期の気温と電力市場価格の散布図を示す。縦軸を電力価格 P[\$/MWh]、横軸を気温 T[°C]とする。なお、気温データは、New England ISO の公開サイト⁽⁴⁾に掲載されている華氏温度を摂氏温度に換算して示す。

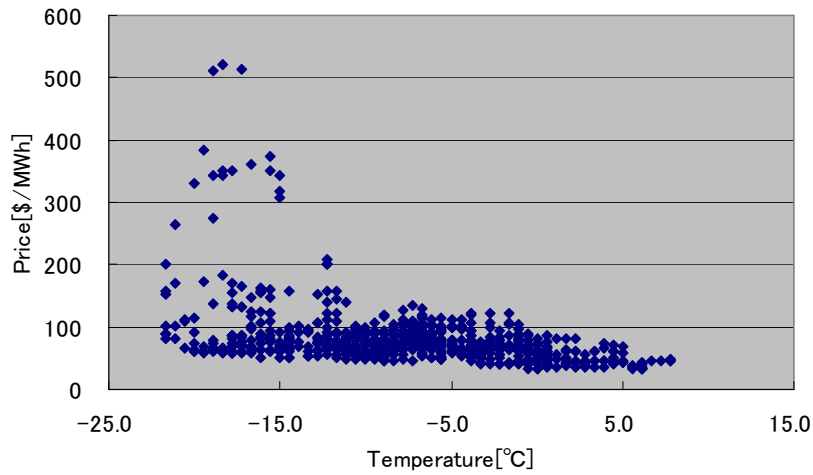


図 3-14 2004 年 1 月の気温と価格との散布図

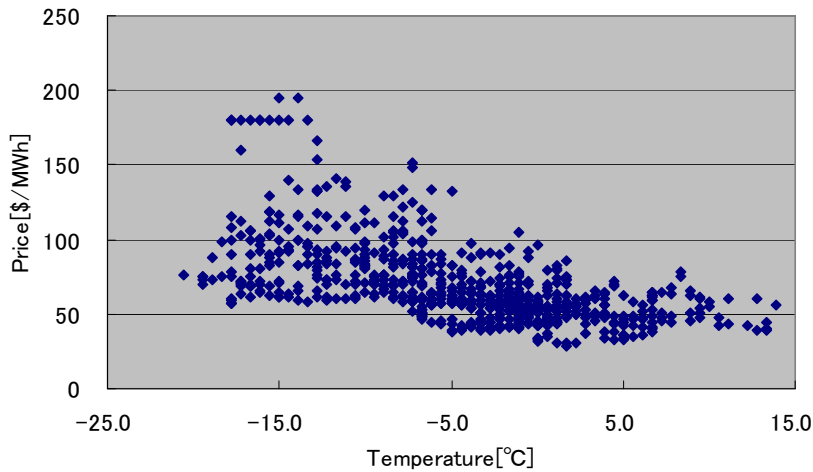


図 3-15 2005 年 1 月の気温と価格との散布図

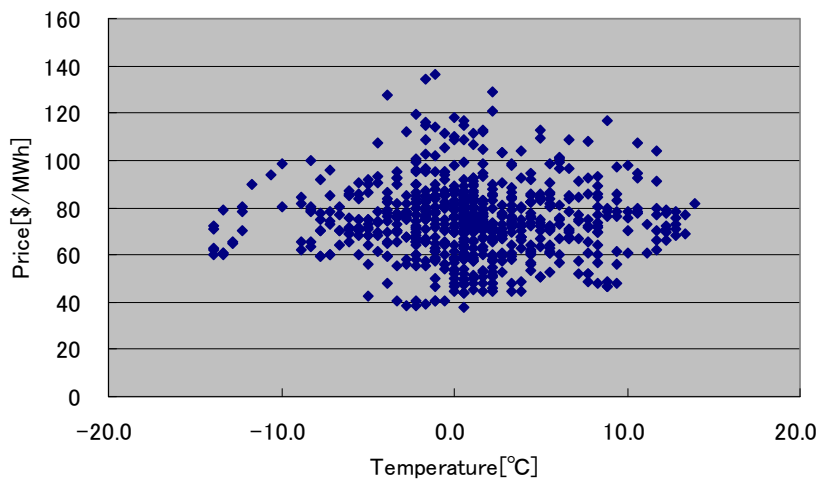


図 3-16 2006 年 1 月の気温と価格との散布図

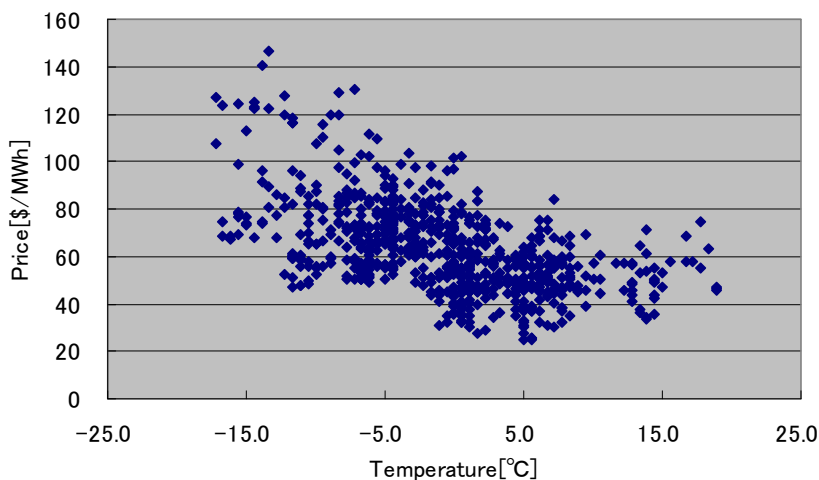


図 3-17 2007 年 1 月の気温と価格との散布図

図 3-14 より、2004 年 1 月期は、一部で価格の高騰も見られるが、全体的に左上がりの傾向があり、気温と電力価格との間に負の相関が見られる。図 3-15 の 2005 年 1 月期は、2004 年 1 月期と比較すると価格の高騰は少ないが、2004 年 1 月期と同様に左上がりの傾向にあり、気温と電力価格との間に負の相関があると考えられる。しかし、2006 年 1 月期の図 3-16 では、全体的にばらついており、気温と電力価格との間の相関は低いと考えられる。これは気温が比較的 0°C を中心に厳しい冷え込みもなかったためと考えられる。図 3-17 の 2007 年 1 月期では、左上がりにまとまって分布しており、気温と電力価格との間に明確な負の相関を見ることができる。

次に回帰式を構成する。回帰式の被説明変数は現時点における電力価格 P [\$/MWh]とするが、説明変数については2ケース考える。Case 1の説明変数は、電力総需要 Q [GW]と現時点から24時間前の電力価格 P_{24} [\$/MWh]とし、Case 2の説明変数は、電力総需要 Q [GW]と現時点から24時間前の電力価格 P_{24} [\$/MWh]に気温 T [°C]を加えたものとする。

式(3.61)～式(3.68)に、2004年～2007年各年の1月期のCase 1と気温を説明変数に加えたCase 2に対する回帰式を示す。決定係数 R^2 、説明変数の数で補正された決定係数 R^{2^*} 、赤池の情報量基準 AIC を合わせて示す。各回帰係数の下のカッコ内の数値は t 値である。

2004年1月期

$$\text{Case1 : } P = 6.736Q + 0.3424P_{24} - 52.14 \quad (3.61)$$

$$(8.456) \quad (9.899) \quad (-4.507)$$

$$R^2 = 0.3005 \quad R^{2^*} = 0.2986 \quad AIC = 10.40$$

$$\text{Case2 : } P = 5.357Q + 0.3045P_{24} - 2.019T - 43.06 \quad (3.62)$$

$$(6.851) \quad (9.096) \quad (-8.162) \quad (-3.864)$$

$$R^2 = 0.3583 \quad R^{2^*} = 0.3557 \quad AIC = 10.3$$

2005年1月期

$$\text{Case1 : } P = 5.411Q + 0.3326P_{24} - 35.83 \quad (3.63)$$

$$(16.11) \quad (10.69) \quad (-8.771)$$

$$R^2 = 0.5918 \quad R^{2^*} = 0.5907 \quad AIC = 8.524$$

$$\text{Case2 : } P = 5.307Q + 0.1779P_{24} - 1.230T - 29.23 \quad (3.64)$$

$$(17.51) \quad (5.843) \quad (-13.08) \quad (-7.861)$$

$$R^2 = 0.6684 \quad R^{2^*} = 0.6671 \quad AIC = 8.319$$

2006年1月期

$$\text{Case1 : } P = 2.525Q + 0.5770P_{24} - 5.538 \quad (3.65)$$

$$(14.43) \quad (22.19) \quad (-3.189)$$

$$R^2 = 0.7777 \quad R^{2^*} = 0.7771 \quad AIC = 6.785$$

$$\text{Case2 : } P = 2.369Q + 0.6178P_{24} - 0.4011T - 5.954 \quad (3.66)$$

$$(13.93) \quad (24.06) \quad (-7.477) \quad (-3.551)$$

$$R^2 = 0.7934 \quad R^{2^*} = 0.7925 \quad AIC = 6.715$$

2007年1月期

$$\text{Case1 : } P = 3.379Q + 0.5199P_{24} - 20.81 \quad (3.67)$$

$$(17.93) \quad (21.42) \quad (-9.680)$$

$$R^2 = 0.7742 \quad R^{2^*} = 0.7736 \quad AIC = 7.226$$

$$\text{Case2 : } P = 3.424Q + 0.4050P_{24} - 0.6804T - 14.87 \quad (3.68)$$

$$(20.68) \quad (17.87) \quad (-14.88) \quad (-7.705)$$

$$R^2 = 0.8262 \quad R^{2^*} = 0.8255 \quad AIC = 6.967$$

回帰式の当てはまりの良さについて論じる。Case1 と Case2 では、説明変数の数が異なるので、自由度を補正した決定係数 R^2 を用いる。2004 年 1 月期では、Case1 の自由度を補正した決定係数 R^2 が 0.2986 であり、当てはまりが悪い。Case2 でも R^2 が 0.35 程度であり、回帰式の当てはまりが若干改善されてはいるが、十分な当てはまりがあるとはいえない。2005 年 1 月期の場合、Case1 の R^2 が 0.6 を僅かに下回るが、Case2 では 0.6 を超え、回帰式の当てはまりが改善されている。また、2006 年、2007 年においても気温を説明変数に加えた Case2 の回帰式の方が R^2 の値も大きく、Case1 と比較して回帰式の当てはまりが良いことを示している。また、モデルの妥当性を表す赤池の情報量基準 AIC より、どの年も、気温を説明変数に加えた Case2 が選択される。

t 値から説明変数は有意性と判断できるが、詳細については、次章で誤差項の系列相関と不均一分散に対する対処を述べた後で、再度検証することとする。

3. 2. 2 新たな気温関数を説明変数とする場合

本節では、気温を基に算出される気温関数を説明変数に加えることにより、回帰式の当てはまりを改善する。回帰式の説明変数とすることを提案する気温関数は 2 種類あり、一つはある基準温度以下の気温のみを考慮する Cold Temperature 関数、もう一つは時間毎の平均気温がある基準温度以下となった場合の気温のみを考慮する Temperature Sensitivity 関数である。各気温関数を説明変数に用いた場合について、前節の結果と比較する。

3.2.2.1 Cold Temperature

Cold Temperature 関数 CT を式(3.69)で定義する。気温 $T[^\circ\text{C}]$ に対し、

$$\begin{aligned} \text{if } T < T_{\text{ref}} \quad CT &= T - T_{\text{ref}} \\ T \geq T_{\text{ref}} \quad CT &= 0 \end{aligned} \tag{3.69}$$

ここで、 $T_{\text{ref}}[^\circ\text{C}]$ は基準温度であり、CT は時間ごとに算出される。回帰式中では、基準温度を CT の添え字で表す。例えば、基準温度 T_{ref} を -2°C とする Cold Temperature は CT_{-2} と表記することとする。

まず、基準温度 T_{ref} と決定係数の関係について考察する。図 3-18～図 3-21 に、2004 年～2007 年各年 1 月期の、基準温度 T_{ref} の変化させたときに、電力総需要 $Q[\text{GW}]$ 、現時点から 24 時間前の電力価格 $P_{24}[\$/\text{MWh}]$ 、Cold Temperature 関数 CT を説明変数とする回帰式 (Case 3 とする) の決定係数 R^2 と CT に対する p 値の推移を図示する。図 3-18～図 3-21 より、2004 年～2007 年各年 1 月期で、それぞれ基準温度が -16°C 、 -7°C 、 0°C 、 -1°C より低い範囲で、気温を説明変数に加えた Case2 の決定係数よりも、CT を説明変数に加えた Case3 の決定係数が低い。また、2004 年～2007 年の各年に対しそれぞれ、基準温度 -12°C 、 -1°C 、 0°C 、 5°C のとき決定係数が最大となる。基準温度がこれらの温度より高い場合、決定係数は緩やかに減少し、最終的には Case2 の決定係数に収束する。

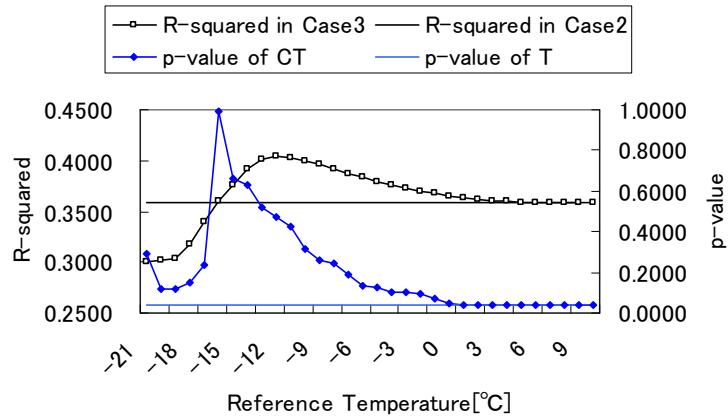


図 3-18 基準温度と決定係数の関係 (2004 年 1 月期)

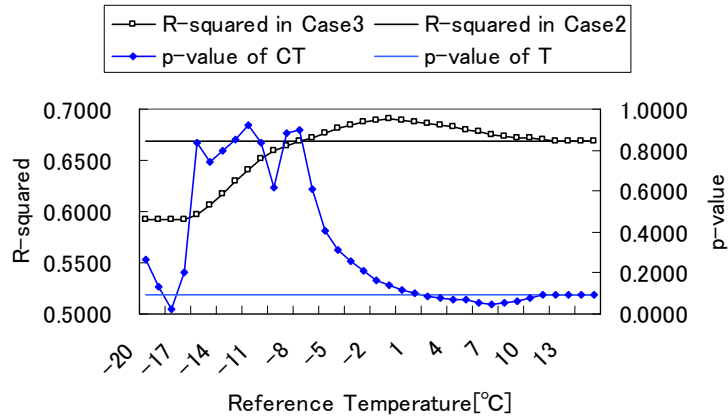


図 3-19 基準温度と決定係数の関係 (2005 年 1 月期)

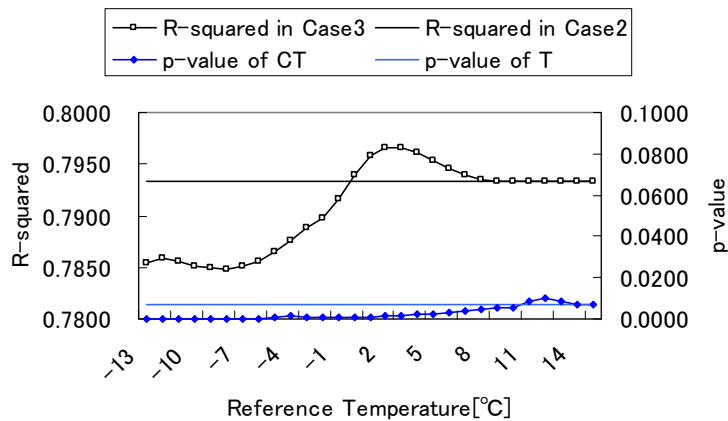


図 3-20 基準温度と決定係数の関係 (2006 年 1 月期)

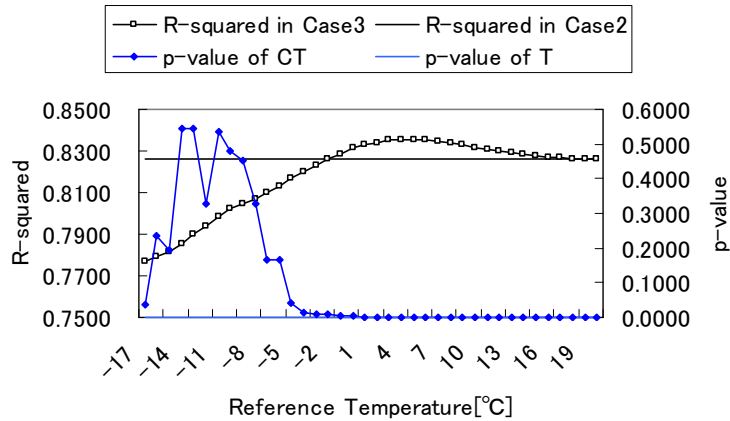


図 3-21 基準温度と決定係数の関係 (2007 年 1 月期)

CT に関する p 値は、2006 年以外、基準温度が低い範囲では比較的大きく、基準温度が高くなるにつれ、気温に対する p 値に収束する。2006 年のみ少し異なり、CT に関する p 値は、基準温度が低い範囲では 0 に近く、基準温度が高くなるにつれて僅かに上昇し、最終的には気温に対する p 値に収束する。

式(3.70)～式(3.73)に、2004 年～2007 年各年の 1 月期の、電力総需要 Q [GW]と現時点から 24 時間前の電力価格 P_{24} [\$/MWh]に Cold Temperature 関数 CT を説明変数に加えた回帰式 (Case 3) を示す。合わせて、決定係数 R^2 、説明変数の数で補正された決定係数 $R^{2'}$ 、赤池の情報量基準 AIC を示す。各回帰係数の下のカッコ内の数値は t 値である。基準温度 T_{ref} は 1°C 刻みで変化させ、最も決定係数が高い値となった基準温度 T_{ref} (2004 年から 2007 年各年に対しそれぞれ、基準温度 -12°C 、 -1°C 、 0°C 、 5°C) を採用する。

2004 年 1 月期

$$\text{Case3 : } P = 6.680Q + 0.2943P_{24} - 7.470CT_{-12} - 55.50 \quad (3.70)$$

$$(9.078) \quad (9.128) \quad (-11.33) \quad (-5.191)$$

$$R^2 = 0.4039 \quad R^{2'} = 0.4015 \quad AIC = 10.24$$

2005 年 1 月期

$$\text{Case3 : } P = 5.522Q + 0.1387P_{24} - 1.814CT_{-1} - 32.98 \quad (3.71)$$

$$(18.84) \quad (4.634) \quad (-15.30) \quad (-9.245)$$

$$R^2 = 0.6900 \quad R^{2'} = 0.6887 \quad AIC = 8.252$$

2006 年 1 月期

$$\text{Case3 : } P = 2.372Q + 0.6193P_{24} - 0.6620CT_2 - 8.084 \quad (3.72)$$

$$(14.08) \quad (24.37) \quad (-8.290) \quad (-4.781)$$

$$R^2 = 0.7966 \quad R^{2'} = 0.7958 \quad AIC = 6.699$$

2007年1月期

$$\text{Case3 : } P = 3.431Q + 0.3862P_{24} - 0.9136CT_5 - 1.838 \quad (3.73)$$

$$(21.32) \quad (17.38) \quad (-16.62) \quad (-10.51)$$

$$R^2 = 0.8356 \quad R^2 = 0.8349 \quad AIC = 6.911$$

回帰式の当てはまりの良さについて検討する。2004年1月期では、CTを説明変数に加えたCase3では説明変数の数で補正された決定係数 R^2 の値が0.4015であり、気温Tを説明変数に加えたCase2よりも回帰式の当てはまりが、十分とは言えないものの改善されている。2005年～2007年の各年の1月期は、Case3の方がCase2よりも決定係数が若干高く、回帰式の当てはまりが改善されている。また、モデルの妥当性を表すAICからは、どの年ともCTを説明変数に加えたCase3のモデルが選択されることを示している。

t値から説明変数は有意性と判断できるが、詳細については前節同様、次章で誤差項の系列相関と不均一分散に対する対処を述べた後で再度検証する。

3.2.2.2 Temperature Sensitivity

Temperature Sensitivity関数TSを式(3.74)で定義する。気温 $T[^\circ\text{C}]$ に対し、

$$\text{if } T < \text{HMT} + T_{\text{ref}} \quad \text{TS} = T - \text{HMT} - T_{\text{ref}} \quad (3.74)$$

$$T \geq \text{HMT} + T_{\text{ref}} \quad \text{TS} = 0$$

ここで、 $T_{\text{ref}}[^\circ\text{C}]$ は基準温度、HMTは各期間における時間毎の平均気温であり、TSは時間ごとに算出される。回帰式中では、基準温度をCTの添え字で表す。例えば、基準温度 T_{ref} を -2°C とするTemperature Sensitivityは TS_{-2} と表記することとする。参考までに、2004年1月期の時間毎の平均気温を、図3-22に示す。

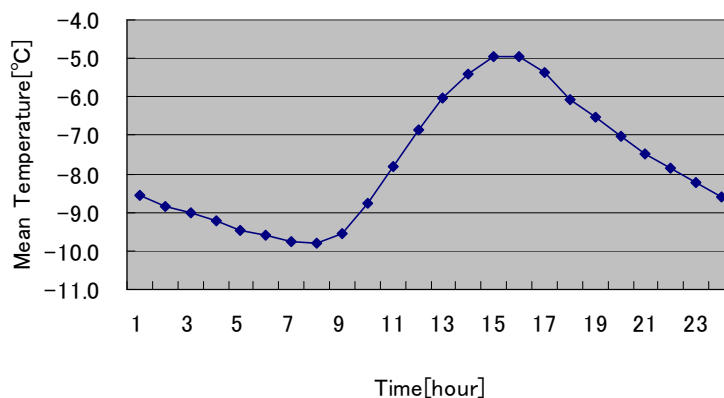


図 3-24 2004年1月期の毎時の月間平均気温

まず、基準温度 T_{ref} と決定係数の関係について考察する。図 3-25～図 3-28 に、2004 年～2007 年各年 1 月期の、基準温度 T_{ref} の変化させたときに、電力総需要 Q [GW]、現時点から 24 時間前の電力価格 P_{24} [\$/MWh]、Temperature Sensitivity 関数 TS を説明変数とする回帰式 (Case 4 とする) の決定係数 R^2 と、 TS に対する p 値の推移を図示する。図 3-25～図 3-28 より、2004 年～2007 年各年 1 月期で、それぞれ基準温度が -10°C 、 -6°C 、 -1°C 、 -1°C より低い範囲で、気温を説明変数に加えた Case 2 よりも、 TS を説明変数に加えた Case 4 の方が決定係数が低い。また、2004 年～2007 年の各年に対しそれぞれ、基準温度 -7°C 、 2°C 、 2°C 、 3°C のとき、決定係数が最大となる。基準温度がこれらの温度からさらに高くなると、決定係数は緩やかに低下し、気温を説明変数に加えた回帰式の決定係数と同程度の値に収束する。 TS に対する p 値は、基準温度が低い範囲では比較的大きく、基準温度が高くなるにつれ、一定の値に収束する。

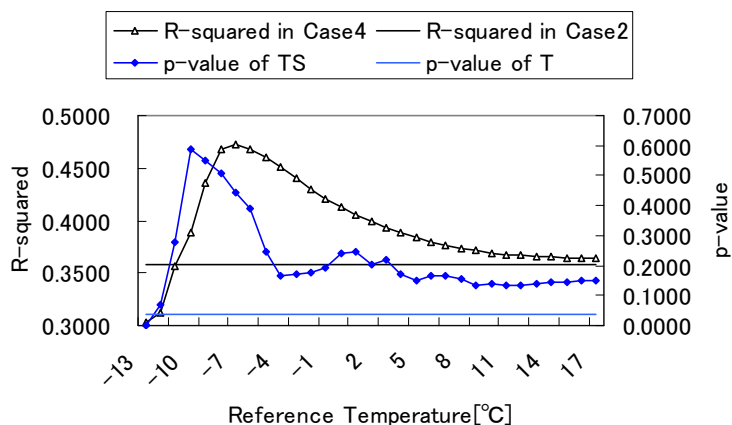


図 3-25 基準温度と決定係数の関係 (2004 年 1 月期)

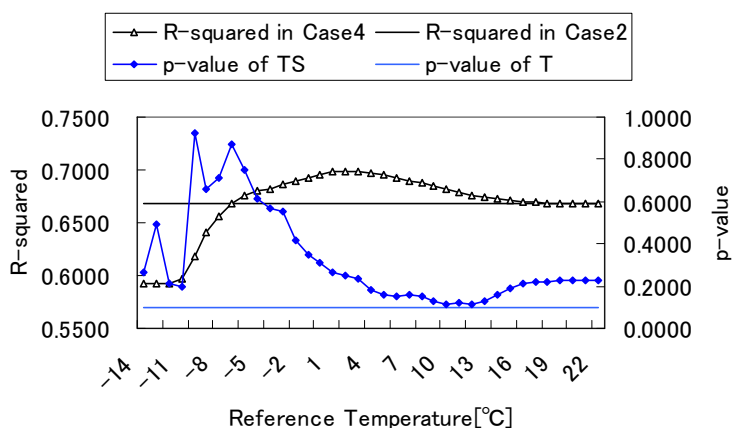


図 3-26 基準温度と決定係数の関係 (2005 年 1 月期)

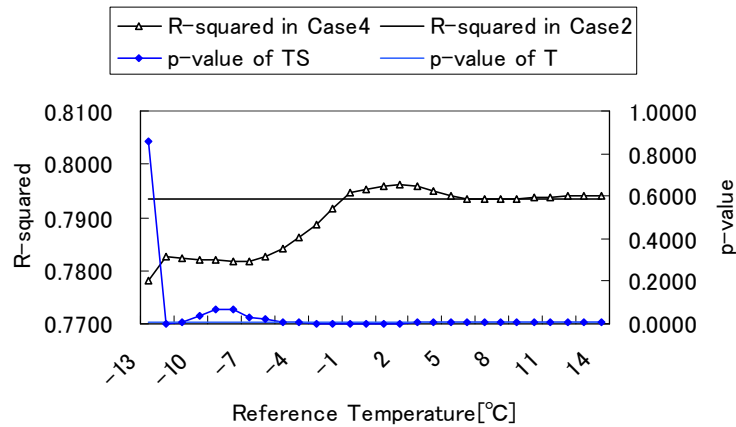


図 3-27 基準温度と決定係数の関係 (2006 年 1 月期)

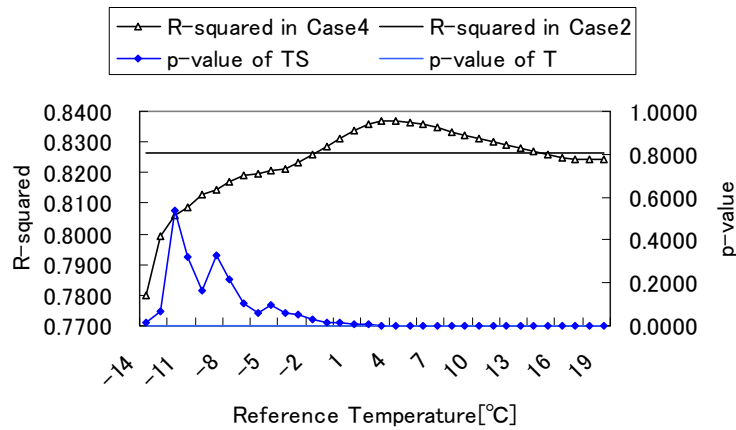


図 3-28 基準温度と決定係数の関係 (2007 年 1 月期)

式(3.75)～式(3.78)に、2004 年～2007 年各年の 1 月期の、電力総需要 Q [GW]と現時点から 24 時間前の電力価格 P_{24} [\$/MWh]に Temperature Sensitivity 関数 TS を説明変数に加えた回帰式 (Case 4) を示す。合わせて、決定係数 R^2 、説明変数の数で補正された決定係数 R^{2^*} 、赤池の情報量基準 AIC を示す。各回帰係数の下のカッコ内の数値は t 値である。基準温度 T_{ref} は 1°C 刻みで変化させ、最も決定係数が高い値となった基準温度 T_{ref} (2004 年から 2007 年各年に対しそれぞれ、基準温度 -7°C 、 2°C 、 2°C 、 3°C) を採用する。

2004 年 1 月期

$$\text{Case4 : } P = 6.211Q + 0.2621P_{24} - 20.15TS_{-7} - 46.01 \quad (3.75)$$

$$(8.966) \quad (8.597) \quad (-15.57) \quad (-4.576)$$

$$R^2 = 0.4731 \quad R^{2^*} = 0.4709 \quad AIC = 10.12$$

2005年1月期

$$\text{Case3 : } P = 5.233Q + 0.1249P_{24} - 2.233TS_2 - 27.31 \quad (3.76)$$

$$(18.11) \quad (4.216) \quad (-16.25) \quad (-7.695)$$

$$R^2 = 0.6991 \quad R^2 = 0.6979 \quad AIC = 8.222$$

2006年1月期

$$\text{Case3 : } P = 2.193Q + 0.6169P_{24} - 0.6278TS_2 - 5.528 \quad (3.77)$$

$$(12.71) \quad (24.28) \quad (-8.163) \quad (-3.321)$$

$$R^2 = 0.7961 \quad R^2 = 0.7953 \quad AIC = 6.702$$

2007年1月期

$$\text{Case3 : } P = 3.176Q + 0.3836P_{24} - 1.146TS_3 - 14.40 \quad (3.78)$$

$$(19.76) \quad (17.31) \quad (-16.87) \quad (-7.713)$$

$$R^2 = 0.8369 \quad R^2 = 0.8363 \quad AIC = 6.903$$

決定係数 R^2 を用いて、回帰式の当てはまりの良さについて検定する。2004年1月期では、Temperature Sensitivity を説明変数に加えた Case3 において、決定係数 R^2 が最も良いが、十分であるとは言えない。2005年1月期でも、Case3 の決定係数が最も高く、回帰式の当てはまりが改善されている。また、2006年、2007年においても TS を説明変数に加えた Case3 の回帰式が、決定係数が高く、気温を説明変数に加えた Case2 と比較しても回帰式の当てはまりが良いことを示している。また、モデルの妥当性を表す AIC より、全ての年において、TS を説明変数に加えた Case3 のモデルが選択される。

回帰式の当てはまりの良さについて検討する。2004年1月期では、TS を説明変数に加えた Case4 では説明変数の数で補正された決定係数 R^2 の値が 0.4731 であり、気温 T を説明変数に加えた Case2 や CT を説明変数に加えた Case3 よりも、回帰式の当てはまりが十分とは言えないもののさらに改善されている。2005年～2007年の各年1月期は、TS を説明変数に加えた Case4 と CT を説明変数に加えた Case3 とほとんど変わりはないが、2006年1月期は Case3 の方が、2005年と2007年の1月期は Case4 の方が若干良い結果である。また、モデルの妥当性を表す AIC もほぼ同様の傾向が得られている。

t 値から説明変数は有意性と判断できるが、詳細については前節同様、次章で誤差項の系列相関と不均一分散に対する対処を述べた後で再度検証する。

第4章 説明変数の有意性に関する検証

4. 1 誤差項の系列相関と不均一分散⁽⁹⁾⁽¹⁰⁾

本研究では、被説明変数を現時点の電力市場価格 $P[\$/MWh]$ とし、説明変数には現時点から 24 時間前の電力市場価格 $P_{24}[\$/MWh]$ を含む自己回帰式を構成している。本節では、このような回帰式がもつ問題点を指摘し、その対処法について述べる。

4. 1. 1 自己回帰式の問題点

4.1.1.1 誤差項が満たすべき標準的な仮定

本研究では、概略、式(4.1)で表される回帰式を構成している。

$$P = \beta_1 Q + \beta_2 P_{24} + \alpha + u_i \quad (4.1)$$

ここで、 $P[\$/MWh]$ は電力市場価格、 $Q[GW]$ は電力総需要、 $P_{24}[\$/MWh]$ は現時点から 24 時間前の電力価格、 α は切片であり、 u_i は回帰式で説明できなかった部分、すなわち、誤差項である。

誤差項 u_i が以下の標準的な仮定を満たしていない場合、各種の統計的検定を正確に行うことはできない。

誤差項が満たすべき標準的な仮定

- A.1 誤差項の期待値は 0
- A.2 誤差項の分散は一定、すなわち、均一分散である
- A.3 誤差項間に系列相関はない
- A.4 誤差項は正規分布に従う

誤差項が満たすべき標準的な仮定のうち、仮定 A.1 については、回帰式の切片 α がこの仮定を満たすように求められるので、切片を用いれば、仮定 A.1 は自然に満たされる。さらに、仮定 A.4 については、誤差項の要因はさまざまな要因が考えられ、誤差項はそれら要因全ての和として表されるので、中心極限定理により正規分布に従うと仮定できる。よって、問題とすべき仮定は、仮定 A.2「誤差項は均一分散である」と仮定 A.3「誤差項間に系列相関はない」の 2 つの仮定である。

4.1.1.2 誤差項の系列相関

誤差項の系列相関は、しばしば、時系列データの解析を行う際に問題となる。誤差項に

系列相関が存在する場合には、通常の t 検定を用いると、説明変数の有意性が過大評価され、その結果、本来有意でない推定結果を有意とみなす「見せかけの有意性」の危険性が高くなる。

誤差項の系列相関の存在を判定するために、電力総需要 $Q[\text{GW}]$ と現時点から 24 時間前の電力価格 $P_{24}[\$/\text{MWh}]$ を説明変数とする回帰式により推定された誤差項 u_i についてコレログラムを作成する。表 4-1 に、New England 電力市場の 2003 年 5 月 1 ヶ月間の電力前日市場価格について推定された誤差項のコレログラムを示す。表中の AC は自己相関係数、

表 4-1 2003 年 5 月期における推定された誤差項のコレログラム

| Date: 01/22/08 Time: 15:15 Sample: 1744 Included observations: 744 | | | | | | |
|--|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
| | | 1 | 0.751 | 0.751 | 421.58 | 0.000 |
| | | 2 | 0.598 | 0.077 | 689.02 | 0.000 |
| | | 3 | 0.446 | -0.061 | 838.19 | 0.000 |
| | | 4 | 0.346 | 0.020 | 927.84 | 0.000 |
| | | 5 | 0.280 | 0.037 | 986.74 | 0.000 |
| | | 6 | 0.222 | -0.008 | 1023.9 | 0.000 |
| | | 7 | 0.218 | 0.091 | 1059.6 | 0.000 |
| | | 8 | 0.210 | 0.033 | 1092.9 | 0.000 |
| | | 9 | 0.232 | 0.079 | 1133.6 | 0.000 |
| | | 10 | 0.230 | 0.009 | 1173.7 | 0.000 |
| | | 11 | 0.180 | -0.091 | 1198.3 | 0.000 |
| | | 12 | 0.127 | -0.044 | 1210.6 | 0.000 |
| | | 13 | 0.081 | -0.005 | 1215.6 | 0.000 |
| | | 14 | 0.065 | 0.029 | 1218.8 | 0.000 |
| | | 15 | 0.060 | 0.025 | 1221.5 | 0.000 |
| | | 16 | 0.049 | -0.018 | 1223.4 | 0.000 |
| | | 17 | 0.074 | 0.061 | 1227.6 | 0.000 |
| | | 18 | 0.090 | 0.016 | 1233.8 | 0.000 |
| | | 19 | 0.092 | -0.026 | 1240.3 | 0.000 |
| | | 20 | 0.104 | 0.043 | 1248.6 | 0.000 |
| | | 21 | 0.091 | -0.005 | 1255.0 | 0.000 |
| | | 22 | 0.056 | -0.057 | 1257.4 | 0.000 |
| | | 23 | 0.032 | 0.005 | 1258.1 | 0.000 |
| | | 24 | -0.035 | -0.128 | 1259.1 | 0.000 |
| | | 25 | -0.010 | 0.123 | 1259.2 | 0.000 |
| | | 26 | -0.009 | -0.002 | 1259.2 | 0.000 |
| | | 27 | -0.006 | -0.046 | 1259.3 | 0.000 |
| | | 28 | -0.010 | -0.015 | 1259.3 | 0.000 |
| | | 29 | -0.018 | -0.011 | 1259.6 | 0.000 |
| | | 30 | 0.007 | 0.049 | 1259.6 | 0.000 |
| | | 31 | 0.041 | 0.096 | 1261.0 | 0.000 |
| | | 32 | 0.079 | 0.042 | 1265.8 | 0.000 |
| | | 33 | 0.091 | 0.021 | 1272.2 | 0.000 |
| | | 34 | 0.130 | 0.099 | 1285.5 | 0.000 |
| | | 35 | 0.151 | -0.012 | 1303.4 | 0.000 |
| | | 36 | 0.171 | 0.037 | 1326.3 | 0.000 |

PAC は偏自己相関係数である。なお、本表の計算は、Quatitative Micro Software 社の Eviews 6 による⁽⁸⁾⁽⁹⁾。

高次の自己相関は、それより低次の自己相関の影響を受けている。偏自己相関係数は、それら自己相関の影響を取り除いたものである。表 4-1 より、明らかに 1 次の偏自己相関係数が 2 次以上と比較して相当大きい。また、2 次以上の偏自己相関係数も、1 次の偏自己相関係数と比較すると小さいものの、系列相関が存在している可能性を示している。

4.1.1.3 誤差項の不均一分散

誤差項の不均一分散とは、説明変数の値が大きくなるに従って、誤差項のばらつきが増大（または減少）したり、時間の経過とともに誤差項のばらつきが変動したりすることで、誤差項の分散が一定でない状態を意味する。誤差項が不均一分散である場合に、通常の t 検定を用いると、説明変数の有意性が過大評価され、本来有意でない推定結果を有意であるとみなす「見せかけの有意性」をおかす危険性が高くなる。

図 4-1 に、New England 電力市場の 2003 年 5 月期における電力総需要 Q [GW]と現時点から 24 時間前の電力価格 P_{24} [\$/MWh]を説明変数とする回帰式による残差（推定された誤差項）と、電力総需要 Q [GW]との散布図を示す。図 4-1 より、需要が大きくなるにつれ、推定された残差も大きくなる傾向があり、誤差項の不均一分散が疑われる。

誤差項の分散均一性を検定するために、White の検定を用いる。表 4-2 に、New England 電力市場の 2003 年 5 月～2007 年 10 月の毎年 1 月、5 月、8 月、10 月各 1 ヶ月間の White の検定の χ^2 検定量 NR^2 とその p 値をまとめて示す。White の検定では、 χ^2 検定量 NR^2 が小さいほど、「誤差項の分散は均一である」という帰無仮説を棄却できない。

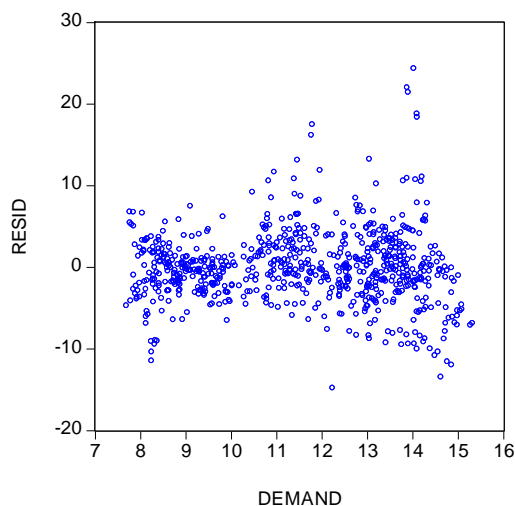


図 4-1 2003 年 5 月期における需要と残差の散布図

表 4-2 各月毎の White の検定

| period | May | | Oct | | Aug | | Jan | |
|--------|-----------------|---------|-----------------|---------|-----------------|---------|-----------------|---------|
| | NR ² | p-value | NR ² | p-value | NR ² | p-value | NR ² | p-value |
| 2003 | 43.42 | 0.0000 | 338.5 | 0.0000 | 49.75 | 0.0000 | — | — |
| 2004 | 41.68 | 0.0000 | 159.2 | 0.0000 | 94.17 | 0.0000 | 148.7 | 0.0000 |
| 2005 | 41.05 | 0.0000 | 12.38 | 0.0299 | 47.44 | 0.0000 | 53.22 | 0.0000 |
| 2006 | 28.84 | 0.0000 | 55.24 | 0.0000 | 419.0 | 0.0000 | 34.92 | 0.0000 |
| 2007 | 17.05 | 0.0044 | 97.68 | 0.0000 | 229.2 | 0.0000 | 272.5 | 0.0000 |

表 4-2 より、2005 年 10 月期を除いて、有意水準 1% で、誤差項の分散は均一であるという帰無仮説を棄却できない。また、2005 年 10 月期においても、有意水準 5% で、帰無仮説を棄却できない。以上のことから、全期間において誤差項の不均一分散が存在すると考えられる。

4. 1. 2 Cochran-Orcutt 流の方法

誤差項に系列相関が存在するという事は、適切な説明変数を欠いている可能性も考えられるが、本研究では、電力総需要 $Q[\text{GW}]$ と現時点から 24 時間前の電力価格 $P_{24}[\$/\text{MWh}]$ を説明変数とするモデルが適切なモデルであると仮定する。また、前節で得られた結果より、誤差項の系列相関は 1 次の自己相関が特に強いので、式(4.3)で表されるように、誤差項に 1 階の自己回帰モデル (AR(1)モデル) を想定する。

$$P_i = \alpha + \beta_1 D_i + \beta_2 P_i^{24} + u_i \quad (4.2)$$

$$u_i = \rho u_{i-1} + e_i \quad (4.3)$$

ここで e_i は標準的な仮定を満たすものとする。また収束のため、 $-1 < \rho < 1$ とする。

この AR(1)モデルを求める Cochran - Orcutt 法を以下に示す。ここでは簡単のために説明変数が X_i 、非説明変数が Y_i の単回帰モデルの誤差項間に 1 次の系列相関が存在する場合を考える。

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + u_i \quad (4.4)$$

$$u_i = \rho u_{i-1} + e_i \quad (4.5)$$

ここで、 e_i は標準的な仮定を満たすものとする。AR(1)モデルは次の手順で求められる。

第 1 段階： 式(4.4)で示される元のモデルについて最小 2 乗推定を行い、推定値 $\hat{\alpha}$ 、 $\hat{\beta}$ を求める。

第 2 段階： 推定値 $\hat{\alpha}$ 、 $\hat{\beta}$ を用いた理論値 $\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta} X_i$ を作り、残差 \hat{u}_i を求める。そして、 \hat{u}_i

に関して次のようなモデルを想定する。

$$\hat{u}_i = \rho \hat{u}_{i-1} + e_i \quad (i=2, 3, \dots, n) \quad (4.6)$$

このモデルを用いて ρ の最小 2 乗推定値 $\hat{\rho}$ を求める。

第 3 段階：求められた $\hat{\rho}$ を用いて次のような変換を行う。

$$\begin{aligned} Y_i' &= Y_i - \hat{\rho} Y_{i-1} \\ X_i' &= X_i - \hat{\rho} X_{i-1} \end{aligned} \quad (i=2, 3, \dots, n) \quad (4.7)$$

これにより、モデル(3.2a)に対応したモデルが次のように得られる。

$$Y_i' = \alpha' + \beta X_i' + e_i \quad (i=2, 3, \dots, n) \quad (4.8)$$

ここで、 $\alpha' = \alpha(1 - \hat{\rho})$ である。このモデルに対して最小 2 乗法を適用して、 α' 、 β の推定値 $\hat{\alpha}'$ 、 $\hat{\beta}$ を得ることができる。もちろん α の推定量は、

$$\hat{\alpha} = \frac{\hat{\alpha}'}{(1 - \hat{\rho})} \quad (4.9)$$

によって得ることができる。このモデルの e_i は、標準的な仮定を満たしているので通常の統計的推論が利用できる。

ただし Cochrane-Orcutt 法は、説明変数にラグ付き内生変数が使われている場合は適用できない。なぜならば、上述の第 1 段階において、最小 2 乗法を行うとその推定値は不偏性も一貫性も持たないからである。本研究では、24 時間前の電力価格がラグ付き内生変数であるので、Cochrane-Orcutt 法を直接用いることはできない。そのため、式(4.2)のモデルの推定には非線形最小 2 乗法を用いることとし、この手法を「Cochrane-Orcutt 流の方法」と呼ぶ。

4. 1. 3 Newey-West の修正

Newey-West の修正は、回帰係数については通常最小 2 乗法を用いて求めるが、その推定量の分散を推定し仮説検定を行うものである。

誤差項の標準的な仮定が全て満たされているならば、式(4.2)において、 β の推定値 $\hat{\beta}$ の真の分散は、以下の式で表される。

$$V(\hat{\beta}) = \sigma_{\hat{\beta}}^2 = \frac{\sigma^2}{\sum (X_i - \bar{X})^2} \quad (4.10)$$

しかし、「誤差項の分散は一定、不均一分散である」及び「誤差項に系列相関はない」という仮定が満たされていない場合、 $\hat{\beta}$ の真の分散は次のようになる。

$$\sigma_{\hat{\beta}}^{+2} = \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2 \sigma^2 + \sum \sum_{i \neq j} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X}) \sigma_{ij}}{\left\{ \sum (X_i - \bar{X})^2 \right\}^2} \quad (4.11)$$

Newey - West の修正は、式(4.11)の分散を

$$VE(\hat{\beta}) = \text{sewe}(\hat{\beta})^2 = \frac{Q}{R^2} \quad (4.12)$$

として推定する。ここで、通常の最小 2 乗法により得られた残差を \hat{e}_i とし、

$$Q = \sum_{i=1}^N \hat{e}_i^2 (X_i - \bar{X})^2 + 2 \sum_{q=1}^L w_q \sum_{i=q+1}^N \hat{e}_i \hat{e}_{i-q} \left((X_i - \bar{X})(X_{i-q} - \bar{X}) \right) \quad (4.13)$$

$$R = \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2 \quad (4.14)$$

$$w_q = 1 - \frac{q}{L+1} \quad (4.15)$$

と定義する。L の選択については、 $L = \text{int} \left[4(N/100)^{2/9} \right]$ により決定される。

また、t 検定量としては、式(4.16)で求めた値を用いる。

$$twe = \frac{\hat{\beta} - \beta}{\text{sewe}(\hat{\beta})} \quad (4.16)$$

Newey-West の修正は、系列相関と不均一分散が同時に存在する状況を想定しており、これらに頑健な t 値を得ることができる。本研究では、AR(1)モデルにより対処できなかった系列相関及び不均一分散に対して Newey-West の修正を用いる。

4. 2 有意性に対する検証

本節では、前節で述べた Cochrane-Orcutt 流の方法と Newey-West の修正を用いて、誤差項の不均一分散と誤差項間の系列相関に対処した t 検定を実施し、回帰式の説明変数の有意性を検証する。まずは、説明変数を電力総需要 Q[GW]と現時点から 24 時間前の電力価格 P₂₄[\$/MWh]とする回帰式について検証し、その後、前章で検討を行った気温 T[°C]や、Cold Temperature 関数 CT、Temperature Sensitivity 関数 TS を説明変数として加えた場合についても検証する。検討対象は、New England 電力市場の冬ピーク期である 2003 年～2007 年各年の 1 月期である。なお、回帰式の算出に Quantitative Micro Software 社の EViews6 を用いている。

4. 2. 1 需要と24時間前価格を説明変数とする回帰式の場合

本節では、被説明変数を現時点の電力価格 P [\$/MWh]、説明変数を電力総需要 Q [GW]と現時点から24時間前の電力価格 P_{24} [\$/MWh]とする回帰式を対象に、誤差項間の系列相関及び誤差項間の不均一分散について検討する。

Case1 は、誤差項の不均一分散や誤差項間の系列相関を考慮せず、従来通りの方法で回帰式を求めた場合であり、Case2 は、誤差項の不均一分散や誤差項間の系列相関を考慮し、前節で述べた Cochrane-Orcutt 流の方法と Newey-West の修正を用いて回帰式を求めた場合である。New England 電力市場の前日市場、2004年～2007年の各年1月期の、Case1 と Case2 で求められた回帰係数と t 値を、表 4-3～表 4-6 に示す。

表 4-3 2004年1月期の回帰係数と t 値

| | | Q | P_{24} | 切片 | AR(1) |
|-------|--------|-------|----------|--------|--------|
| Case1 | 回帰係数 | 6.736 | 0.3424 | -52.14 | — |
| | t -値 | 8.456 | 9.899 | -4.507 | — |
| Case2 | 回帰係数 | 6.178 | 0.3120 | -41.39 | 0.9666 |
| | t -値 | 4.620 | 3.137 | -1.770 | 19.01 |

表 4-4 2005年1月期の回帰係数と t 値

| | | Q | P_{24} | 切片 | AR(1) |
|-------|--------|-------|----------|--------|--------|
| Case1 | 回帰係数 | 5.411 | 0.3326 | -35.83 | — |
| | t -値 | 16.11 | 10.69 | -8.771 | — |
| Case2 | 回帰係数 | 4.073 | 0.4445 | -23.19 | 0.9269 |
| | t -値 | 6.137 | 5.307 | -3.369 | 29.43 |

表 4-5 2006年1月期の回帰係数と t 値

| | | Q | P_{24} | 切片 | AR(1) |
|-------|--------|-------|----------|--------|--------|
| Case1 | 回帰係数 | 2.525 | 0.5770 | -5.538 | — |
| | t -値 | 14.44 | 22.19 | -3.189 | — |
| Case2 | 回帰係数 | 1.820 | 0.7123 | -5.369 | 0.7924 |
| | t -値 | 6.414 | 17.70 | -1.855 | 30.90 |

表 4-6 2007 年 1 月期の回帰係数と t 値

| | | Q | P ₂₄ | 切片 | AR(1) |
|-------|------|-------|-----------------|--------|--------|
| Case1 | 回帰係数 | 3.379 | 0.5199 | -20.81 | — |
| | t-値 | 17.93 | 21.42 | -9.680 | — |
| Case2 | 回帰係数 | 2.790 | 0.5104 | -11.17 | 0.9078 |
| | t-値 | 6.769 | 7.018 | -2.922 | 48.80 |

表 4-3 より、2004 年 1 月期において、電力総需要 Q[GW]に対する回帰係数に関しては、誤差項の系列相関及び不均一分差への対処を行った Case2 の方が、対処していない Case1 の場合よりやや小さい。また、現時点から 24 時間前価格 P₂₄[\$/MWh]に対する回帰係数についても、Case2 の方が小さい。t 値については、需要、24 時間前価格ともに Case2 の方が小さく、従って、Case1 の回帰式では説明変数の有意性を過大に評価していたことになる。しかしながら、Case2 の場合、切片に対する t 値を除いて、t 値の絶対値は t 分布 1% 点の値である約 2.58 を上回っていることから、有意水準 1% で帰無仮説が棄却され、これらの説明変数はすべて有意と言える。

次に、表 4-4 に示す 2005 年 1 月期は、需要 Q に対する回帰係数は 2004 年の場合と同様、Case1 より Case2 の方が小さいが、逆に、24 時間前価格 P₂₄に対する回帰係数は Case2 の方が大きい。t 値については 2004 年の場合と同様、需要 Q、24 時間前価格 P₂₄ともに Case2 の方が小さく、Case1 では説明変数の有意性が過大評価されている。しかし、Case2 でも、各回帰係数に対する t 値は t 分布 1% 点の値を上回り、説明変数は全て有意である。

表 4-5 に示す 2006 年 1 月期の場合、回帰係数については 2005 年 1 月期と同様の結果である。t 値については 2004 年 1 月期と同様、Case1 では説明変数の有意性が過大評価されているが、Case2 の場合、切片に対する t 値を除いて t 分布 1% 点を上回っていることから、説明変数は全て有意と言える。

表 4-6 の 2007 年 1 月期の場合、回帰係数については 2004 年 1 月期と同様の結果である。t 値については、Case1 では説明変数の有意性が過大評価されているが、Case2 の場合、切片も含め t 分布 1% 点を上回っており、これらの説明変数は全て有意である。

4. 2. 2 気温を説明変数に含む場合

本節では、3.2.1 節で述べた、電力総需要 Q[GW]と現時点から 24 時間前の電力価格 P₂₄[\$/MWh]に気温 T[°C]を説明変数として加えた回帰式に対し、誤差項間の系列相関及び誤差項間の不均一分散について検討する。本節では特に、新たに加えた気温 T[°C]の説明変数としての有意性を論じる。

New England 電力市場の前日市場、2004 年～2007 年の各年 1 月期の、気温 T[°C]を説

明変数としてもつ回帰式である式(3.62)、式(3.64)、式(3.66)、式(3.68)は、誤差項間の系列相関及び誤差項間の不均一分散に対処していない。そこで、これらの回帰式の導出に際し、Cochrane – Orcutt 流の方法及び Newey - West の修正を適用し、誤差項間の系列相関及び誤差項間の不均一分散に対し頑健な t 値を算出し直し、t 検定を行う。

表 4-7 に、算出された気温 T[°C]に関する t 値及びその p 値をまとめて示す。2006 年と 2007 年の 1 月期では、気温 T[°C]に関する t 値の絶対値は、t 分布 1%点での値である約 2.58 を上回り、有意水準 1%で帰無仮説を棄却することができるため、気温 T[°C]は説明変数として有意と考えられる。一方、2004 年と 2005 年の 1 月期に関して、気温 T[°C]に関する t 値を見ると、2004 年は有意水準 5%、2005 年は有意水準 10%のレベルでしか帰無仮説は棄却されない。そのため、2004 年と 2005 年の場合、説明変数としてある程度有意性と考えられるが、2006 年や 2007 年と比較すると若干有意性は低い。

表 4-7 気温に対する t 値と p 値

| 期 間 | t-値 | p-値 |
|------------|--------|--------|
| 2004 年 1 月 | -2.081 | 0.0377 |
| 2005 年 1 月 | -1.671 | 0.0951 |
| 2006 年 1 月 | -2.715 | 0.0068 |
| 2007 年 1 月 | -3.868 | 0.0001 |

4. 2. 3 気温関数を説明変数に含む場合

本節では、3.2.2 節で述べた、電力総需要 Q[GW]と現時点から 24 時間前の電力価格 P₂₄[\$/MWh]に、気温を基に算出される気温関数を説明変数として加えた回帰式に対し、誤差項間の系列相関及び誤差項間の不均一分散について検討する。本節では特に、新たに加えた気温関数の説明変数としての有意性を論じる。

4.2.3.1 Cold Temperature

Cold Temperature 関数 CT は式(3.69)で定義されている。すなわち、気温 T[°C]に対し、

$$\begin{aligned} \text{if } T < T_{\text{ref}} \quad CT &= T - T_{\text{ref}} \\ T \geq T_{\text{ref}} \quad CT &= 0 \end{aligned} \tag{3.69}$$

ここで、T_{ref}[°C]は基準温度であり、CT は時間ごとに算出される。

New England 電力市場の前日市場、2004 年～2007 年の各年 1 月期の、CT を説明変数としてもつ回帰式である式(3.70)～式(3.73)は、誤差項間の系列相関及び誤差項間の不均一

分散に対処していない。そこで、これらの回帰式の導出に際し、Cochrane – Orcutt 流の方法及び Newey - West の修正を適用し、誤差項間の系列相関及び誤差項間の不均一分散に対し頑健な t 値を算出し直し、t 検定を行う。

表 4-8 に、算出された CT に関する t 値及びその p 値をまとめて示す。2006 年と 2007 年では、CT に関する t 値の絶対値は、t 分布 1%点での値である約 2.58 を上回り、有意水準 1%で帰無仮説は棄却することができるため、CT は説明変数として有意と考えられる。しかしながら、2004 年と 2005 年では、CT に関する t 値の絶対値は、t 分布 10%での値である約 1.65 をも下回っており、説明変数として若干有意性に問題があることを示している。ただし、CT を説明変数に加えない場合よりも CT を説明変数に加えた場合の方が、決定係数もよく、赤池の情報量基準 AIC の値も低いので、説明変数全体としては影響力をもつと考えられる。

表 4-8 CT に対する t 値と p 値

| 期 間 | 基準温度 | t-値 | p-値 |
|------------|-------|--------|--------|
| 2004 年 1 月 | -12°C | -0.723 | 0.4698 |
| 2005 年 1 月 | -1°C | -1.468 | 0.1424 |
| 2006 年 1 月 | 2°C | -3.263 | 0.0012 |
| 2007 年 1 月 | 5°C | -3.738 | 0.0002 |

4.2.3.2 Temperature Sensitivity

Temperature Sensitivity 関数 TS は式(3.74)で定義されている。すなわち、気温 T[°C]に対し、

$$\begin{aligned} \text{if } T < \text{HMT} + T_{\text{ref}} \quad \text{TS} &= T - \text{HMT} - T_{\text{ref}} \\ T \geq \text{HMT} + T_{\text{ref}} \quad \text{TS} &= 0 \end{aligned} \quad (3.74)$$

ここで、 T_{ref} [°C]は基準温度、HMT は各期間における時間毎の平均気温であり、TS は時間ごとに算出される。

New England 電力市場の前日市場、2004 年～2007 年の各年 1 月期の、TS を説明変数としてもつ回帰式である式(3.75)～式(3.78)は、誤差項間の系列相関及び誤差項間の不均一分散に対処していない。そこで、これらの回帰式の導出に際し、Cochrane – Orcutt 流の方法及び Newey - West の修正を適用し、誤差項間の系列相関及び誤差項間の不均一分散に対し頑健な t 値を算出し直し、t 検定を行う。

表 4-9 に、算出された TS に関する t 値及びその p 値をまとめて示す。2006 年と 2007 年では、TS に関する t 値の絶対値は、t 分布 1%点での値である約 2.58 を上回り、有意水

準 1%以下で帰無仮説は棄却することができるため、TS は説明変数として有意と考えられる。2004 年と 2005 年では、TS に関する t 値の絶対値は、t 分布 10%での値である約 1.65 をも下回っており、説明変数として有意性に問題があることを示している。ただし、TS を説明変数に加えない場合よりも TS を説明変数に加えた場合の方が、決定係数もよく、赤池の情報量基準 AIC の値も低いので、説明変数全体としては影響力をもつと考えられる。

表 4-9 TS に対する t 値と p 値

| 期 間 | 基準温度 | t-値 | p-値 |
|------------|------|---------|--------|
| 2004 年 1 月 | -7℃ | -0.7660 | 0.4439 |
| 2005 年 1 月 | 2℃ | -1.147 | 0.2518 |
| 2006 年 1 月 | 2℃ | -2.961 | 0.0032 |
| 2007 年 1 月 | 3℃ | -2.941 | 0.0034 |

第5章 電力価格のカオス性解析

本章では、2005年4月に取引を開始した日本卸電力取引所(JEPX、Japan Electric Power Exchange)の市場価格データを対象に、前章までの線形的な回帰分析に代えて、非線形解析であるカオス性解析を試みる。カオス現象を前提とした解析は複雑な応答を示すシステムに対し新たな見方を与える可能性があり、時系列信号の不規則さを生み出している要因を探求する。

5.1 埋め込み次元の推定

5.1.1 解析手法⁽¹¹⁾

本節では、時系列データを決定論的カオスの観点から解析する際に、最初に必要となる対象システムの力学系アトラクタの再構成について述べる。この段階の成否が、以降のカオス特徴量推定にも大きな影響をもつ。アトラクタの再構成でよく用いられる手法は、観測時系列から時間遅れ座標系への変換である。この変換が埋め込みであることは、数学的にはいくつかの仮定の下で Takens の埋め込み定理により保証される。

次に、この手法について説明する。現実のシステムから観測できる時系列は、実際の系が多変数システムであっても1変数時系列であることがほとんどである。この1変数データから元のシステムのダイナミクスを解析するには、高次元空間におけるアトラクタ軌道を再構成する必要がある。この際よく用いられる一般的な手法が、時間遅れ座標系への変換(埋め込み)である。具体的には時間遅れ値を τ 、埋め込みを m 次元として1変数時系列データ $y(t)$ を以下のように変換する。

$$\vec{v} = (y(t), y(t + \tau), \dots, y(t + (m - 1)\tau)) \quad (5.1)$$

図5-1は、1変数時系列から3次元再構成状態空間への変換(埋め込み)の例である。Takensの定理より、再構成状態空間の次元 m が $2d+1$ 以上であれば、式(5.1)による観測時系列から再構成状態空間への変換が埋め込みであることが証明されている。ただし、 d は元の力学系の次元である。アトラクタ再構成の成否は、埋め込み次元 m と時間遅れ値 τ を適当に設定することにかかっている。

Takensの埋め込み定理などによれば、ごく特殊な場合を除いて時間遅れ値 τ は任意である。しかし、実際に解析を行う場合には、データ数及びデータ精度は有限であり、実データにおいてはノイズの影響も考慮して、適切な時間遅れ値の設定が必要となる。特に連続系から得られたデータの場合、時間遅れ値の設定が重要となる。例えば τ が小さすぎると、再構成状態空間内のデータは極端に相関が高くなる。その結果、2次元再構成状態空間で再

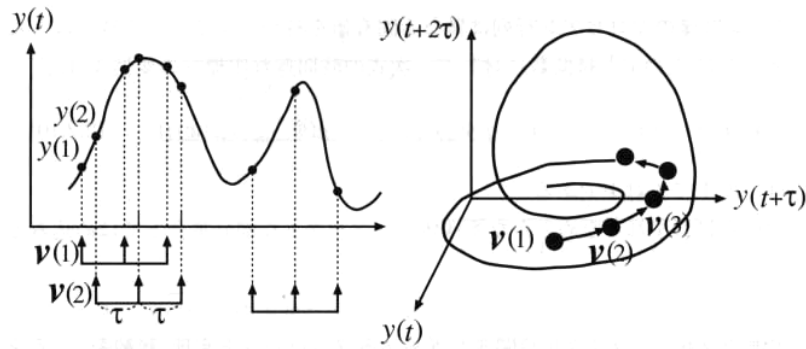


図 5-1 時間遅れ座標系による 1 変数時系列からのアトラクタ再構成例⁽¹²⁾

構成された軌道は、傾き 45 度の直線近傍に押しつぶされて分布する。逆に τ が大き過ぎると、カオス力学系の持つ軌道不安定性により各座標はほぼ無相関となり、力学系の座標軸としては不適当になる。 τ の最適な決定法については、いくつかの基準が提案されている。これらの手法は、観測時系列データの時間相関と、再構成アトラクタの空間分布を考慮する 2 手法に大別される。本研究では前者を取り上げ、対象時系列データの時間相関に関する情報に基づいて座標軸を構成する。時間相関に関する時間遅れ値の導出基準も種々あるが、その中でも基本的な基準である自己相関係数を計算し、その値が最初に 0 となる時点、最初に $1/e$ に達する時点などから求める。

次に、埋め込み次元の推定について述べる。既に述べたように、元の力学系の次元を d とすると、再構成された状態空間の次元 m を $2d+1$ 以上とすれば埋め込みが保証される。これは、再構成状態空間に対する十分条件であり、これを満たさずとも埋め込みとなっている可能性はある。図 5-2 のように、2 次元再構成状態空間から 3 次元再構成状態空間への変化を考えている。図 5-2(a) では、二つの軌道が点 $A \cdot B$ で交差して 1 対 1 とならず、埋め込みとなっていないが、図 5-2(b) では、状態空間の次元を一つ上げることで、(a) で生じていた交差が解消する。このように交差が解消することを、図 5-2 での点 $A \cdot B \cdot C$ の近傍関係の変化として抽出することができる。

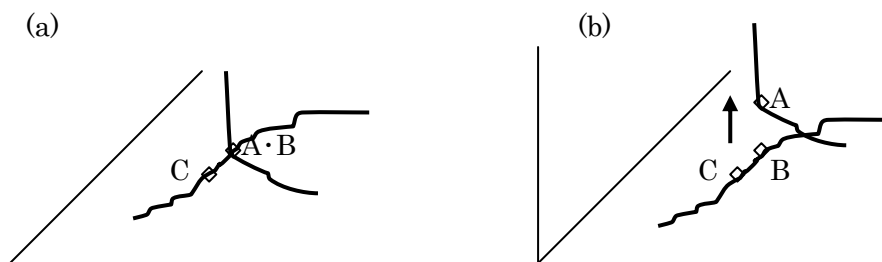


図 5-2 誤り近傍の例

例えば、(a)のように2次元空間では点A・B・Cは互いに近傍であるが、3次元空間では(b)のように、点B・Cは互いに近傍のままだが、点Aは点Bの近傍ではなくなる。このような点Aのことを点Bの誤り近傍点という。一般的には、m次元再構成状態空間からm+1へと次元を上げたときに、このような誤り近傍点が少なくなれば、埋め込みとなる可能性が大きくなる。この考えに基づく埋め込み次元推定法を誤り近傍法と呼ぶ。この手法により推定される最小の埋め込み次元には数学的な保証はない。しかし、通常の解析においては、より低い次元の再構成状態空間での処理が望ましいので、このための一つの指標を与える基準としては有効である。

このような指標を計算するための具体的手順を示す。まず、m次元状態空間での再構成ベクトル $v(t)$ と、その最近傍点 $v(n(t))$ を次のように表わす。

$$v(t) = (y(t), y(t + \tau), \dots, y(t + (m-1)\tau))$$

$$v(n(t)) = (y(n(t)), y(n(t + \tau)), \dots, y(n(t + (m-1)\tau)))$$

ここで、 $y(t)$ は観測時系列である。このとき、m次元再構成状態空間内での2点間距離を $R_m(t)$ 、m+1次元再構成状態空間内での2点間距離を $R_{m+1}(t)$ とすると、これらから導出される相対距離は式(5.2)となる。

$$R_L = \sqrt{\frac{R_{m+1}(t)^2 - R_m(t)^2}{R_{m+1}(t)^2}} \quad (5.2)$$

式(5.2)で定義された相対距離が、ある閾値以上のとき、点 $v(n(t))$ を点 $v(t)$ の誤り近傍点(false nearest neighbor)と呼ぶ。一般に、閾値としては15程度が用いられる。

実データ解析の際に、埋め込み次元導出のためにこの考えを用いるときは、m次元再構成状態空間からm+1へ次元を上げたときの誤り近傍点の全データ数に対する割合が十分小さいのなら、m次元で埋め込みの可能性があると判断する。

5. 1. 2 解析結果

5.1.2.1 データの前処理

本節では、日本卸電力取引所(JEPX)が公開⁽¹³⁾している、2006年の30分毎のシステムプライス(日本全国を1市場とし想定し、送電混雑がなく市場分断がおきていない状態での市場価格)データを対象に解析する。解析は、冬のピーク期として2006年1月~2月、オフピーク期として2006年4月~5月、夏のピーク期として2006年7月~8月の各2ヶ月間を対象に行う。システムプライスの時系列データには、一定期間、値が一定である場合などがあり、特にこの場合、埋め込み次元推定の際に、分母であるm+1次元再構成状態空間内でのアトラクタ間距離を導出した結果、0となることがある。そのため、埋め込み次元の推定に用いるデータに関してのみ、移動平均フィルタをかける。図5-3の左半分は、移動平均フィルタをかける前の原データ、右半分に移動平均フィルタをかけたデータを示す。

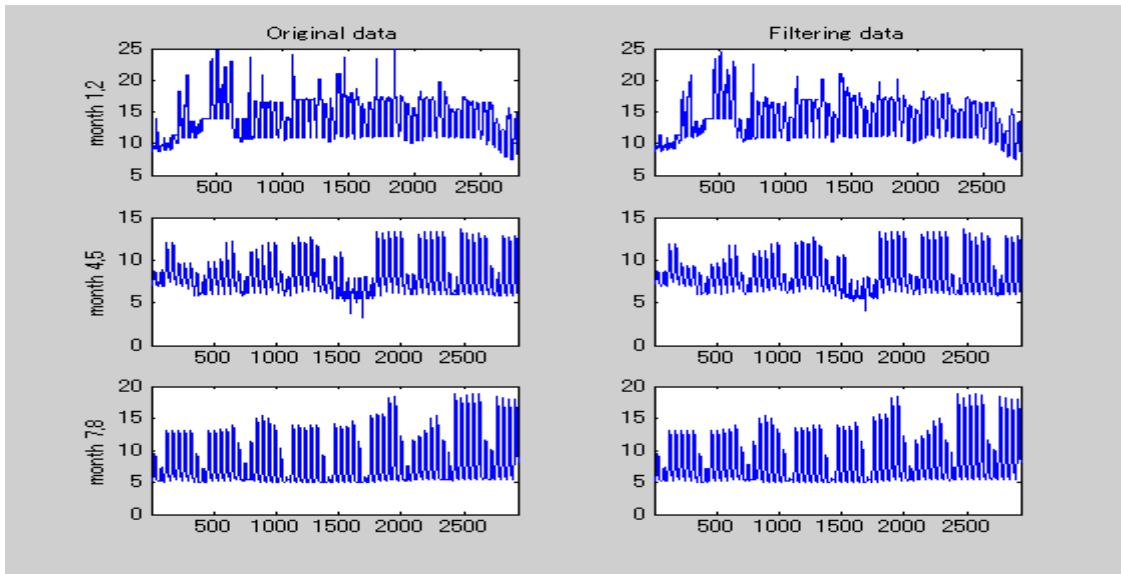


図 5-3 解析対象の原データ（左）と移動平均フィルタで処理後のデータ（右）

5.1.2.2 時間遅れ値の推定

時間遅れ値を推定するために、自己相関係数を求める。図 5-4 に、上から順番に、1～2 月期、4～5 月期、7～8 月期の自己相関係数を示す。

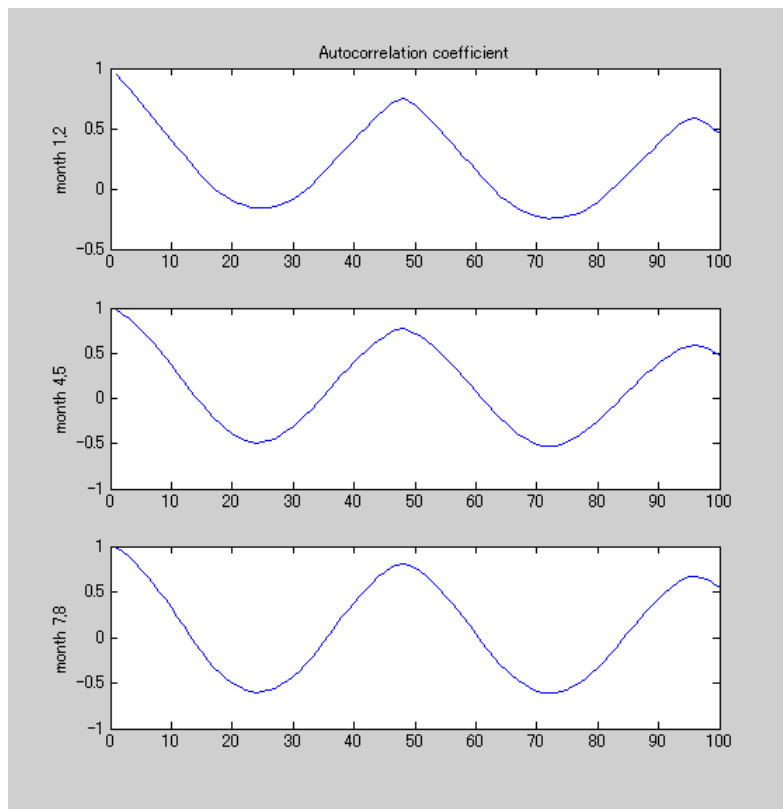


図 5-4 自己相関係数

図 5-4 より、各期間とも少々の違いはあるが、全体に同じ傾向が見られる。これは解析対象とする時系列データが 48 時点（1 日）の周期性を持つため、どの期間とも 48 時点毎に自己相関が高くなる。本研究ではこれらの自己相関係数が最初に 0 に達する時点を時間遅れ値に設定する。よって、1~2 月期、4~5 月期、7~8 月期それぞれの時間遅れ値 τ は、17、14、13 と設定する。

5.1.2.3 埋め込み次元の推定

次に、埋め込み次元の推定を行う。既に述べたように、埋め込み次元の推定に関しては解析対象データに移動平均フィルタを施したデータを用いる。埋め込み次元の推定法である誤り近傍法を各期間に適用した結果を図 5-5 に示す。図 5-5 で、破線が 1~2 月期、実線が 4~5 月期、点線が 7~8 月期の結果を示す（実線と点線はほとんど重なり合っている）。横軸は再構成次元数 m 、縦軸は次元数を m 次元から $m+1$ 次元へと上げたときに数えられる誤り近傍点の数を総データ数で割って百分率で表現したものを表す。ただし、 $m=1$ については 100% と表記している。

図 5-5 から分かるように、1~2 月期が価格データのばらつきが大きいいため、他の期間より $m=2$ でも若干大きい値を示しているが、それでも 1% 以下である。そのため、数学的な保証はないものの、埋め込み次元となる可能性がある。以上のことから、埋め込み次元 m は各期間とも 2 とする。

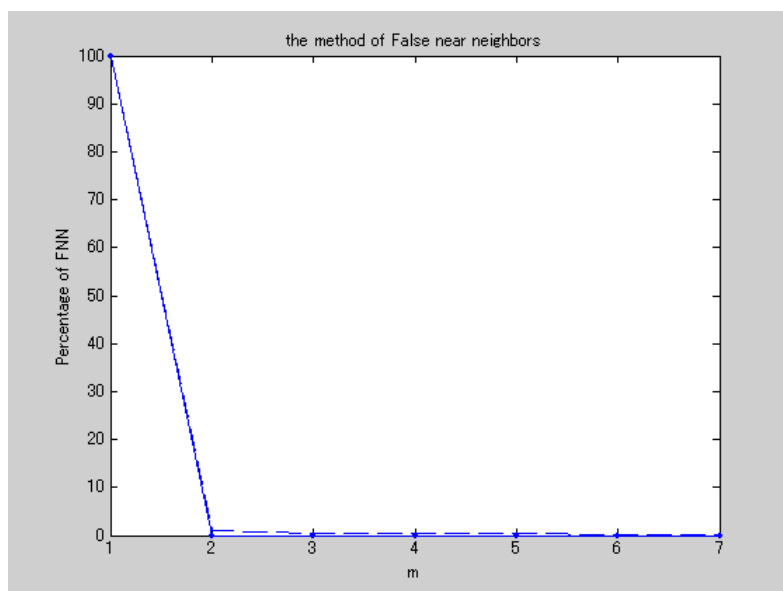


図 5-5 誤り近傍法による埋め込み次元推定結果

5.1.2.3 埋め込み結果

前節までに推定された時間遅れ値と埋め込み次元を使って、埋め込み結果を図 5-6 に示す。用いた時間遅れ値 τ は、1~2 月期が 17、4~5 月期が 14、7~8 月期が 13 であり、埋め込み次元 m は各期間とも 2 である。図 5-6 上から順番に、1~2 月期、4~5 月期、7~8 月期の埋め込み結果を示す。オフピーク期である 4~5 月期だけが他の期間と異なり、中心部にまとまった結果となっている。これは、冬期の 1~2 月や夏期の 7~8 月のピーク期と異なり、価格の変動が比較的安定しているため、再構成状態空間内においても比較的まとまって分布すると思われる。これらの結果から、平面上に一様に散布するなど全く無相関ではなく、何らかの構造があるようにも見えるが、一方で何らかの明確な構造を見出すことができず、視覚的にはこれ以上の判断は難しい。

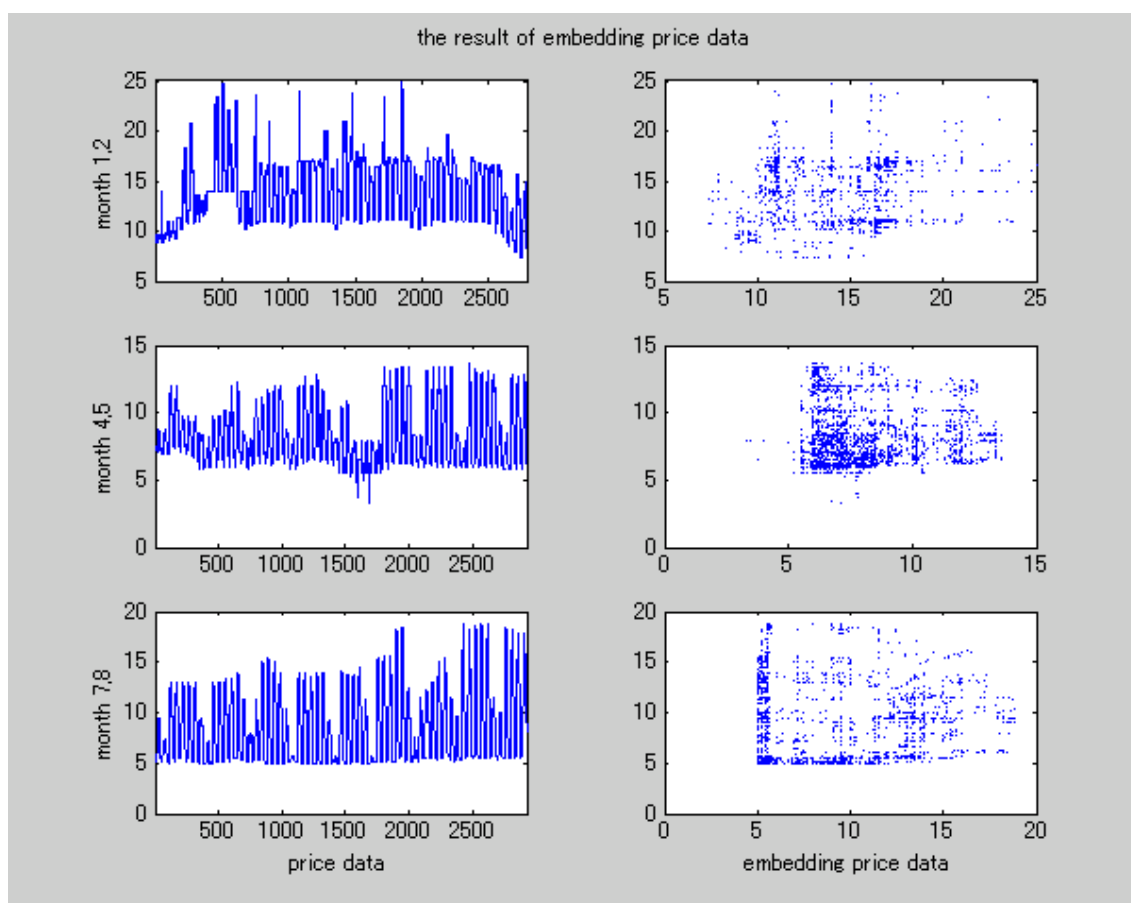


図 5-6 導出条件による埋め込み結果

5. 2 カオス特徴量の推定

決定論的非線形力学系が本来もつ特徴を定量化する非線形統計量を推定することが重要である。そこで、本節では、非線形統計量の一つとして、決定論的カオスの解析によく用いられるフラクタル次元とリャプノフ指数を取り上げ、その推定法と推定結果について述べる。

5. 2. 1 解析手法⁽¹¹⁾

5.2.1.1 フラクタル次元

カオス力学系の特徴の一つとして、アトラクタの幾何学的形状が自己相似構造 (self-similar structure) を持つことが挙げられる。この自己相似構造を定量化するものが、非整数値を取り得るフラクタル次元 (fractal dimension) である。フラクタル次元のより正確な推定は、解析対象システムが本来有する自由度の推定に対応する。アトラクタの次元値は、システム記述に必要な自由度の下限值を与えるからである。また、あるアトラクタに対して、フラクタル次元推定結果が非整数値となれば、解析対象時系列データがカオスダイナミクスを有している可能性が強いと考えてよい。

フラクタル次元推定の基本的な手法であるボックスカウンティング法は大量のデータ数を必要とし、実装方法にもよるが、状態空間次元に正比例して必要なメモリが急増する。このため、実際のデータへの適用はほぼ不可能とされており、一般にはこの欠点を解消した相関積分法 (GP 法) がフラクタル次元の推定に用いられる。

以下、相関積分法について説明する。再構成したアトラクタ上の点を $\mathbf{v}(i) \in R^m$ とすると、相関積分は以下のように定義される。

$$C^m(r) = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N^2} \sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N I(r - |\mathbf{v}(i) - \mathbf{v}(j)|) \quad (5.3)$$

ここで、 $I(t)$ はヘビサイド関数である。上式を定性的に考えると、まず m 次元空間内に存在するアトラクタ上の 1 点 $\mathbf{v}(i) (i=1,2,3,\dots)$ を中心とする半径 r の m 次元超球を考え、 $\mathbf{v}(i)$ を除いた残りの $N-1$ 点が球内に入るかをカウントする。これを全ての $\mathbf{v}(i)$ について繰り返すことで、式(5.3)の結果が得られる。なお式中の $|\mathbf{v}(i) - \mathbf{v}(j)|$ に関しては通常はユークリッド距離を用いるが、計算時間短縮のために絶対値距離や最大値距離を用いることもある。このようにして計算された相関積分を $r - C^m(r)$ の両対数プロットで観察し、適当な r の範囲で直線部の傾き $\nu(m)$ を求める。これが次元推定の結果となる。

5.2.1.2 リャプノフ指数

カオス力学系の特徴の一つに、初期値に対する鋭敏な依存性がある。これは、カオス力学系にある初期値を与えた場合と、その初期値からわずかに異なる第 2 の初期値を与えた場合とで、全く解の挙動が異なるというものである。図 5-7 にその例を示す。図 5-7 は、決定論カオスとして有名なロジスティック写像に、第 1 の初期値として $x_1(0)=0.1$ を、第 2 の初期値として $x_2(0)=0.1+10^{-8}$ を与えたときの時間変化の様子を示している。約 20 ステップ目あたりから、2つの初期値からの解軌道に差が現れ始め、以後、決定論的法則に従って解が得られているにも関わらず、全く異なる挙動を示す。このようなカオスの性質を軌道不安定性 (orbital instability) と呼ぶ。

一般的には、図 5-8 のように、軌道不安定性はリャプノフ指数(Lyapunov exponents) λ により定量化することができる。ある時刻 t において、その差が $d(t)$ であったとき、時間 T 経過後には、その差が $d(t)e^{\lambda T}$ に拡がるとする。この差の拡がりを指標 λ で測り、リャプノフ指数という。リャプノフ指数 λ の値により軌道不安定性の有無が決まり、カオス力学系では、 $\lambda < 0$ であれば縮む方向 (安定多様体)、 $\lambda > 0$ であれば伸びる方向 (不安定多様体) にそれぞれ対応する。

リャプノフ指数導出の具体的手法を以下に述べる。図 5-8 において、一定時間 T が経過した際に、初期変位は $d(t)e^{\lambda T}$ とする。時間経過後の変位を $d(t+T)$ とすると、以下の等式が成立する。

$$e^{\lambda T} = \frac{d(t+T)}{d(t)} \quad (5.4)$$

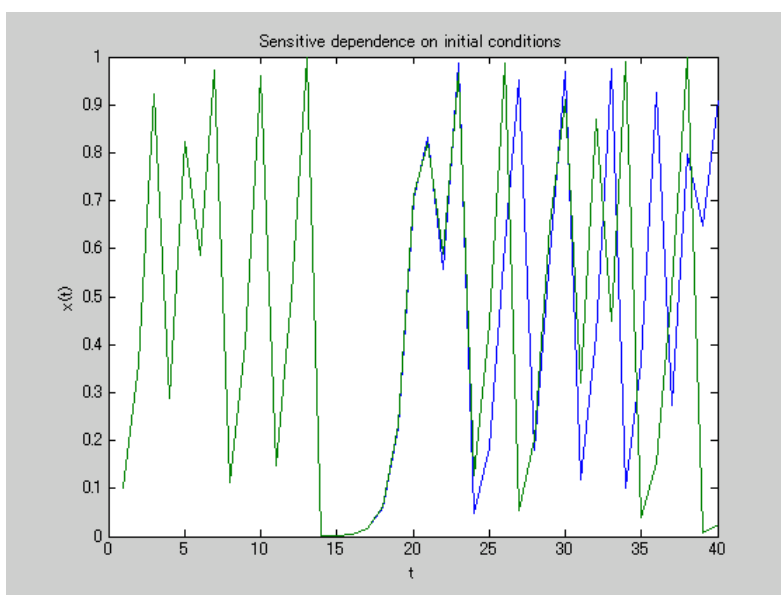


図 5-7 軌道不安定性の例 (ロジスティック写像)

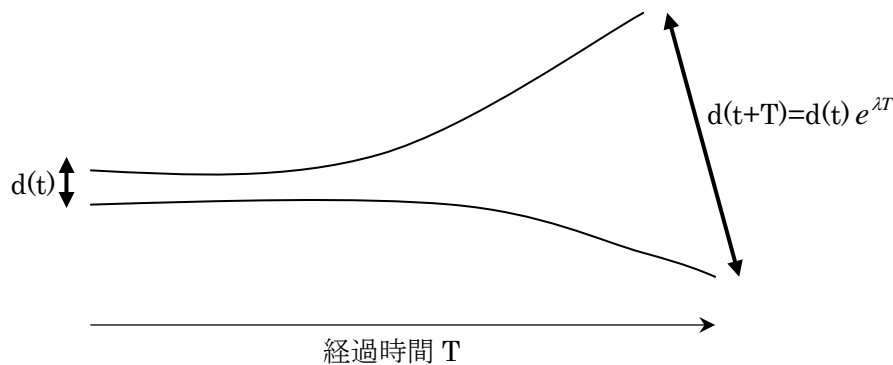


図 5-8 時間 T 経過後の軌道の拡がり

式(5.4)の両辺の対数をとって、 λ の式に書き換えると、式(5.5)が得られる。

$$\lambda = \frac{\log d(t+T) - \log d(t)}{T} \quad (5.5)$$

式(5.5)より、再構成アトラクタ上のある点とその近傍点の距離、経過時間 T、そして時間 T 後の 2 点間距離が分かれば、リャプノフ指数を導出することができる。また一般に、このような時間経過による伸縮の軌道変化は、再構成次元の次元数と同じ m 個の方向 (xy 平面なら x 方向と y 方向) に対しそれぞれ考えられるので、推定されるリャプノフ指数の数は再構成次元の数 m に等しい。

もし、解析対象データに決定論的カオスの存在可能性があるなら、カオスの軌道不安定性により、推定される m 個のリャプノフ指数のうち少なくとも一つは正の値と推定されることになる。

5. 2. 2 解析結果

5.2.2.1 フラクタル次元

本節でも前節同様、日本卸電力取引所 (JEPX) が公開⁽¹³⁾している、2006 年の 30 分毎のシステムプライスを対象に解析する。解析は、冬のピーク期として 2006 年 1 月～2 月、オフピーク期として 2006 年 4 月～5 月、夏のピーク期として 2006 年 7 月～8 月の各 2 ヶ月間を対象に行う。

相関積分法(GP 法)により、各期間のデータについて相関積分法を適用した結果を、図 5-9～図 5-11 に示す。なお、埋め込み次元 m は 2 から 6 まで変化させ、アトラクタ間の距離の導出にはユークリッド距離を用いた。

これらの図より、価格が安定している 4～5 月期が他の 2 つの期間に比べ、各埋め込み次元毎の近傍推定結果が比較的直線となっている。1～2 月期に関しては、凡そ直線ではあるが微かに変動していることが分かる。ここでは埋め込み次元 m を 2 から 6 まで変化させているが、 $v(i)$ を中心とする半径 r がおおよそ $\log(r)=-0.5$ を越えたあたりから、 $m=6$ の傾き

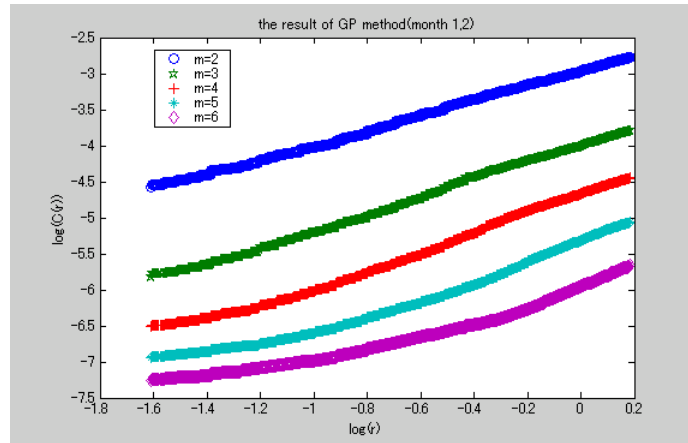


図 5-9 フラクタル次元推定結果 (2006 年 1~2 月期)

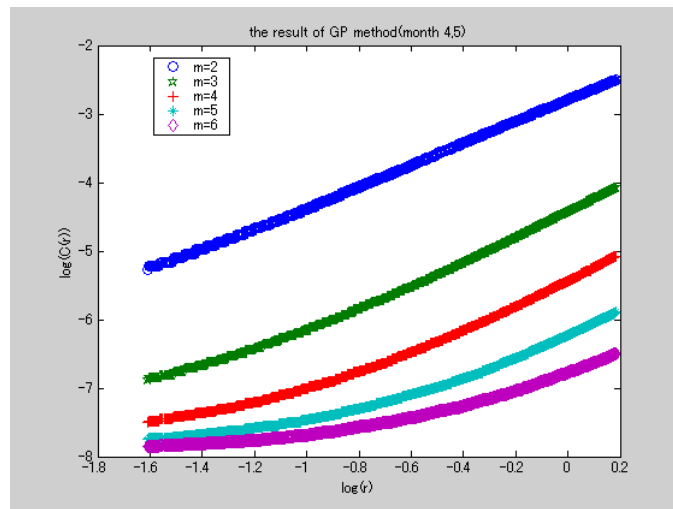


図 5-10 フラクタル次元推定結果 (2006 年 4~5 月期)

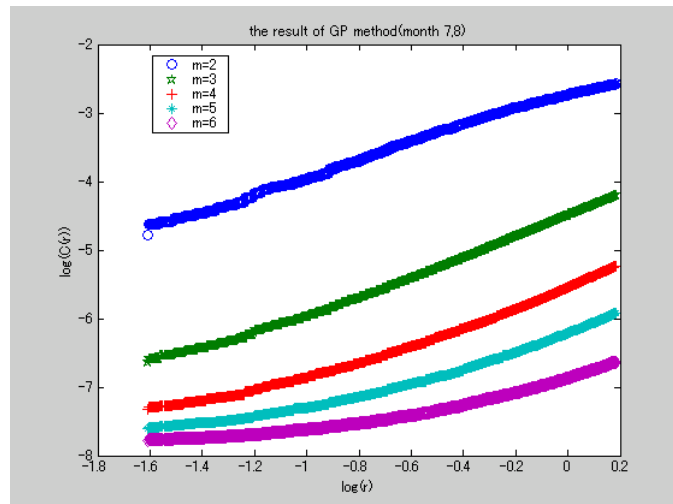


図 5-11 フラクタル次元推定結果 (2006 年 7~8 月期)

に収束していくのが分かる。この傾きからフラクタル次元を求めると、1～2月期、4～5月期、7～8月期のフラクタル次元は、それぞれ 1.134、1.628、1.307 となる。時期によって異なるフラクタル次元が推定された結果となったが、いずれの時期も非整数値のフラクタル次元であり、また埋め込み次元 $m=6$ の傾きに収束していく結果となった。この結果から、解析対象とした JEPX システムプライスデータにカオス性の存在が期待できるが、直線部分のどの位置に取るかなど相関積分法の大部分が個人的な主観に依存しているため、誤差などを十分に考慮する必要がある。

5.2.2.2 リャプノフ指数

次に、力学的特徴であるリャプノフ指数を式(5.5)に基づいて推定した結果を表 5-1 に示す。ただし、埋め込み次元 m は、5.1.2 節の結果に基づき、2 と推定している。そのため、計算により得られるリャプノフ指数は 2 つである。各期間とも値の大きさに違いはあるものの、リャプノフ指数は 2 つとも正の値であり、解析対象とした JEPX システムプライスデータに軌道不安定性があることが観測される。

表5-1 リャプノフ指数推定結果

| | 1～2月期 | 4～5月期 | 7～8月期 |
|-------------|--------|--------|--------|
| $\lambda 1$ | 0.0077 | 0.0267 | 0.0113 |
| $\lambda 2$ | 0.0073 | 0.0249 | 0.0117 |

5. 3 リカレンスプロット

本節では、アトラクタの構造を視覚化するリカレンスプロットについて考察する。この手法は、時系列データの周期性・非周期性や定常性・非定常性などの大局的情報構造を視覚的に表現する定性的解析手法である。

リカレンスプロット作成手順は以下の通りである。まず、再構成アトラクタ上における 2 点($v(i), v(j)$)の距離を求める。そして、求めた距離が閾値 θ を下回るとき、点(i, j)をプロットする。

図 5-12～図 5-14 に、JEPX のシステムプライスを対象にリカレンスプロットを作成した結果を示す。図 5-12～図 5-14 はそれぞれ、冬ピーク期の 2006 年 1 月～2 月、オフピーク期の 2006 年 4 月～5 月、夏ピーク期の 2006 年 7 月～8 月を対象に、リカレンスプロットを作成したものである。なお、閾値 θ は 0.1 とする。1～2 月期は、4～5 月期や 7～8 月期に比べ、プロット数が局所的であることが分かる。

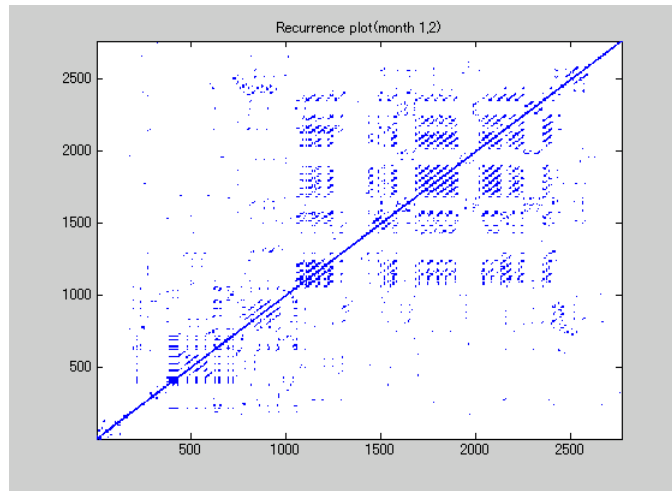


図 5-12 リカレンスプロット (2006年1~2月期)

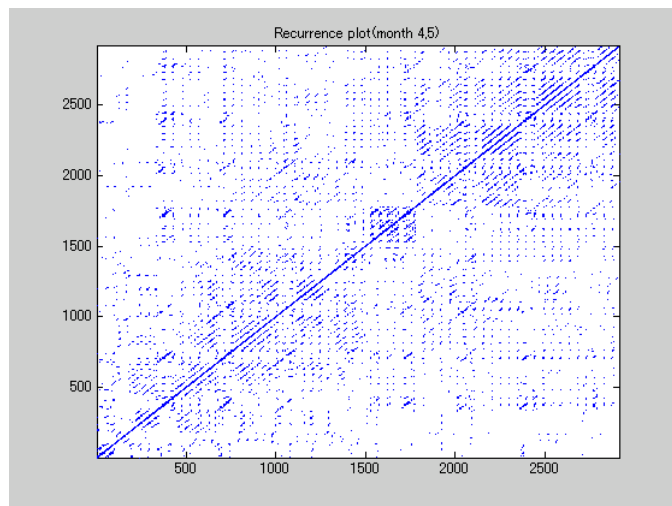


図 5-13 リカレンスプロット (2006年4~5月期)

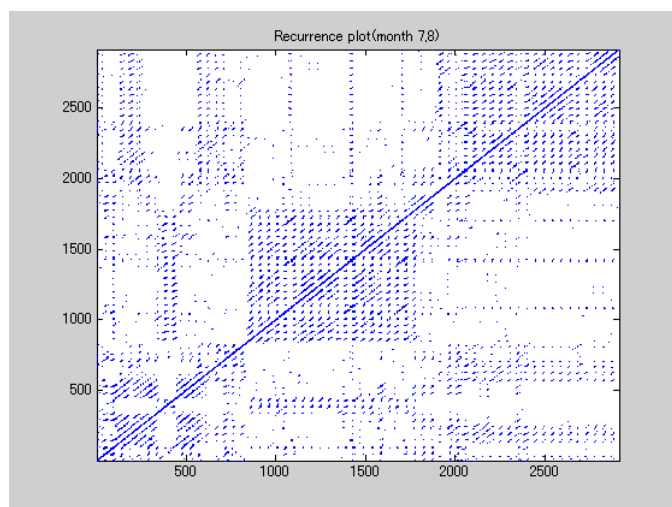


図 5-14 リカレンスプロット (2006年7~8月期)

表 5-2 に、各期間のデータの基礎的な統計量を示す。標準偏差などを見ると、1～2 月期と 7～8 月期が同程度で、4～5 月期はデータのばらつきが少なく、明らかに他の 2 つとは異なる結果となっている。この基礎的な統計量の性質と、リカレンスプロットとは異なる結果となっている。

表5-2 各期間の基礎的統計量

| | 1～2月期 | 4～5月期 | 7～8月期 |
|------|-------|-------|-------|
| 平均 | 13.99 | 8.233 | 8.516 |
| 標準偏差 | 3.209 | 2.121 | 3.657 |
| 分散 | 10.29 | 4.498 | 13.37 |

5. 4 非線形予測

本節では、時系列データをモデリング・予測することで、決定論的カオスの特徴である軌道不安定性に起因した長期予測不能性 (long-term unpredictability) と決定性による短期予測可能性 (short-term predictability) を定量化することでカオスの同定法とする手法を述べる。この手法では、フラクタル次元解析などに比べ少ないデータ数でも信頼度の高い結果を得ることができる特徴をもつ。そのため、近年ではこの非線形予測を用いた解析により、決定論的カオスの存在同定を含めた有効な解析手法として注目を集めている。

5. 4. 1 解析手法⁽¹¹⁾

5.4.1.1 非線形予測とは

既に述べたように、カオスの特徴の一つに軌道不安定性があり、それに起因する長期予測不能性がある。初期値のわずかな違いが指数関数的に拡大し、この意味において長期予測は本質的に不可能となり、アトラクタ上の不変密度に基づく統計的予測のみが可能となる。しかし、決定論的ダイナミクスを有することには変わりなく、仮に対象とする系がカオスであっても、非線形性を考慮に入れた良いモデルを作ることができれば、短期的には予測可能となる。

不規則信号の本質を、決定論的非線形ダイナミクスの存在に求めることでモデリングを行い、短期的には高精度な予測を可能とすることは重要である。また、このような予測手法を用いた結果、「短期的には予測可能だが、長期的には予測不可能である」ということが見出されれば、決定論的カオスの一つの同定法となりうる。このような予測手法は、決定論的力学系の存在を仮定しており、この意味において、決定論的非線形予測 (deterministic

nonlinear prediction) と呼ぶことがある。

現在のカオス力学系の研究の流れの中で、カオス時系列の将来予測を最初に適用したのは E. N. Lorenz であり、彼は気象データの予測に類推法 (the method of analogues) と呼ばれる手法を適用した。残念ながらこの試みは、気象データの高次元性に阻まれてよい結果は得られなかったが、カオスダイナミクスを有するデータに対し局所線形モデルを当てはめ非線形予測を行った最初の例と言える。

5.4.1.2 Lorenzの類推法とその改良

次に、本研究で用いた非線形予測手法である Lorenz の類推法について述べる。類推法は局所線形近似手法に属するものである。局所的近似手法の基本的な考えは、「予測対象とその状態空間内での近傍は、十分短い時間幅であれば、まだ近傍である」というものである。すなわち、ある時刻における予測対象とその近傍は、時間ステップ p が十分に短ければ、 p ステップ後もまだ近傍にある。

1969 年、Lorenz は類推法と呼ばれる手法を提案した。まず (再構成された) 状態空間内におけるアトラクタの軌道を考え、この軌道上の一点を $v(t)$ とする。この $v(t)$ が予測される点である。次に、この $v(t)$ の近傍をデータベース中より検索する。これらの各点の p ステップ後を考える。データベース中の最近傍点を $v(n(t))$ とすれば、この点の p ステップ後は $v(n(t+p))$ となる。Lorenz は予測点 $v(t)$ の p ステップ後の予測値を、 $v(t)$ の最近傍点 $v(n(t))$ に求めた。すなわち、以下の式が成り立つ。

$$v(t+p) = v(n(t)+p) \tag{5.6}$$

このように類推法では近傍点を 1 点だけ抽出するが、状態空間を構成していることを考えると、時系列上では図 5-15 のように説明できる。つまり、ある時刻におけるパターンが過去のどのパターンにもっとも似ていたかを求め、それを予測するのが Lorenz の類推法のポイントである。再帰的に予測する際には、 $p=1$ として、これを p 回繰り返して用いる。

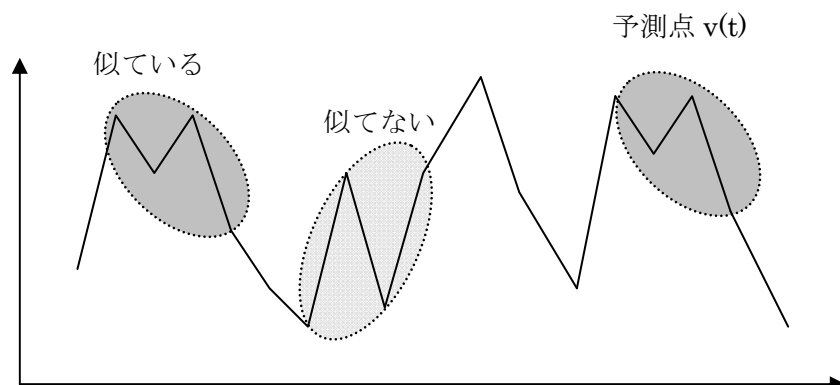


図 5-15 Lorenz の類推法の時系列的な考え方

この手法はデータにノイズがない時などは有効であるが、観測ノイズの量が多くなった時などは、最近傍点が必ずしも良い予測のための適切な情報とはならない。その場合、最近傍点の数を増やすことでノイズを低減させ、予測精度の向上を図る。そこで、類推法の特徴を活かした局所線形予測手法として、以下の改良アルゴリズムを考えることができる。

まず、予測対象 $v(t)$ の M 個の近傍点を $v(k_i) (i=1,2,\dots,M)$ とする。予測対象 $v(t)$ の p ステップ後の値 $v(t+p)$ を予測する際に、この M 個の近傍点の p ステップ後の値を利用するのが Lorenz の類推法の改良アルゴリズムである。予測式の組み立てには、いくつかの方法が提案されている。例えば、各近傍点を一様に見る、すなわち、 p ステップ後の予測点を $\hat{v}(t+p)$ とすれば、

$$\hat{v}(t+p) = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M v(k_i + p) \quad (5.7)$$

とすることも考えられる。他にも、より近い近傍点の情報を重視するという方法も考えられるが、本研究では式(5.7)の方法を用いる。

5. 4. 2 解析結果

Lorenz の類推法の改良法により、解析対象時系列データの非線形予測を試みる。正確に言えば、予測の内容は、ある期間のデータを予測することではなく、カオスダイナミクスが有する軌道不安定性に起因した長期予測不能性と短期予測可能性を定量化することである。すなわち、短期的には高精度で予測することができる一方で、長期的には誤差が拡大していく様子を確認する。

本節でも前節同様、JEPX のシステムプライスを対象に解析する。解析対象は、冬のピーク期として 2006 年 1 月～2 月、オフピーク期として 2006 年 4 月～5 月、夏のピーク期として 2006 年 7 月～8 月の各 2 ヶ月間とする。

予測の手順は、まず解析対象時系列データを二分し、前半のデータ群を用いて 2 次元空間内にそれぞれの時間遅れ値を用いて再構成状態空間内でアトラクタを構成する。これらの前半データは予測値を求めるためのモデル作成のデータベースとする。つまり、時系列的に考えれば、この中から予測対象の時系列変化に近いものを近傍点として何点か用いる。その予測として、後半時系列の 1 点目からを予測する。

図 5-16～図 5-18 に Lorenz の類推法の改良法を適用した結果を示す。図 5-16～図 5-18 はそれぞれ、冬ピーク期の 2006 年 1 月～2 月、オフピーク期の 2006 年 4 月～5 月、夏ピーク期の 2006 年 7 月～8 月を対象に、Lorenz の類推法改良法を適用した結果である。各図とも、横軸は後半 1 ステップ目からのステップ数 p で 10 ステップまでで、縦軸は各ステップでの予測誤差を示す。また、再構成状態空間内での予測点の近傍点を求める際に、近傍と見なす r をパラメータとして 0.6 から 1.0 まで 0.1 ずつ変化させ、その結果を図示している。

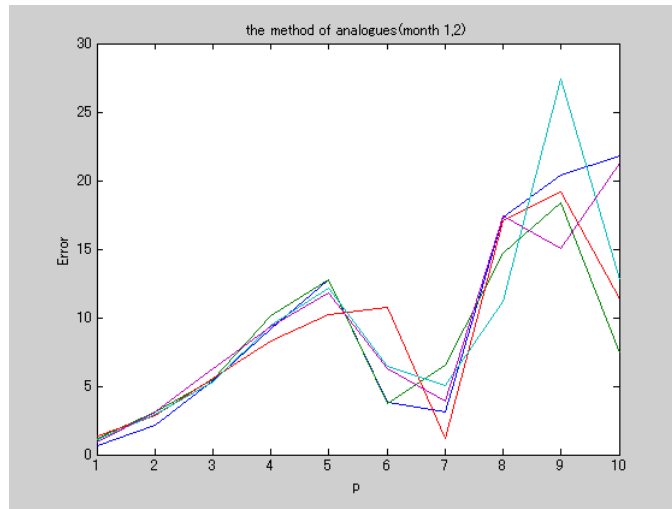


図 5-16 Lorenz の類推法の改良法による結果 (2006 年 1~2 月期)

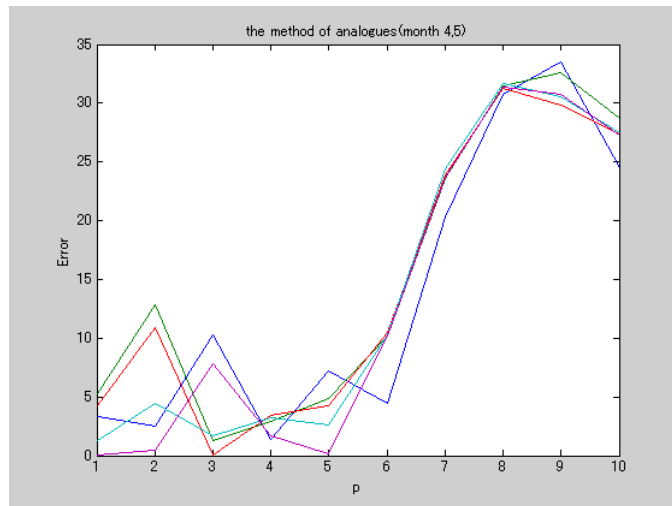


図 5-17 Lorenz の類推法の改良法による結果 (2006 年 3~4 月期)

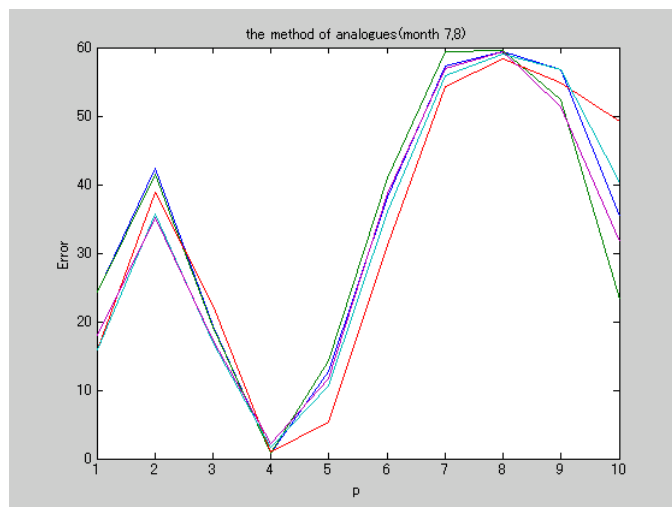


図 5-18 Lorenz の類推法の改良法による結果 (2006 年 7~8 月期)

図 5-16 に示す 1~2 月期については、最初から 3 ステップ目までは誤差も 5%以内である程度予測できているが、ステップ数 $p=8$ あたりから予測誤差が 20%近くにまで拡大している。次に、図 5-17 の 4~5 月期に関しては、近傍点の扱いによって初めのステップの方に誤差変化の違いは見られるものの、ステップ数 $p=5$ まで 5%以内の誤差を保つ結果となっている。ステップ数 $p=7$ から予測誤差が増え始め、その後は 35%近い予測誤差が発生している。最後に、図 5-18 に示す 7~8 月期に関しては、初めのステップ $p=1$ から誤差が大きく、ステップ数 $p=4$ で予測誤差が急減し、明らかに他の 2 つの期間と異なる結果が得られているが、その原因については不明である。

本章では、JEPX のシステムプライスを対象に、電力市場価格にカオス性がないか、まず埋め込み次元を推定し、次いで、リャプノフ指数やフラクタル次元のカオス特徴量、視覚的なリカレンスプロット、Lorenz の類推法の改良による長期的な予測不可能性の検証を行った。フラクタル次元は非整数値、リャプノフ指数は正の値、長期的な予測不可能性など、カオスの存在可能性を示す結果は得られたが、現段階ではそのバックグラウンドとなる規則性を見出すまでには至っていない。そのため、電力市場価格のカオス性については今後さらに検証を進めていく必要がある。

第6章 結論

近年の電力自由化の進展に伴い、電力も市場で取引される時代となった。しかし、電力は社会必須の基盤であり、その価格が不安定となることは社会的にも望ましいことではなく、これから電力自由化のいっそうの拡大が図られる我が国のためにも、電力市場価格の決定要因を探求することは重要な課題である。

そのため、本研究では、電力自由化が先行する米国の **New England** 電力市場やオーストラリアの **NEMMCO** の前日市場価格の時系列データを対象に、現時点から 24 時間前の電力市場価格や電力需要などを説明変数とする回帰分析による検討を行った。

回帰分析により得られた結果を以下にまとめる。

1. 2004 年以降の世界的な原油価格の高騰に対する電力市場価格の影響を見るために、2004 年～2006 年 3 年間の時系列データに対し、現時点から 24 時間前の電力市場価格や電力需要に、原油先物価格を説明変数に加えた回帰式を構成し検討した。その結果、**New England** 電力市場、**NEMMCO** とも、影響の度合いは異なるものの、2004 年 11 月頃から 2005 年後半にかけて原油先物価格が電力市場価格に影響を与えたことを明らかにした。
2. 電力需要は季節に応じ変動し、電力価格は需要に応じて変化するものと考えられる。そこで、**New England** 電力市場、**NEMMCO** ともに温帯気候に属することから、現時点から 24 時間前の電力市場価格や電力需要を説明変数とする回帰式で、四季に区分できることを明らかにした。2004 年～2006 年 3 年間の時系列データを解析することにより、**New England** 電力市場は冬季を除いて毎年ほぼ同じ時点、6 月頃、9～10 月頃に期間を区切れ、**NEMMCO** は、ほぼ毎年、2～3 月頃、5～6 月頃、9 月頃、11～12 月頃の 4 時点で区切ることができることを示した。
3. 冬ピーク期に厳しい冷え込みに襲われる **New England** 電力市場の場合、説明変数として現時点から 24 時間前の電力市場価格や電力需要の他に、気温や気温関数を導入することで回帰式の当てはまりを改善できることを示した。特に、電力市場価格や電力需要のみを説明変数とする回帰式の補正された決定係数が 0.3 以下であった 2004 年 1 月期の場合、平均気温が基準温度以下になったときに気温の影響を考慮する **Temperature Sensitivity** 関数を説明変数として用いることで、決定係数を 0.47 まで改善することができた。
4. しかし、自己回帰式の場合、誤差項の不均一分散や誤差項間の系列相関について検証しておく必要がある。そこで、**Cochrane - Orcutt** 流の方法と **Newey-West** の修正を用いて、誤差項に関する問題に対処し、この問題に頑強な t 値を算定し直した。その結果、問題に対処していなかった際には、説明変数の有意性を若干過大評価していたが、算

定し直した t 値でも十分説明変数の有意性を保証する値が得られた。ただし、前項の **Temperature Sensitivity** 関数に対する t 値は小さく、有意性に対しさらに検証を加える必要があることが明らかになった。

最後に、線形的な回帰分析に代えて、非線形解析であるカオス性解析を試みた。カオス現象を前提とした解析は複雑な応答を示すシステムに対し新たな見方を与える可能性があり、時系列信号の不規則さを生み出している要因が探求できる可能性があるためである。

本研究では、2006 年の日本卸電力取引所 (JEPX) のシステムプライスデータを冬ピーク期 (1~2 月期)、オフピーク期 (4~5 月期)、夏ピーク期 (7~8 月期) の各 2 ヶ月間を対象に、電力市場価格にカオス性がないか、種々の角度から検証した。得られた結果を以下にまとめる。

5. まず、各期間に対し埋め込み次元 m を推定した結果、 $m=2$ となった。次いで、リャプノフ指数やフラクタル次元のカオス特徴量について検討した結果、フラクタル次元は非整数値、リャプノフ指数は正の値が得られ、カオス性の存在可能性が示された。次いで、リカレンスプロットを作成し、視覚的にもカオス性の存在を検証しようとしたが、明確なカオス性は見出すことはできなかった。最後に、Lorenz の類推法の改良によって、長期的には予測不可能であることを示した。このようにカオスの存在可能性を示す結果は得られたが、現段階ではそのバックグラウンドとなる規則性を見出すまでには至っていない。

本研究では、線形解析である回帰分析と非線形解析であるカオス性解析の両面から、電力市場の価格決定要因を探求した。その結果、電力需要と現時点から 24 時間前の電力市場価格で相当の部分まで価格の決定要因を説明できることを明らかにした。しかし、冬ピーク時の価格高騰や価格スパイクなどの発生要因などについては、さらに検討し、これらの要因を明らかにしていく必要がある。

本研究で得られた成果が、電力市場価格の安定、さらには、電力の安定供給につながることを切に願うものである。

謝辞

本研究を進める上で、常に適切な助言を頂いた本学大学院自然科学研究科 檜山 隆 教授に深く感謝申し上げます。

また、本研究には、本学大学院自然科学研究科博士前期課程学生 宇野智也氏（平成 17 年度修了）、森川智博氏（平成 18 年度修了）、伊東利紘氏（平成 19 年度修了）、竹内裕也氏（現在博士前期 2 年次）の各氏の多大な協力があって成し遂げることができ、記して感謝します。

参考文献

1. 小山 堅：「高騰する原油価格の背景と今後の展望」、日本エネルギー経済研究所
<http://eneken.ieej.or.jp/data/pdf/921.pdf>、2004年9月
2. 宮内 肇、竜口玄太、三澤哲也：「カリフォルニア電力市場価格の回帰分析」、電気学会論文誌 124 巻 B 分冊、2 号、pp.199-206、2004 年
3. Energy Information Administration : <http://tonto.eia.doe.gov/>、Online available.
4. New England ISO : <http://www.iso-ne.com/>、Online available.
5. National Electricity Market Management Co. Ltd. : <http://www.nemmco.com.au/>、Online available.
6. 縄田和満：「Excel による回帰分析入門」、朝倉書店、1998 年
7. G. S. Maddala 著和合 肇訳：「計量経済分析の方法 [第 2 版]」、第 3 章、シーエーピー出版、1996 年
8. Quantitative Micro Software : <http://www.eviews.com/>、Online available.
9. 松浦克己、C. McKenzie : 「EViews による計量経済学入門」、東洋経済新報社、2005 年
10. 山本 拓：「計量経済学」、新世社、1995 年
11. 合原一幸編：「カオス時系列解析の基礎と応用」、産業図書、2000 年
12. 矢野 操：「脳における非線形ダイナミクスの言語処理に関する研究」、東北大学工学部電気工学科卒業論文、2001 年
13. 日本卸電力取引所 : <http://www.jepx.org/>、Online available (ただし、システムブライスは前々月分のデータしか公開されず、毎月初めに更新される)