

Title	価格ボラティリティと原油備蓄 : SWARCH, KERNELモデルによる実証分析 (岩田暁一教授退任記念号)
Sub Title	Volatility and Petroleum Stockpiling : Evidence by SWARCH and Kernel Model (In Honour of Professor Gyoichi Iwata)
Author	藤原, 浩一(Fujiwara, Koichi) 新関, 三希代(Niizeki, Mikiyo) 熊谷, 善彰(Kumagai, Yoshiaki)
Publisher	
Publication year	1999
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.42, No.5 (1999. 12) ,p.193-
JaLC DOI	
Abstract	1973年10月の第1次石油ショックは原油価格に大きな影響を与えた。日本政府は原油供給市場のリスクを認識し,原油備蓄政策を推進してきた。N.Kaldor, H.Working, M.J.Brennanらは「便利収益」の概念により備蓄ないし貯蔵に関する理論構築を行った。便利収益とは備蓄を行うことから得られるメリットを意味する。備蓄理論は価格のボラティリティと備蓄水準の関係を便利収益を用いて説明する。備蓄水準が低い状態にあれば備蓄の限界便益は大きくなる。本稿の目的は,限界便益を基礎に,原油価格のボラティリティ
Notes	
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-19991200-00686050

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

価格ボラティリティと原油備蓄

— SWARCH, KERNEL モデルによる実証分析 —

藤原 浩一
新関 三希代
熊谷 善彰

<要約>

1973年10月の第1次石油ショックは原油価格に大きな影響を与えた。日本政府は原油供給市場のリスクを認識し、原油備蓄政策を推進してきた。N.Kaldor, H.Working, M.J.Brennanらは「便利収益」の概念により備蓄ないし貯蔵に関する理論構築を行った。便利収益とは備蓄を行うことから得られるメリットを意味する。備蓄理論は価格のボラティリティと備蓄水準の関係を便利収益を用いて説明する。備蓄水準が低い状態にあれば備蓄の限界便益は大きくなる。本稿の目的は、限界便益を基礎に、原油価格のボラティリティと日本の原油備蓄水準の関係について考察することにある。ボラティリティの推計モデルとしてSWARCHおよびKERNELモデルを用い、実証分析を行った。

<キーワード>

原油備蓄, ボラティリティ, 便利収益, Markov Switching, SWARCH, KERNEL

1 イントロダクション

石油は20世紀のエネルギーである。1997年度現在、日本は1次エネルギーの53.6%を石油に依存し、残り41.4%を天然ガス、原子力、石炭がまかなうエネルギー構造となっている。原油の99.7%を輸入に頼り、さらにその82.7%は中東諸国から持ち込まれる。輸入された原油の約45%は重油、灯油等の燃焼用エネルギーとして用いられ、37%がガソリン、軽油等、自動車、船舶、航空機の動力用燃料として、17.4%がナフサ等、石油製品原料として用いられる。日本の年間石油消費量は2億9700万kl、輸入金額315.9億ドル、40万トン級タンカー2隻分に相当する量を1日で使い、国民1人¹⁾あたりでは1日約5リットルの石油を消費する。

しかし、原油供給を輸入に頼ることは日本経済が次の3つのリスクに直面することを意味する。原油輸入が停止した場合の「供給停止リスク」、原油価格の変動に伴う「価格変動リスク」、変動相場制下の「為替変動リスク」である。原油は戦略物資として位置づけられ中東に於ける戦争等、供給停

1) 数値は石油連盟[27]より引用。

止の要因となるリスクが発生した時点で、原油のスポット価格の大幅な変動をもたらす。その価格変動はエネルギー価格および石油製品価格の変動を通じて生産活動全体のコスト構造を大きく変化させ、経済活動に甚大な影響を与える。昭和48(1973)年、昭和53(1978)年の2度の石油ショックは、このリスクの意味を日本政府と日本国民に明確に悟らせた。原油は供給サイドに大きなリスク要因を抱え、その供給ショックは原油価格を起点とした価格変動による経済的混乱を日本経済にもたらす。

このような原油輸入に伴うリスクを回避する最も基本的な手段は「備蓄」である。原油価格変動リスクは先物・オプション取引などデリバティブ取引を用いたヘッジにより回避することが考えられる。しかし、政治的要因による産油国の原油供給停止リスクはデリバティブで回避できるリスクではない。中東における突発的な戦争は供給停止リスクを増大させる。量的確保が絶対必要である石油元売り会社および短期的暴騰を期待する投機家が目先買い付け行動に走り、その結果原油のスポット価格が高騰する。このようなりスクに対処するためには、緊急時の安定供給を可能とする原油備蓄に頼るほかはない。2度の石油ショックは、原油の量的安定確保が戦後政策の中で最も重要な課題の1つであるとの認識を日本政府に与え、原油備蓄が国家戦略のひとつとして位置づけられた。

原油備蓄が生産活動の安定化に寄与してきたことは疑いのないところであろう。備蓄は供給停止リスクを短期的に回避する役割を果たすと同時に、備蓄をまったく持たない場合に比較して原油価格の安定効果をもたらすことが期待される。逆に、備蓄が存在しないことで価格変動が大きくなり、備蓄がなされるインセンティブとなりうる。つまり、備蓄水準と価格変動には一定の関係があるはずである。備蓄ないし貯蔵について Kaldor [11], Working [19], Brennan [2] らが「便利収益」の概念を用いた議論をしている。原油備蓄が国家プロジェクトとしてなされ日本経済安定化の役割を果たしてきたにも拘わらず、日本の原油備蓄について原油価格との関係において十分な分析がなされてきたとはいえない。本稿の目的は、便利収益の概念を基礎に原油価格のボラティリティと備蓄水準の関係を明らかにすることにある。

本稿の構成は以下の通りである。続く第2節では、原油市場の需要・供給曲線分析を通じて備蓄の役割を明らかにする。第3節では、日本の原油備蓄能力についてまとめる。第4節では、Kaldor [11] の提示した貯蔵理論の観点から備蓄の経済効果を分析する。第5節では Hamilton [8] による Markov Switching model と ARCH を組み合わせた SWARCH モデル及び、ノンパラメトリック推計手法について説明する。第6節において実証分析結果を示す。

2 原油備蓄が需要・供給面に与える効果

戦後日本が直面してきた原油市場は、国際石油資本による供給独占体制であった。原油に限らず需要圧力が強く供給独占が出来れば、供給サイドが価格決定権を握ることができる。アメリカ、ペンシルバニア州で掘削技師ドレークが油田掘削に成功した1859年から1973年第1次石油ショックにおけるOPEC台頭に到る原油市場の歴史は、供給独占を実現し価格支配権を握る競争の歴史であった。20世紀初頭の最初の覇者がジョン・ロックフェラーである。1863年、オハイオ州クリーブランドで石油仲買商として出発したロックフェラーは、競争状態のもとで需給バランスが崩れ易く、価格変動が激しい原油市場から安定した利益をうるためには「市場独占こそ安定のもとであると確信」し、供給独占のための経営戦略を取った。彼は、原油生産には直接乗り出さず、まず鉄道およびパイプラインの輸送部門の独占を成功させることで安定した利益確保をまず実現する。次に、「原油の配分を値崩れしないように生産、配給」するために製油所の買収を進め、1879年までに全米の原油精製能力の90%を押さえ、1882年にスタンダードオйлトラストを設立した²⁾。1890年スタンダードオイルは、独占禁止法によりエクソン、モービルなど33の会社に分割されたが、これらの会社から後の国際石油資本、いわゆるメジャーが出現する³⁾。

メジャーもロックフェラーの方針を堅持した。1928年、まず市場占有率の現状維持を約束する「アクナキャリー協定」を結び、シェア確保のためのむやみな価格競争を避けた。さらに「赤線協定」により中東における単独の石油事業を禁止、油田の開発を単独で行わず、発見された中東の油田は共同所有することを原則とした。メジャーはカルテルを前提に、「石油利権を2社以上で共同所有し、パートナー間の過不足をバランスさせるために長期契約」を結び、「需要に見合う原油生産を計画」、「消費国に必要な数量と種類の原油を配分する機能」を果たした⁴⁾。国際石油資本は、カルテルを結ぶと同時に生産面においてアップストリーム（生産、精製）からダウンストリーム（販売）までの一貫操業を実現し、原油生産、灯油・重油等の石油製品、石油製品の販売に到るまでの供給量調整力を握った。

国際石油資本のように供給側が数量調整を行える独占状態とは、垂直な供給曲線を有する供給者がその位置を任意に決定できることを意味する。需要が減退し需要曲線が左にシフトした場合、供給者が協調して供給量を削減し一定の価格を維持することで利益を確保できる。この場合、需要減

2) 括弧内は、日刊油業報知新聞編集部編 [29] による。

3) メジャーとは、アメリカ系のエクソン、モービル、テキサコ、ガルフ、シェブロン（前ソーカル）、英・オランダ系のロイヤル/ダッチ・シェル、BP（ブリティッシュ・ペトロリアム）、CFP（フランス石油）の8社を指す。BPは石油の戦略的重要性を認識していたイギリスが援助したアングロ・ペルシアン石油会社を前身とする。同社は1908年イランにおいてダーシーが中東最初の油田を掘り当て設立された。メジャーに対して独立系石油会社をインデペンデントと呼ぶ。

4) 括弧内は日刊油業報知新聞編集部 [29] より引用。

退により各社の利益は減少するが、減退する需要をめぐって価格競争を行い、共倒れする状態を避けることができる。逆に、需要が増大した場合、価格上昇による利益確保も可能であるが、長期的観点から高価格が望ましいものではないと判断する場合、価格一定に維持しつつも供給量を増大させることで利益を確保できる。価格競争に巻き込まれず価格を維持できるような供給調節能力こそ、ロックフェラーおよび国際石油資本が目指したものであった。⁵⁾⁶⁾

しかし、昭和46年、ニクソン・ショックによる変動相場制への移行はドル価値の下落をもたらし、結果的にサウジアラビアを始めとする産油国のドル収入を大幅に減少させた。1970年、リビア政府が原油価格値上げに成功し、1972年にはリヤド協定により産油国の事業参加を実現、1973年、第4次中東戦争をきっかけに同年10月、原油価格を2ドルから10ドルへ4倍に引き上げた。⁷⁾ OPECの価格決定の方法は、自国の外貨収入を補うに足る原油価格の設定を行うという考え方に基づく。OPECは国際石油資本と異なり、消費国の需要量に合わせた供給量の調整よりも、原油を高価格に設定することで収益を確保する方法を選択した。1973年、10月6日勃発した第4次中東戦争と同時に、OPECは原油価格70%の一方的引上げを決定した。外交政治の戦略手段としての原油の支配権を手に入れたOPECは、原油の堅調な需要をバックに供給停止を匂わせながら一方的な価格決定を行いうる立場になった。10月24日、サウジアラビア政府がアラビア石油に対し、「10月18日から11月末まで9月の生産高に比べて10%生産を減らす。」と通告、翌25日にはメジャーから原油の供給削減も受けた。この2日間において供給停止リスクを日本が明確に認識したと言って良いであろう。

1次エネルギーの77.6%を石油に依存し中東諸国以外から原油を購入できない状況にあった日本は、原油価格に対して極めて非弾力的な需要曲線を持っていたと言えよう。事実、供給停止リスクの可能性が急激に顕在化することで、日本の石油精製会社等、需要主体は高価格であっても原油を確保する行動をとった。彼らの行動は原料確保ができず生産停止状態に陥る心理的な「危機感」に

5) 例えば、原油価格高騰がエネルギー代替による原油需要減退要因になり、長期的には利益が減少すると判断した場合などである。

6) このような国際石油資本のやり方は結果的には安定的かつ安価な原油価格を原油消費国にもたらすことになった。原油が安価であった理由は供給過剰が背景にあったからにすぎない。しかし、安定した原油価格と固定相場制下で一定した為替レートは、エネルギー供給面と貿易決済面からリスクを取り除いた。戦後の日本はエネルギーと通貨に関してリスクのない世界を前提に経済成長が実現したと言える。

7) 第1次石油ショック前後の歴史的経緯を以下に簡単に要約しておく。1950年代、中東、アフリカにおける大油田の発見により供給過剰傾向であった原油価格は下落傾向にあった。メジャーは実勢価格に合わせるために1959年および1960年8月、原油公示価格引き下げを中東諸国に一方的に示した。これに対して、同年9月イラン、イラク、クウェート、ベネズエラ、サウジアラビアの5カ国はイラクの首都バグダットにおいてOPEC（石油輸出国機構）を結成、石油事業への参加をメジャーに対して求めた。しかし1960年代はOPECは価格決定権を握ることができなかった。原油価格の決定権のメジャーからOPECへの移行は昭和48年の第4次中東戦争を通じてである。産油国は、まず原油生産の国有化を実現させ、消費国ごとにDD（直接販売）またはGG（政府間取引）方式で原油市場に参入した。直接取引と平行して、スポット市場の大規模な取引が発達しはじめた。従来はスポット市場は、メジャーの系列外の需給バランスを調整する役割を果たしていた。原油需給の緩衝的役割を果たしていた。その規模はOPECの輸出規模の約4.5%であった。しかし、原油供給の国際的構造変化により、需給逼迫時には売り手も買い手もスポット市場に依存するほかはなく殺到し、その規模が拡大した。その結果、スポット価格が急騰、産油国の公式価格を押し上げる効果を持った。（以上、日刊油業報知新聞編集部 [29] を参照した。）

基づく。危機感が大きいほど短期間のうちに大量の原油買い付け行動に出る。また、原油や石油製品の高騰を予想し転売するために、原油の買い占め行動に出る業者も多数現れた。⁸⁾

なぜこのような事態が生じたのか？日本の場合、国内に原油備蓄が存在しなかったことと、原油消費国側において緊急時の原油融通の仕組みが存在しなかったためである。⁹⁾日本において実際に観察された通り、危機感、思惑などを需要の動機として、原油市場において非弾力的な需要曲線の突発的右シフトが生じた。ここで重要な点は、需要曲線の右シフトが心理的な要因のみを原因としている点である。産油国が供給曲線をまったくシフトさせない、すなわち原油供給量を実際に変化させなくても、「供給量に対する将来の不安や思惑」だけで需要曲線は大きくシフトする。しかも需要曲線が非弾力的であるほどわずかなシフトでも価格の高騰を招く。第1次石油ショック時はまさにこのような状況であったと言える。

しかしもし、石油ショック時に原油の国内備蓄が充実していた場合、石油精製会社等、需要主体の行動はどのように変化したであろうか？日本国政府が緊急時に安価に原油を放出する事を保証し、かつ日本の年間原油需要量の半年分の備蓄が確保されていれば、短期的買い付け行動は備蓄が存在しない場合に比較して緩和されたであろう。原油備蓄には需要主体のリスクに対する危機感を緩和し、思惑を打ち消すことを通じて、需要曲線の突発的右シフトを押さえる効果があると考えられる。もし現実にOPECが原油供給削減処置を実施した場合、削減による供給曲線左シフト分を備蓄で補う、すなわち供給曲線を左シフトさせることができる。

以上の議論から原油備蓄には次の2つの効果があると指摘できよう。

1. 供給曲線の左シフト分を国内原油備蓄が補うことによる供給停止リスクの回避効果
2. 原油供給を国家が保証することによる突発的需要曲線右シフトを防ぐ心理的効果

以上の議論から、原油備蓄には需要・供給両曲線の安定化効果を通じて原油価格の安定をはかる効果があると言える。逆に、備蓄水準が低い場合、価格のボラティリティは大きくなり、その結果として備蓄に対する投資のインセンティブが生まれるとも言える。それでは、日本における2度の石油ショック時および湾岸戦争時における備蓄能力はいかなるものであったのか、次節において概観

8) 1962年7月に制定された石油産業の基本法である石油業法は、原油輸入の自由化に備え石油の供給過剰防止を前提にしており、原油供給停止、不足を予想して作られた法律ではなかった。そのため第1次石油ショックにおいて石油業法は機能せず、「需要は野放しになったままで、買い急ぎ、買い溜め等の思惑買いが発生し、その防止には有効な手段がなく、また供給の優先順位も不明確な状態にあった」という（日刊油業報知新聞編集部[29]）。

9) 1973年10月の第1次石油ショックは、OPECへの対抗手段として石油消費国に国際エネルギー機関（IEA：International Energy Association）を創設させた。昭和56年に21カ国が加盟している。IEAは緊急時の加盟国間の原油備蓄の融通の前提として、加盟国に一定日数の備蓄を義務づけた。IEAは90日の備蓄目標を1980年に掲げ、日本もこれに同意した。その結果、現在90日分の原油備蓄がなされている。（日刊油業報知新聞編集部[29]）

する。

3 日本の原油備蓄能力

日本の本格的な原油備蓄は第1次石油ショックを契機として始められた。¹⁰⁾

表1は、国家備蓄と民間備蓄ごとの備蓄日数を示したものである。表から第1次から第2次石油ショックまでの原油備蓄は民間備蓄のみであったことがわかる。第1次石油ショック時には国家備蓄

表1 民間・国家備蓄日数の比較

年度	備蓄日数			備蓄割合		備蓄量(万kl)	
	民間備蓄	国家備蓄	合計日数	民間備蓄	国家備蓄		
1972	0	0	0	0%	0%	0	民間備蓄 60日体制へ
1973	67	0	67	100%	0%	4250	第1次オイルショック
1974	48	0	48	100%	0%		IEA 発足
1975	71	0	71	100%	0%	4503	民間備蓄 90日体制へ
1976	85	0	85	100%	0%	5391	
1977	90	0	90	100%	0%	5954	
1978	81	7	88	92%	8%	6074	第2次オイルショック
1979	88	7	95	93%	7%	6620	国家備蓄 3000万kl体制へ
1980	90	10	100	90%	10%	7018	
1981	101	17	118	86%	14%	7402	
1982	93	20	113	82%	18%	6670	
1983	94	26	120	78%	22%	6567	
1984	97	31	128	76%	24%	7036	
1985	92	35	127	72%	28%	7200	
1986	94	44	138	68%	32%	7338	
1987	92	48	140	66%	34%	7621	
1988	94	53	147	64%	36%	8113	国家備蓄 5000万kl体制へ
1989	89	55	144	62%	38%	8442	
1990	88	54	142	62%	38%	8443	湾岸危機
1991	80	57	137	58%	42%	8376	
1992	77	63	140	55%	45%	8420	
1993	76	69	145	52%	48%	8579	
1994	81	76	157	52%	48%	9041	
1995	74	76	150	49%	51%	9190	
1996	79	78	157	50%	50%	9575	

注：1974年の備蓄量は同年3月末日時点のもので藤沼茂 内田剛嘉 長谷川晃一 [32] より引用。その他の年度は石油公団編 [22] より作成。

表2 国家備蓄能力

年	所在県	備蓄基地名	備蓄容量	備蓄量	備蓄割合	備蓄法式
1985	青森県	むつ小川原	570万kl	492万kl	86%	11.1万kl地上タンク51基
1986	福井県	福井	340万kl	285万kl	84%	11.3万kl地上タンク30基
1989	長崎県	上五島	440万kl	341万kl	78%	88万kl洋上タンク5隻
1991	北海道	苫小牧東部	640万kl	531万kl	83%	11.5万kl地上タンク55基 4.3万klタンク2基
1994	鹿児島県	志布志	500万kl	439万kl	88%	11.0-12.1万kl地上タンク43基
1994	岩手県	久慈	175万kl	167万kl	95%	地下岩盤タンク
1994	鹿児島県	串木野	175万kl	168万kl	96%	地下岩盤タンク
1995	秋田県	秋田	450万kl	373万kl	83%	30-35万kl地上タンク12基 10-12万kl地中タンク4基
1995	愛媛県	菊間	150万kl	142万kl	95%	地下岩盤タンク
1996	福岡県	白島	560万kl	346万kl	62%	70万kl洋上タンク8隻
備蓄合計			4000万kl	3284万kl	82%	

注：石油公団 [23] より作成。年はオイルイン完了年度、備蓄量は1997年3月末現在。

10) 本節は石油公団編 [22], 石油公団編 [23], 石油備蓄ハンドブック編集委員会編 [24], 藤沼茂・内田剛嘉・長谷川晃 [32] を参照した。

は存在せず、昭和48年10月時点、民間備蓄として約60日分が保有されていた。民間備蓄は昭和42年2月、総合エネルギー調査会が「42年度の石油精製設備の許可基準に60日（うち原油35日分）の備蓄が可能である」とし、60日備蓄を目標として始まったものである。これは精製工場が通常の操業に最低限度必要な貯油量45日を年5日ずつ増大させ、3年間で60日に引き上げようとするものであった。第1次石油ショックを受け、昭和52年に石油備蓄法が施行された。しかし同法も民間企業による90日備蓄を義務づける法律であった。第2次石油ショック時の1978年12月末日時点、民間備蓄85日、国家備蓄7日分、合計92日分の備蓄がなされていた。しかし、90日備蓄維持を実現するためには約5000万klの原油備蓄施設が必要となる。これは容量10万klのタンク（直径84m、高さ20m）で約730基に相当する。昭和47年から59年にかけて90日備蓄を達成するために45日分の備蓄量2650万klが必要であった。このために要した投資額は昭和57年価格でタンク建設費7200億円、原油代1兆9000億円である。また年間維持費が2100億円かかった。このコスト負担を備蓄原油に転嫁するとkl当たり約8000円になる。このような備蓄原油のコストは民間企業が負担できる額ではない。¹¹⁾

国家備蓄は、昭和52年8月に総合エネルギー調査会石油部会が欧米諸国に対する日本の備蓄水準が低いとして「昭和60年度までに最小限1000万kl行うべき」との提言を政府が受けて始まった。国家備蓄は石油公団が行い、昭和53年タンカー20隻による524万klが最初となる。昭和53年10月、同部会は備蓄規模を3000万klにすべきとの答申を行い、日本は国家備蓄規模の大幅増強に踏み出した。湾岸戦争時における民間備蓄は88日、国家備蓄も54日、合計142日の備蓄水準にまで達していた。表2は、現在の国家備蓄基地の備蓄能力を示している。年度は施設の完成ではなく、オイルインが完了した年を表している。1990年の湾岸戦争時には、むつ小川原、福井、上五島の3個所にオイルインが完了していた。湾岸戦争後の1991年から1996年の6年間に集中して国家備蓄基地が完成している。備蓄日数は国家備蓄と民間備蓄の割合が逆転したのは1995年である。1975年の備蓄規模は71日分であるから2倍の140日分の備蓄を達成するために約12年必要であった。

日本の原油備蓄は、湾岸戦争時まで民間企業に大きく依存してきた。しかし、現在の原油備蓄は民間備蓄82日、4600万kl、国家備蓄85日分、4750万kl、合計9350万kl、167日分に達している。備蓄日数については120日水準であれば「市況が短期的に乱高下する場合には緩衝在庫としての機能をもたせることも可能」¹²⁾であるとされる。では、備蓄水準は原油価格との関係においてどのように分析されるのか、次に検討する。

11) 以上の数値は藤沼・内田・長谷川pp.64より引用。

12) 石油備蓄ハンドブック編集委員会編[24]。

4 備蓄の理論

第2節では、備蓄の水準が心理的要因として需要曲線のシフト要因となることを考察した。危機感¹³⁾は供給停止リスクを感知することで生じ、思惑買いは将来の現物価格の高値期待に基づいてなされる。では、備蓄の水準と現物価格の期待価格とどのような関係があるのか。備蓄ないし貯蔵水準と市場価格との関係について最初に指摘したのはKaldor [11] である。Kaldorの貯蔵理論によれば在庫保有者は目に見えない便益(Convenience)を受けるといふ。Kaldorは供給ないし需要ショックに対処する役割を果たす貯蔵の便益について着目し、Convenience Yieldと名づけた。この便益を本稿では「便利収益」と呼ぶことにする。便利収益の概念をもとにWorking [19], Brennan [2] らは、持ち越し費用に便利収益の概念を導入、期待収益としてのベースないしスプレッドが持ち越し費用(Carrying Cost)の限界値に等しいとして理論を組み立てた。変数定義をBrennanに従って企業の総費用を定義すると次式になる。

$$m(S_t) = o(S_t) + r(S_t) - c(S_t) \quad (1)$$

S_t を t 期の貯蔵量、貯蔵コストを o , r をリスクプレミアム、 c を便利収益とする。限界費用は式(1)を S_t で微分することでえられる。

$$m'(S_t) = o'(S_t) + r'(S_t) - c'(S_t) \quad (2)$$

ここで t 期から $t+1$ 期に持ち越す事で確保できる期待収益を $E(P_{t+1}) - P_t$ とする。限界費用が期待収益に等しいとおくことで次式が得られる。

$$E(P_{t+1}) - P_t = o'(S_t) + r'(S_t) - c'(S_t) \quad (3)$$

P_t を現物価格、 $E(P_{t+1})$ を将来の期待現物価格とする。Brennanは特に限界便利収益の特性として $\partial c / \partial S > 0$ および $\partial^2 c / \partial S^2 < 0$ である、すなわち貯蔵量を独立変数とする限界便利収益曲線を描けば原点に凸になるとした。備蓄ないし貯蔵量が低い水準であれば限界便利収益は大きく変動し、逆に備蓄水準が大きければ限界便利収益の変動は小さい。期待価格と現物価格の差は備蓄費用に限界リスクプレミアムを加え、限界便利収益を差し引いたものに等しいことを意味する。原油備蓄は

13) 貯蔵理論は本来現物価格と先物価格の関係を現物貯蔵による持ち越し費用を用いて説明する仮説である。現物を保有している場合に先物市場で売りつなぎすなわち売りヘッジを行えば、当然、現物の貯蔵、保管のコストがかかる。先物価格は現物価格に貯蔵コスト(=持ち越し費用)を足したものに等しくなる。Kaldorは持ち越し費用に便利収益なるものが含まれるとした。先物価格の説明理論としての貯蔵理論および実証分析の簡潔な解説については岩田 [20] を参照せよ。

エネルギー供給の異時点間シフトを可能とし、原油供給停止リスクに対して需給両面から便利収益をもたらす性質を持つと解釈できよう。

限界便利収益曲線の形状に関する仮定から、備蓄水準が高ければ備蓄変化に対する限界便利収益の変化は小さく、備蓄水準が低ければわずかな備蓄変化でも限界便利収益の変化が大きいことが導かれる。例えば、備蓄が低水準であった場合や備蓄施設そのものの規模が小さな場合に、放出が緊急に必要となれば、原油の残存備蓄量の相対的希少性が急激に高まることを意味する。この場合、備蓄の限界便利収益の変動が大きく、期待収益の変化も大きくなる。期待収益の変化の大きさは前述のような原油需要行動として市場において現れ、非弾力的需要曲線の右シフトを通じて価格を大きく変動させよう。その結果、原油市場における価格ボラティリティが増大する。価格ボラティリティが大きくその他の経済活動に甚大な影響を与える原油のような商品の場合、追加的備蓄施設の必要などへの政府の投資インセンティブにもつながりうる。備蓄施設が大規模な場合、限界便利収益の変動も小さく、期待収益の変化も小さくなる。期待の変化が小さければ、逆に原油価格のボラティリティが小さいことが観察されよう。つまり Kaldor らの貯蔵理論によって備蓄規模と原油価格のボラティリティの関係が説明されるのである。

第1次石油ショックの状況時、通常生産のための在庫以外に緊急放出用としての原油貯蔵はほとんどなかったため便利収益が急激に上昇し、さらに供給停止リスクによる限界リスクプレミアムが大きく変化し、原油価格のボラティリティが急激に増大したものと解釈できる。輸入停止リスクの顕在化および高いボラティリティは日本の原油備蓄に対する取り組みを認識させ、民間備蓄および国家備蓄の取り組みを促進させたといえる。一方、第2次石油ショック時には備蓄の存在が進んでおり、備蓄の限界便利収益およびリスクプレミアムの大きな変化をもたらさず、したがって期待価格と現実価格の差が第1次石油ショック時よりも小さかったと考えられる。しかし、実際に貯蔵理論の帰結が、日本の原油市場において観察されるのであろうか。次節以降では、備蓄水準のあるなしを状態変化と考え、価格ボラティリティを推定するモデルおよび実証分析を行う。

5 ボラティリティの推定

5.1 パラメトリック推定

貯蔵理論によれば、備蓄が存在した場合と存在しなかった場合、限界便利収益を通じて価格ボラティリティが異なる。これは異なった状態ごとに価格の条件付分散（ボラティリティ）が変化するモデルを必要とする。¹⁴⁾原油価格の条件付分散は、未知変数なので推定を要するが、その推定方法として

14) Kroner, Kneasfy and Claessens [12] は商品市場において、時間を通じて変化するボラティリティ・プロセスを見出している。

大きく分けて2通り考えられている。1つは、時間を通じて変化するボラティリティの動きをパラメトリックなモデルで捉え、推定する方法である。他方、特定のモデルを仮定せず、データから直接ボラティリティを推定するというノンパラメトリックな方法がある。パラメトリックなモデルとして、Engle [5] が提唱した ARCH モデルや Bollerslev [1] が示した GARCH モデルがあげられる。しかし、これらのモデルでは本稿が扱うような構造変化、すなわち備蓄のあるなしを前提としたボラティリティを推定できない。そこで、本稿ではパラメトリックなモデルとして Hamilton and Susmel [7] が提唱したスイッチング ARCH (SWARCH) モデルをボラティリティの推定に用いることにする。

構造ないし状態変化は Hamilton [8] におけるマルコフスイッチング (MS) モデルにより行う¹⁵⁾。彼の基本的なアイデアは、経済が現在どちらの状態にあるかは直接観測することはできないが、推定されたパラメータと推移確率行列から過去の系列のどの時点で状態遷移が起こったかが推定できるというものである。彼のモデルでは現時点の状態は前時点の状態のみによって推移確率行列に基づいて決定される。

Hamilton and Susmel [7] は、Hamilton [8] のマルコフスイッチング (MS) モデルを ARCH モデルに適用したスイッチング ARCH (SWARCH) モデルを提案し、株価変動の説明を行った。本稿では彼らのモデルに依拠して推定を行う。ここでモデルについて簡潔にまとめておく。K 個の状態が存在する q 次のレバレッジ付スイッチング ARCH モデル (SWARCH-L(K,q)) は、以下のように表される。

$$y_t = \alpha + \psi y_{t-1} + u_t$$

$$u_t = \sqrt{g_{s_t}} \tilde{u}_t$$

$$\tilde{u}_t = h_t v_t \quad v_t \sim i.i.d.$$

$$h_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \tilde{u}_{t-i}^2 + \xi d_{t-1} \tilde{u}_{t-1}^2 \quad (4)$$

$$\text{ただし,} \quad d_{t-1} = \begin{cases} 1 & \tilde{u}_{t-1} \leq 0 \\ 0 & \tilde{u}_{t-1} > 0 \end{cases}$$

ここで、 y_t は資産価格を、 h_t^2 はその条件付分散 (ボラティリティ) を、そして \tilde{u}_t は ARCH-L(q) モデルにおける条件付分散を示している。 $\xi d_{t-1} \tilde{u}_{t-1}^2$ は価格下落時にボラティリティが大きくなるという、いわゆる、レバレッジ効果を表す項である。通常の資産価格へ適用する場合とは異なり、OPEC の存在により供給側の力の強い石油製品では、価格の上昇時にもボラティリティは大きくなる。し

15) 彼は、景気循環を表すモデルとしてマルコフスイッチングを用い、好況期と不況期で異なるパラメータを用いて GNP の成長率を説明した。

かも、備蓄水準ないし備蓄規模の相違を状態の相違と考えれば、備蓄規模により限界便利収益およびリスクプレミアムの変化を通じ、価格ボラティリティが変化することが予想される。そこで、本稿では上昇時のボラティリティの変化を状態の遷移によるパラメータの変更によって表現する。

t 時点にとりうる状態 s_t は、 $1, 2, \dots, K$ の K 種類とする。条件付分散に掛ける項 $g_{s_t} (> 0)$ は、状態 s_t によって異なる値をとる。ここで、 $s_t = 1$ のときの値 g_1 は1と規準化しておく。また、状態 s_t はマルコフ連鎖に従って変化すると仮定する。つまり、状態確率は前時点の状態のみによって決定される。推移確率行列 $P = (p_{ij})$ の各要素 p_{ij} は、状態 s_{t-1} から状態 s_t への推移確率 $p(s_t = i | s_{t-1} = j)$ を示し、 P は分析期間内で不変 (斉時的) とする。

パラメータの推定方法について説明する。 t 時点までの系列が与えられたときの最近 $q + 1$ 期の状態確率

$$p(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q} | y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-q})$$

を入力し、 $t + 1$ 時点における同様の確率

$$p(s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q+1} | y_{t+1}, y_t, \dots, y_{-q})$$

を出力する非線形フィルタを用いる。時点を1つ進める毎に条件付尤度 $f(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{-q})$ が計算される。これを繰り返して各時点における条件付尤度を求める。具体的にフィルタの構成を説明する。まず、 t 時点までの系列が与えられたときの t 時点まで最近 $q + 1$ 期の条件付状態確率と推移確率 $p(s_{t+1} | s_t)$ を掛ける。下式のように $t + 1$ 期を含めた $q + 2$ 期の状態確率になる。

$$p(s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q} | y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-q}) = p(s_{t+1} | s_t) \cdot p(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q} | y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-q}) \quad (5)$$

また、 $t + 1$ 時点までの状態と t 時点までの系列が与えられたときの $t + 1$ 時点の分布が計算できる。ここでは正規分布を用いた場合を示すが、 t 分布を用いることもある。

$$f(y_{t+1} | s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q+1}, y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-q+1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{t+1}(s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q+1})}} \exp\left\{-\frac{(y_{t+1} - \alpha - \psi y_t)^2}{2\sigma_{t+1}(s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q+1})}\right\} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \text{ただし、} \quad & \sigma_t^2(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q}) \\ & = g_{s_t} \{a_0 + a_1 \cdot (u_{t-1}^2 / g_{s_{t-1}}) + a_2 \cdot (u_{t-2}^2 / g_{s_{t-2}}) + \dots + a_q \cdot (u_{t-q}^2 / g_{s_{t-q}}) \\ & \quad + \xi d_{t-1} \cdot (u_{t-1}^2 / g_{s_{t-1}})\} \quad (7) \end{aligned}$$

式(5)と式(6)を掛け、 t 時点までの系列が与えられたときの $t + 1$ 時点までの $q + 2$ 期の状態と $t + 1$ 時点の値の結合分布を求める。

$$\begin{aligned}
& p(s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q}, y_{t+1} | y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-q}) \\
& = f(y_{t+1} | s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q+1}, y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-q+1}) \cdot p(s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q} | y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-q}) \quad (8)
\end{aligned}$$

式(8)を、 $t-q$ 時点の全ての状態について加えると、次のように、 $t-q-1$ 時点から $t+1$ 時点まで $q+1$ 期の分布となる。

$$\begin{aligned}
& p(s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q+1}, y_{t+1} | y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-q}) \\
& = \sum_{s_{t-q}=1}^K p(s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q}, y_{t+1} | y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-q}) \quad (9)
\end{aligned}$$

さらに、式(8)を $t+1$ 時点まで $q+2$ 期の全ての状態の組合せについて合計すると、 t 時点までの値を所与とした $t+1$ 時点の条件付尤度が分かる。

$$f(y_{t+1} | y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-q}) = \sum_{s_{t+1}=1}^K \sum_{s_t=1}^K \cdots \sum_{s_{t-q}=1}^K p(s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q}, y_{t+1} | y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-q}) \quad (10)$$

そこで、式(9)を、式(10)で除すると、 $t+1$ 時点までの値を所与とした $t+1$ 時点まで $q+1$ 期の状態確率となる。

$$p(s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q+1} | y_{t+1}, y_t, \dots, y_{-q}) = \frac{p(s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q+1}, y_{t+1} | y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-q})}{f(y_{t+1} | y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-q})} \quad (11)$$

これが、フィルタの出力である。

初期時点の状態確率 $p(s_0, s_{-1}, \dots, s_{-q} | y_0, y_{-1}, \dots, y_{-q})$ を与えて、以上の式(5)から式(11)までの過程を $t = 0, 1, \dots, T$ について繰り返して各時点における尤度を求める。そこで、下式の対数尤度を最大化するようにパラメータ $(\alpha, \psi, a_0, a_1, \dots, a_q, g_1, g_2, \dots, g_K, \xi)$ と推移確率行列 $P = (p_{ij})$ を決定する。

$$L = \sum_{t=1}^T \log f(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{-q}) \quad (12)$$

状態確率の初期値は推移確率行列の定常(エルゴード)確率とする。

次に、推定されたモデルにおける、状態遷移の時系列を求める。推定されたパラメータを用いて $t = 0, 1, \dots, T$ で再びフィルタの反復計算を行い、各 t 時点について過去の系列を所与とした状態確

率 $p(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q} | y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-q})$ を求める。これを $t-1$ 時点までの $q+1$ 期のとりうる状態について足し合わせることで、 t 時点で入手できる情報に基づく、状態の推定確率が以下のように求められる。

$$p(s_t | y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-q}) = \sum_{s_{t-1}=1}^K \sum_{s_{t-2}=1}^K \cdots \sum_{s_{t-q}=1}^K p(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q} | y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-q}) \quad (13)$$

これは t 時点までの情報から t 時点に状態 $s_t = i$ である確率を推定したものである。同様の考え方に基づいて、全期間の系列を用いて t 時点の状態確率を推定したものが平滑化確率 $p(s_t | y_T, y_{T-1}, \dots, y_{-q})$ である。

5.2 ノンパラメトリック推定

上記のパラメトリックなモデルは、資産価格の条件付分散を推定する方法としてファイナンスの分野においてこれまで広く用いられてきた¹⁶⁾。しかし、このパラメトリックなモデルには、いくつかの欠点が挙げられる。第1に、条件付分散 (h^2) と条件となる誤差 (u) との非対称性である。これは、レバレッジ効果として説明される。この欠点を克服するモデルとして Nelson [13] の exponential GARCH (EGARCH) モデル、先に示した ARCH-L 型モデルが考えられている。第2に、外的な構造変化が捉えられない点である。この問題は、前述のように SWARCH 型モデルを用いることで解消される。しかし、いずれの欠点に対してもパラメトリックなモデルを組み直すことで解決しており、実際にモデル自身の妥当性については考えられていない。パラメトリックなモデルの最大の欠点は、経済理論の裏付けのないアドホックなモデルであることである。

そこで、ある特定のモデルを仮定しないノンパラメトリックな方法でボラティリティを推定することが考えられた。特に、Rosenblatt [16] のカーネル推定方法 (KERNEL) は、ファイナンス・データ等で最もよく用いられている¹⁷⁾。この推定方法は、データ系列にのみ依存して条件付分散の変動を捉えているため、レバレッジ効果や構造変化の問題を考慮する必要がない。

ある資産価格 y の条件付平均と分散は、以下のように示される。

$$m_t = E[y_t | y_{t-1} = y] \quad (14)$$

$$h_t^2 = E[(y_t)^2 | y_{t-1} = y] - (m_t)^2 \quad (15)$$

ここで、 m_t と h_t^2 は、各々 y の条件付平均、条件付分散 (ボラティリティ) を示している。今、デー

16) 例えば、Campbell and Hentschel [3] は、株式価格のボラティリティを GARCH 型モデルで推定している。

17) 例えば、Pagan and Schwert [15] を参照せよ。

タ y_t が強定常で強 mixing の場合、漸近理論から式 (14) と (15) は、次のように求められる。

$$\hat{m}_t = \frac{\sum_{t=2}^T y_t K(w_t)}{\sum_{t=2}^T K(w_t)} \quad (16)$$

$$\hat{h}_t^2 = \frac{\sum_{t=2}^T (y_t)^2 K(w_t)}{\sum_{t=2}^T K(w_t)} - \left(\frac{\sum_{t=2}^T y_t K(w_t)}{\sum_{t=2}^T K(w_t)} \right)^2 \quad (17)$$

$K(w_t)$ は、標準カーネル関数で、以下の式で示される。

$$K(w_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{w_t^2}{2}\right) \quad (18)$$

$$w_t = (y_t - y)/b \quad (19)$$

ここで、 b はバンド・ウィドスで各ポイントにつきどの範囲のデータを集めてくるかを意味している。¹⁸⁾

6 実証結果

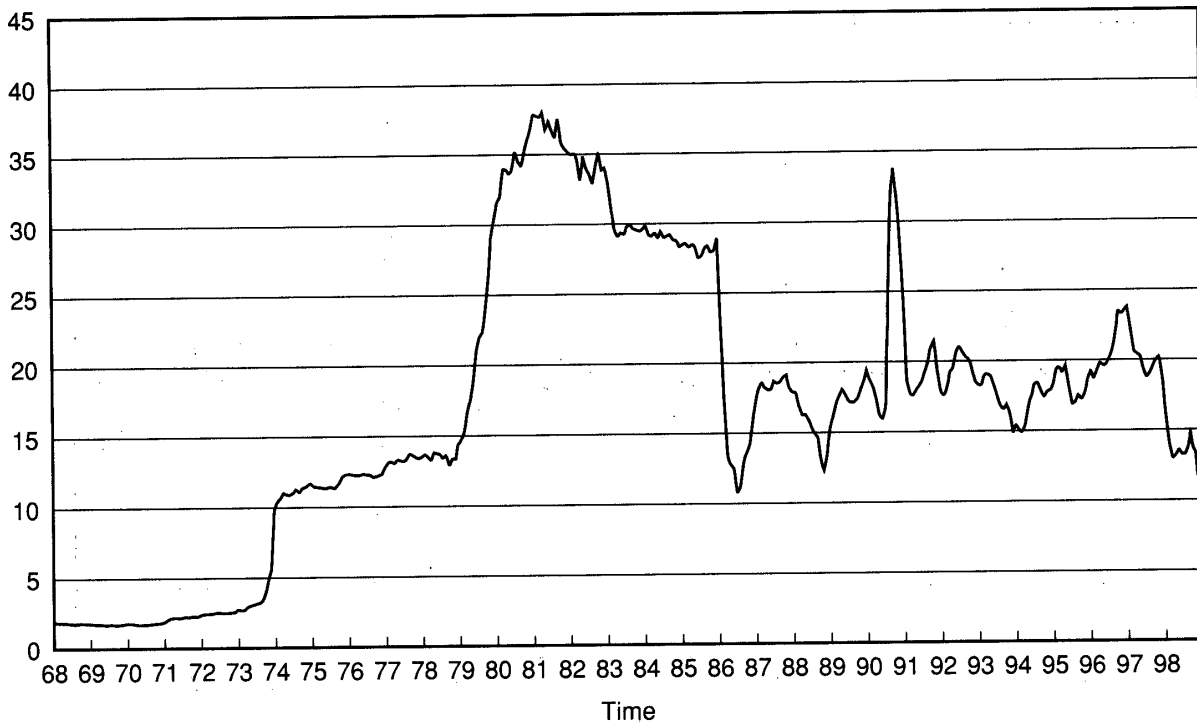
6.1 データ

本節では、原油価格と原油備蓄量のデータを用いて、原油価格と備蓄能力との関係を実証することにする。両データともに月次データであり、日経NEEDSデータ、石油公団の1996年業務報告書 [22]、石油連盟編「石油資料月報」 [26] から入手している。ここで、原油価格は日本の原油輸入価格であり、為替レートの変動を考慮して現地通貨建、すなわち、ドル建価格を用いることにする。¹⁹⁾ 分析期間は、1968年2月から1999年2月までの372ヶ月で、第1次石油ショック (73年10月) から第2次石油ショック (78年10月)、並びに湾岸戦争 (90年8月) を含む期間になっている。したがって、この分析対象期間は、原油市場の構造変化と価格変動の関係が直感的にもわかりやすい期間と考えら

18) この b は、Silverman [17] に従い $N^{-\frac{1}{4+p}}$ で求めている。 N はサンプル・サイズを示している。

19) 本稿には掲載していないが、他に石油製品すべての価格の平均値、及びそれら備蓄量の平均値を指標とした実証も行った。結果は、本稿の実証結果と同様であった。また民間備蓄データは昭和54年3月からは石油年鑑 [21] から採ったが、昭和56,59,60年には発行されていないため、昭和57年1,2,3月と60年10, 11月が抜けている。また、半年おき、3ヶ月おきのデータしかないところはグラフは階段状になっている。

P 図1A 原油価格



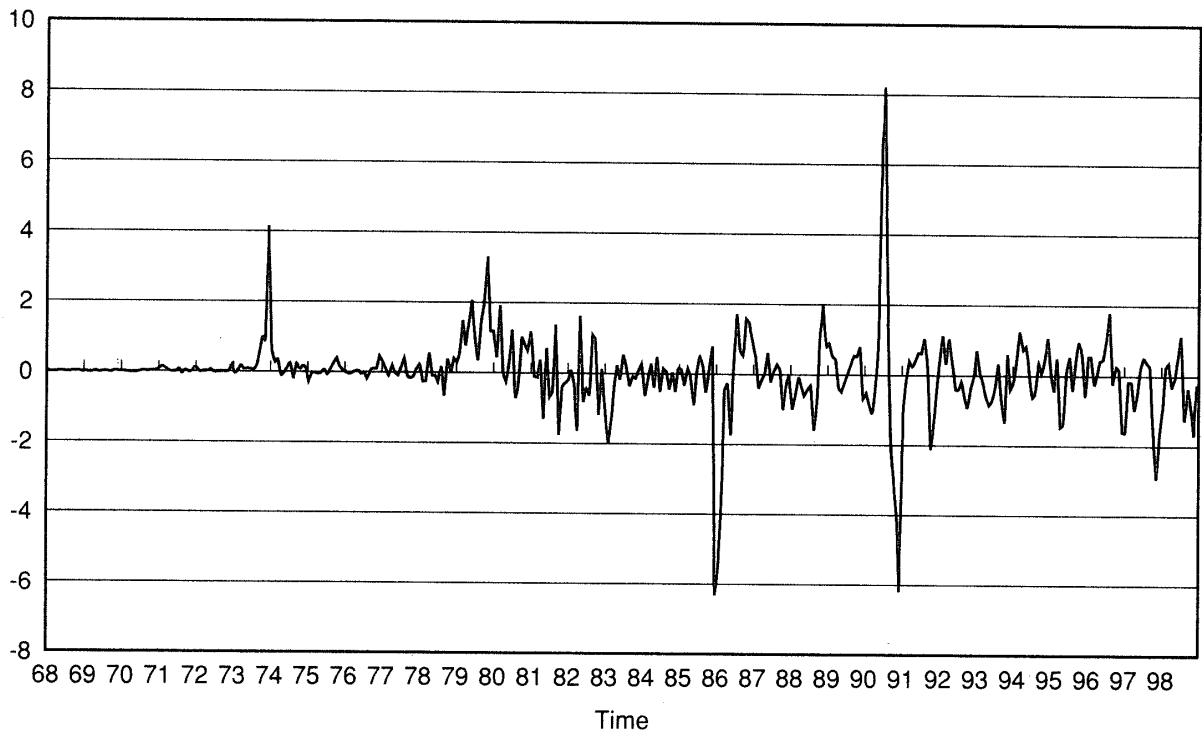
20) れる。

図1Aは、分析期間における原油価格(P)、図1Bがその変化額(dP)、図1Cが変化率(dP/P)の時系列グラフである。また、その備蓄量(I)、変化量(dI)の時系列グラフは図2A、Bでそれぞれ示されている。グラフから、第1、2次石油ショック、湾岸戦争などにより原油市場において数度の構造変化(ショック)があり、それにともない原油価格とその備蓄量に変化していることがわかる。また、原油価格とその備蓄量は、対象期間においてほぼ同じような動きをしていることがわかる。特に、第1次石油ショック後の低迷期から第2次石油ショック後、原油価格と備蓄量、ともに急騰していることがわかる。また、86年初期に両者とも落ち込み、湾岸戦争後、ともに急騰していることがわかる。湾岸戦争時には、IEA全体は1日当たり250万バレル(40万kl)の石油放出を決定し、日本

20) ただし、原油価格の決定主体が大きく変わっている点に注意されたい。第2節において言及したように昭和48年10月まではメジャーが、その後はOPECが決定した公定価格を基準として原油価格が決定されている。また2度の石油ショックによる世界的景気後退、原油消費国の省エネルギー政策および産業界の脱石油の結果、1982年にはOPECに対する原油需要が年間2000万バレルを下回り、スポット価格と公定価格の開きが大きくなる現象が生じた。OPECは1982年のウィーン総会において公定価格34ドルを維持するために、年間1800万バレルの減産体制と同時に加盟国に対する生産割当を行った。しかし、イラン、リビア、ナイジェリアは公定価格を維持しようとはせず値引きにより輸出拡大を図ろうとした。同年7月9日の第65回臨時総会、12月19日の第66回総会において原油価格と生産量に関して加盟国間の意見が衝突、1985年にOPECは公式に公定販売価格を放棄した。その結果、1985、86年前後の急激な価格下落が生じている。その後、WTI(ウエスト・テキサス・インターメディアイト)原油、中東のドバイ原油、オマーン原油、イギリスのブレント原油などのスポット価格が各国の原油輸入価格を決定する基準になっていった。したがって、1988年以降は市場の需給を反映した価格変動となっている。

dP

図1B 原油価格の変化額



dP/P

図1C 原油価格の変化率

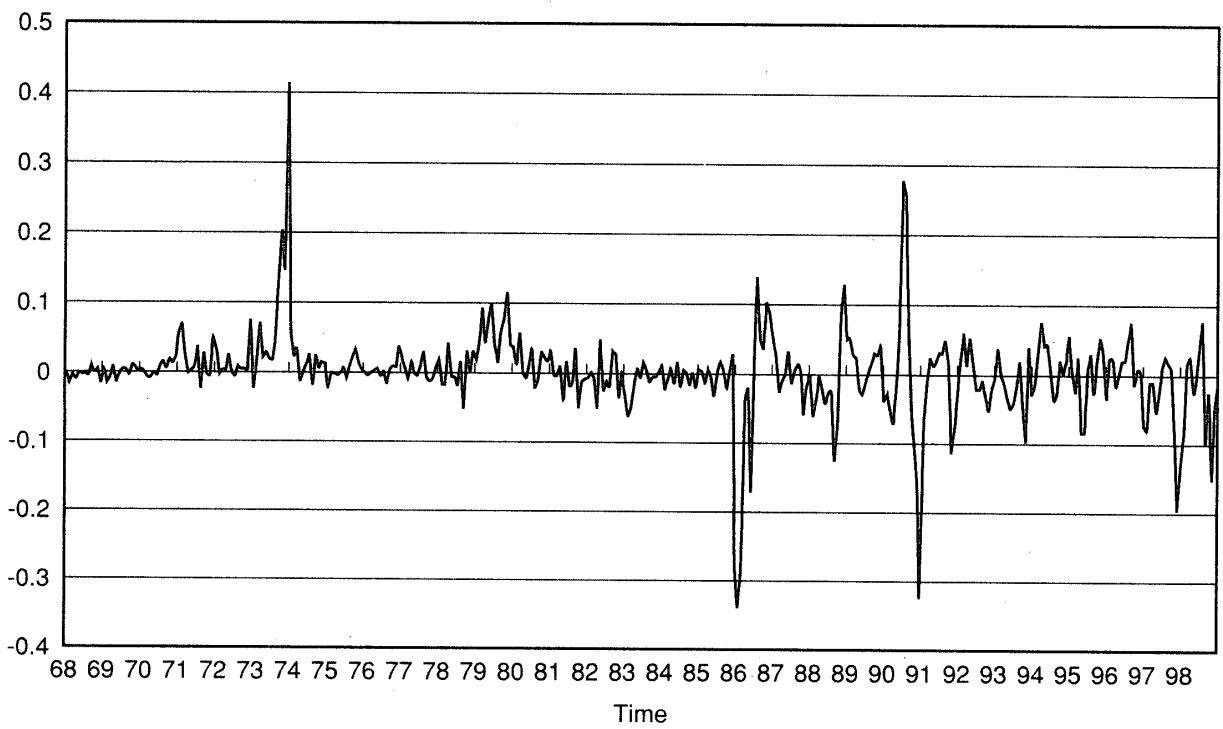
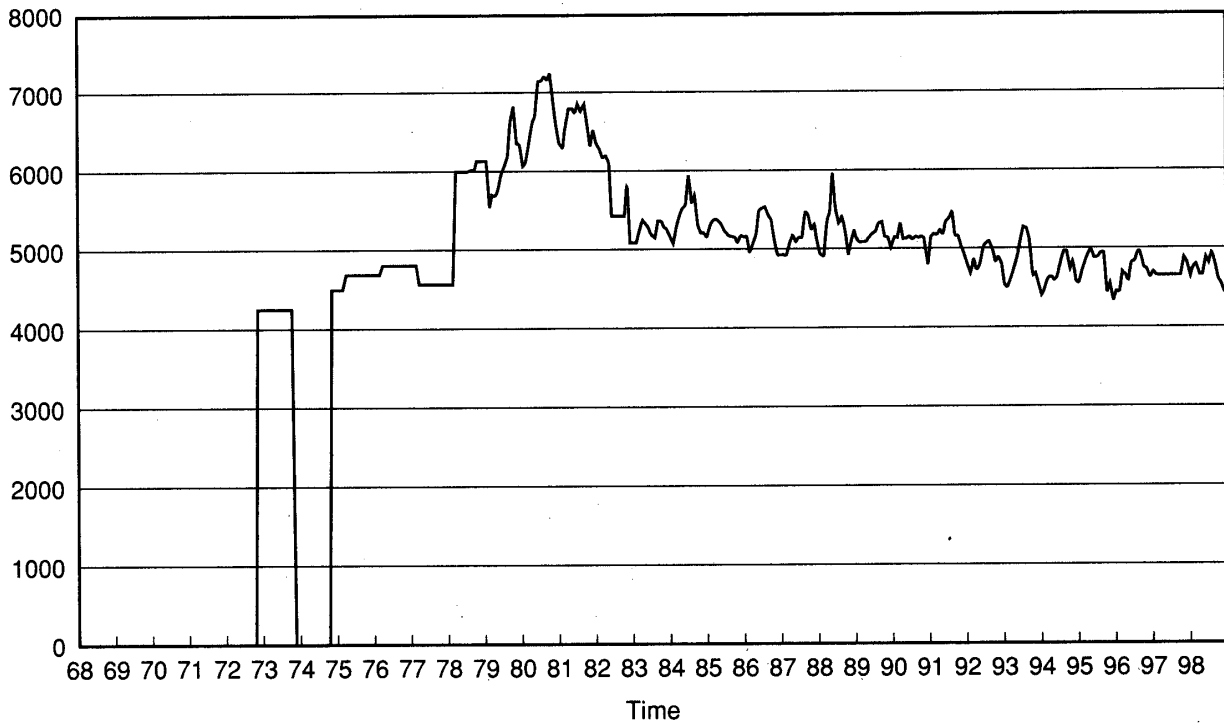
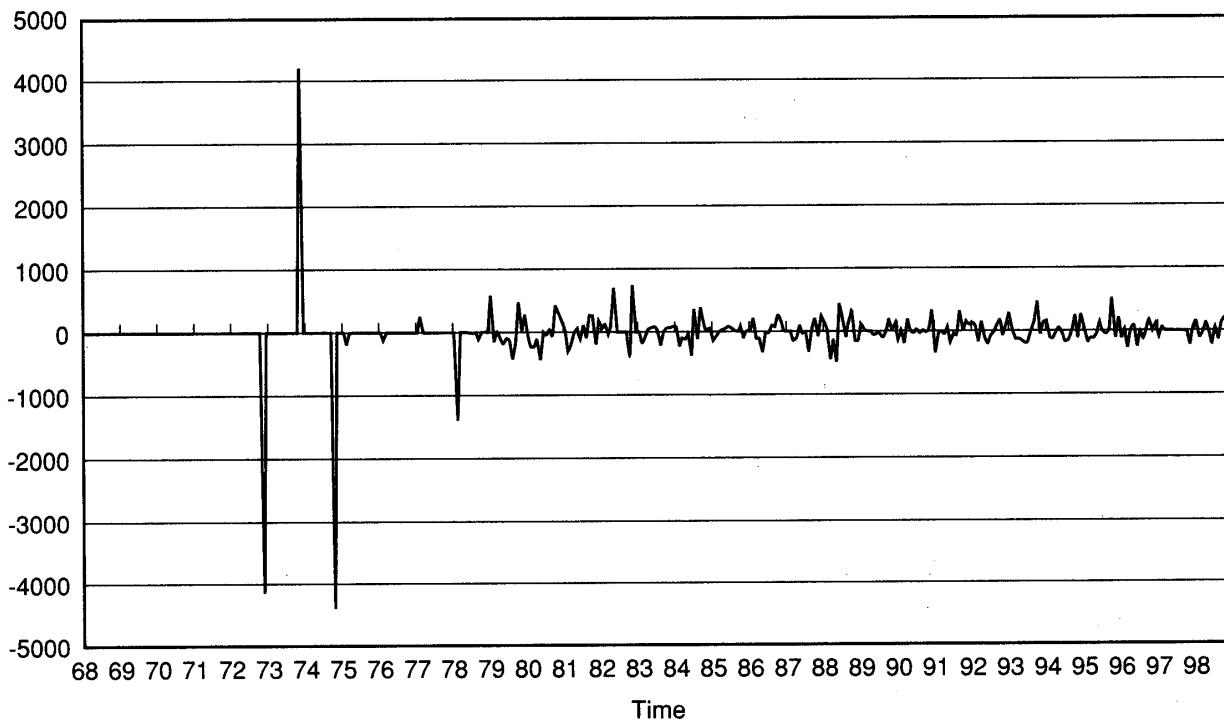


図 2 A 原油貯蔵量



dI

図 2 B 原油貯蔵量の変化量



も91年1月から3月までに4日分(240万kl)の取り崩しを行っている。²¹⁾さらに、既述のように第1次石油ショック以前、原油備蓄量はほとんどなく、ショックによる価格急騰後、備蓄が行われるようになった事実も確認される。

以下では前述の貯蔵理論にしたがい、原油価格とその備蓄量の関係に関して2つの実証分析を行うことにする。第1に、原油価格とその備蓄量との連動性に関する分析を行う。第2に、原油価格の条件付分散(ボラティリティ)と備蓄量との因果関係に関する分析を行うことにする。

6.2 原油価格と備蓄量

原油市場において貯蔵理論が成立していれば、その価格と備蓄量の間には長期的な均衡関係が成立するはずである。前述の通り、備蓄量が低水準にある場合、市場のショックによる価格の急騰は限界便利収益の増加を通じて、追加的な備蓄を生むことになる。この場合、備蓄量の水準も上昇し、現物価格の上昇と連動すると考えられる。逆に、価格下落局面においては、備蓄による限界便利収益を備蓄コストが上回るため追加備蓄は行われにくい。原油は供給過剰傾向にあり、限界便利収益も低く備蓄水準は低下すると考えられる。そこで、原油価格(P)とその備蓄量(I)を備蓄能力の指標として用い、共和分検定を行ってそれらの連動性について検証する。 P と I の間に共和分関係が存在すれば、両変数の間には共通のトレンドが存在しており、一時的にトレンドから大きく乖離したとしても長期的には均衡関係に戻ると考えられる。

以下では、原油価格(P)と原油備蓄量(I)の共和分検定を行うが、まず、分析に用いる変数、 P と I が非定常であるかどうか、単位根検定を行って確かめることにする。表3は、原油価格の水準(P)とその変化率(dP)、備蓄量の水準(I)とその変化率(dI)についてDickey-Fuller(DF)及び、Augmented Dickey-Fuller(ADF)の単位根検定の結果を示している。標本期間は1968年2月から1999年2月までの372ヶ月間である。 $MEAN$ は標本平均を $S.D.$ は標本標準偏差を示している。また、 DF は DF 検定、 ADF は ADF 検定の結果を示している。ただし、 $P(dP)$ はラグ次数が3の ADF 検定、 $I(dI)$ はラグ次数が1の ADF 検定の結果である。²²⁾また、各検定の5%信頼係数は、いずれも2.87である(Dickey and Fuller [4] 参照)。まず、 P と I について単位根があるという帰無仮説は棄却されていない。しかし、各々の1階の階差(dP , dI)については、単位根があるという帰無仮説は棄却されている。これらの結果から、 P と I が各々1次の和分関係($I(1)$)になっていることが示された。

そこで、次に P と I の共和分関係を調べることにする。まず、Engle and Granger [6] の DF と ADF 検定を行ったところ、表4の結果が得られた。表3同様、 DF は DF 検定、 ADF は ADF 検定

21) 数値は石油連盟編[25]より引用。

22) ここで、ラグ次数については残差の自己相関に関するLjung-Boxの Q 検定を行い決定している。また、 F 検定よりトレンド項を含まないモデルを採用している。

表3 単位根検定

	P	dP	I	dI
MEAN	76.95	1.11	3958.38	29.42
S.D.	12.47	3.72	1942.93	827.68
DF	-1.54	-10.42	-2.46	-19.25
ADF	-1.97	-9.94	-2.47	-13.50

表4 ADFタイプの共和分検定

	DF	ADF
$P - I$	-3.42	-4.11

表5 Johansenの共和分検定

Null	λ -max	95% Critical Value	trace	95% Critical Value
$r=0$	48.71	14.90	24.83	17.95
$r \leq 1$	4.31	8.18	4.31	8.18

の結果を示している。ただし、ADF検定のラグ次数は2である²³⁾。また、各検定の5%信頼係数は、いずれも-3.35である (Dickey and Fuller [4] 参照)。DF、ADF検定ともに $P - I$ が定常で単位根がないことを示唆している。

表5は、Johansen [9]、Johansen and Juselius [10] 共和分検定の結果を示している。すべて、VAR = 2による共和分検定である²⁴⁾。信頼係数は、Østerwald-Lenum [14] による。最大固有値検定、トレース検定ともに P と I の間に少なくとも1組の共和分ベクトルが存在していることを示している。以上の検定結果から、原油価格とその備蓄量の間には共和分関係が存在していると考えられる。つまり、前述の貯蔵理論が予測する現物価格とその備蓄量との連動性が日本の原油市場で観測されたことになる。そこで次に、この P と I の連動性が「原油価格の変動がその備蓄能力に影響を及ぼした」結果生じたものかどうか検証することにする。

6.3 ボラティリティと備蓄能力

貯蔵理論によると、備蓄水準が低いときほど限界便利収益の変動が大きく、より大きな原油価格の変動を生むことになる。その結果、原油市場における価格変動の増大は、備蓄量を変動させることになる。そこで、次に原油価格変動と備蓄能力の関係を検証することにする。本稿では、価格変動を捉える指標は原油価格の条件付分散 (ボラティリティ) である。このボラティリティは、未知変数なので推定が必要であるが、その推定方法として前節であげた2つの方法、SWARCHモデルを用いたパラメトリックな方法とKERNEL関数を用いたノンパラメトリックな方法を採用し行うことにする。つまり、前節の式(4)と式(17)を用いて条件付分散 (ボラティリティ) の推定を行うことにする。

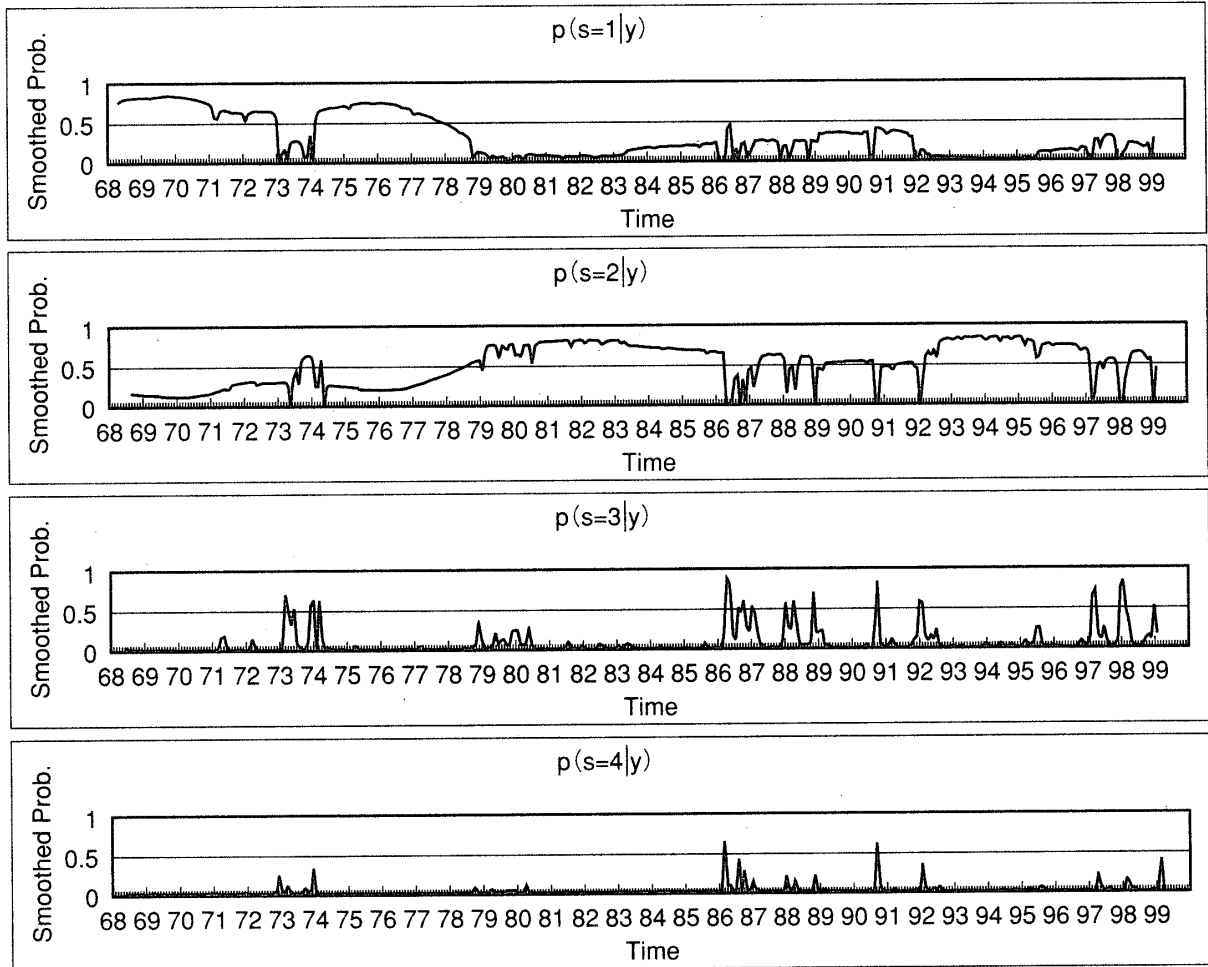
23) ラグ次数の決定については上記脚注を参照。

24) VAR次数は、残差の自己相関に関するLjung-Boxテストを行い決定している。

表6 ML Estimates of the GARCH-M Model

	GARCH(1,1)	SWARCH-L(4,1)
α	0.308 (0.977)	-0.0240 (-0.601)
a_0	13.93 (6.27)*	0.112 (2.08)*
a_1	0.0228 (10.51)*	2.233 (7.39)*
ξ		9.86e-014 (1.80e-012)

図3 平滑化確率(smoothed probability)



ここで、 y が原油価格、 h^2 がボラティリティである。

表6は、SWARCH-L(4,1)とベンチ・マークとしてGARCH(1,1)の推定結果を示している。²⁵⁾負の対数尤度は、GARCH(1,1)で-1215.66、SWARCH-L(4,1)で-935.41であった。括弧内は t 値を表しており、5%の信頼水準で統計的に有意なものに*をつけている

また、図3は、SWARCH-L(4,1)で推定された平滑化確率 (smoothed probability) の時系列グラフ

25) 本稿では先決変数は採用していない。また、本稿では掲載していないがそのほかにSWARCH(2,1)、SWARCH-L(2,1)、SWARCH-L(2,2)、SWARCH-L(3,1)、SWARCH-L(3,2)、SWARCH(4,1)、そしてSWARCH-L(4,2)についても推定を行っている。尤度比検定によりここでは、SWARCH-L(4,1)の結果を採用する。

である。分散の大きさを表す項 g_s は $g_1 < g_2 < g_3 < g_4$ となるようにした。もっとも g の大きい状態 $s = 4$ へは、86年の急落と湾岸戦争時の急変動の2回だけ瞬間的に遷ったが、すぐに元の状態に戻っている。²⁶⁾これは、ショック時の市場混乱による一時的な構造の変化を捉えている。2番目に大きい状態 $s = 3$ は、第1次石油ショック時及び、86年から92年頃までの間に8回、そして、98、99年と断続的に生じている。やはり短期間で元の状態に戻っている。スポット市場が価格決定に大きな役割を果たす競争市場において、ボラティリティが高まった状態を表していると思われる。そして、 $s = 3$ は、78年10月の第2次石油ショック以後、もっとも長い時間滞在する状態である。2回の石油ショック以後の市場の通常の状態を表している。もっとも g の小さい $s = 1$ は、第2次石油ショック以前の約10年間から、第1次石油ショック後の約1年を除いた期間であり、生産側の価格決定力が強く、公定価格によって市場が動く状態である。まとめると、状態 $s = 1$ が公定価格期、状態 $s = 2$ が競争市場期（安定）、状態 $s = 3$ が競争市場期（不安定）、状態 $s = 4$ がショックである。このように、SWARCHモデルでは構造変化のおきる時点をあらかじめ与えてはいないが、結果として、その時点が平滑化確率によって的確に捉えられている。

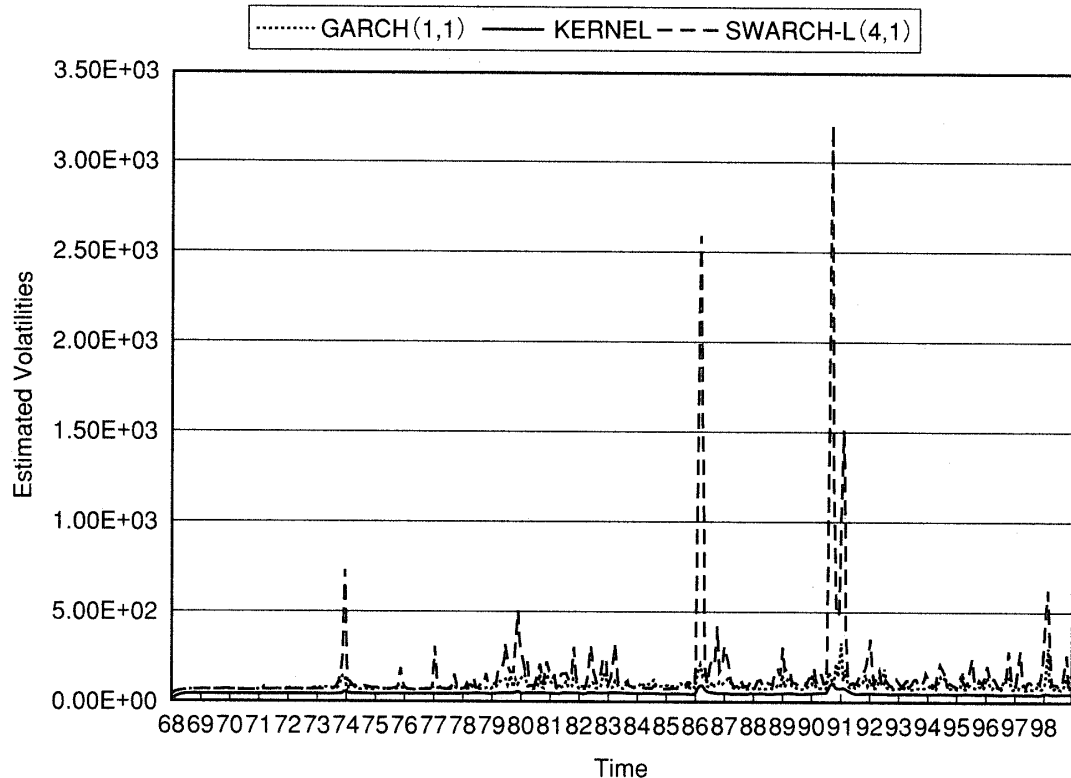
表7には、各方法で推定されたボラティリティの基本統計量がまとめられている。MEANは標本平均をS.D.は標本標準偏差を示している。また、Minは標本最小値をMaxは標本最大値を示している。SWARCH-LはSWARCH-L(4,1)モデル、GARCHはGARCH(1,1)モデル、そして、KERNELはノンパラメトリック法で推定された結果を各々、示している。その時系列グラフは図4である。各手法で推定された原油価格の条件付分散の系列を比較すると、GARCH(1,1)で推定されたボラティリティがもっとも単調な動きをとっており、逆に、SWARCH-L(4,1)で推定されたものが激しい変動を捉えていることがわかる。また、ノンパラメトリック法による推定値とSWARCH-L(4,1)のそれとはほぼ同じ動きをしているが、後者のほうがボラティリティの変動をより強く表している。グラフから、ボラティリティは73年、78年の石油ショック後、86年の価格下落時、そして90年の湾岸戦争後に大きく変動しているといえる。さらに、73年と78年の石油ショック時を比較すると、備蓄量の水準が低い73年のショックの方がより大きなボラティリティを計測していることがわかる。そこで、以下ではSWARCH-L(4,1)とカーネル推定法で推定されたボラティリティを用いて原油価格の変動と備蓄能力との関係について検証することにする。

表7 ボラティリティの推定値

	Mean	S.D.	Min	Max
SWARCH-L	77.34	274.04	0.138	3327.52
KERNEL	41.93	29.51	0.00470	273.34
GARCH	34.64	8.37	0.00497	114.36

26) SWARCHでは、平滑化確率 $p(s_t = i | y_T, y_{T-1}, \dots, y_{-q})$ が0.5を超えると、その時点 t において市場は状態 $s_t = i$ にあると推測される。

図4 ボラティリティ



原油市場において貯蔵理論が成立しているのであれば、備蓄水準が低ければ限界便利収益が高く、その結果「原油価格の変動が追加的備蓄を生じさせる」という仮説が成立するはずである。本稿では、この仮説に対して Susmel and Thompson [18] に従い、次のモデルでテストを行うことにする。 dI_t は備蓄量の変化率を dh_t^2 はSWARCH-L(4,1)とKERNEL法で推定されたボラティリティの変化率を、各々示している。先の仮説が成立するのであれば、 β は正の値をとると考えられる。

$$dI_t = c + \beta dh_t^2 + \epsilon_t \quad (20)$$

表8 OLS 推定値

	SWARCH-L	KERNEL
c	11.88 (0.541)	11.87 (0.540)
β	0.059 (0.598)	0.101 (0.167)

表8に式(20)のOLS推定結果が示されている。SWARCH-LはSWARCH-L(4,1)モデル、KERNELはノンパラメトリック法で推定された結果を各々示し、括弧内は t 値を表している。 β の符号は、どれも理論と整合的で正になっているが有意ではない。また、モデルの決定係数も0.097と0.0075とどれも低く、説明力が弱い。これは、目的とするモデルがあまりにも単純化されている

ためと考えられる。しかし、係数が有意でないということは、原油価格のボラティリティと備蓄能力との因果関係について何も言えなかったことを意味している。したがって、SWARCHモデルを前提とした以上の分析によって原油価格の変動と備蓄能力の関係について十分な検証ができたとは言えなかった。

価格ボラティリティと備蓄の関係が見出せない最も大きな理由は、備蓄そのものが機能する状態が、供給停止リスクが顕在化した期間であることにある。したがって、計測期間として各オイルショック直後の1年間のボラティリティの比較が備蓄による効果を表しているものと考えられる。上述の通り、図3、4のグラフにより第1次石油ショック時の1973、74年と第2次石油ショック時の1978、79年のボラティリティを比較してみれば、第2次石油ショック時のボラティリティの方が小さな数値を示している。しかし、1981年以降は世界的な原油の供給過剰状態を背景にOPECが公定価格を放棄し、原油価格決定が市場に委ねられていく過程にあった。したがって、OPECが公式に公定価格を放棄した1986年以降の原油価格は純粋に需給市場関係を反映した市場価格となっている。1980年以降の供給過剰状態において供給停止リスクは小さくなり、備蓄水準を考慮して需要者は買い付け行動を行わないであろう。供給過剰状態において高水準の備蓄が実現されていれば、限界便利収益の変動も極めて小さくなる。式(20)の推定において良い結果が得られなかった理由は以上の要因によるものと考えられる。

7 結論

本稿は、備蓄の経済効果について原油価格ボラティリティとの関係において貯蔵理論に依拠し考察してきた。実証分析は、日本の原油市場において貯蔵理論の予測する現物価格と備蓄量との連動性の存在を示すものであった。しかし、ボラティリティと備蓄水準の関係について明確な関係は観測できなかった。その理由として、供給過剰状態における限界便利収益の変動の小ささについて言及した。これは、供給面が安定している平時の備蓄は存在すら忘れられた状況にあるということかもしれない。

しかし、昭和46年のニクソンショックおよび昭和48年の石油ショックは、日本経済を通貨価値安定、原油価格安定の世界から一気に市場経済の世界へと巻き込んでいった。原油を代表格とする原料およびエネルギー産業は、その他すべての産業構造の始点に位置しており、その価格変動は日本経済に大きな影響を与える。原油および石油製品は原油の供給過剰傾向から現在市況製品となっているが、資源枯渇問題も含めて需給バランスが逆転すれば供給国の価格支配力が強まる可能性は大きい。原油備蓄が非常時における供給安定化効果を短期的に持つことは疑いないことであろう。しかし、1998年末原油確認埋蔵量の世界合計約1兆350億バレルのうち77.4%、約79年分の原油をOPEC

諸国が持ち、それに対して非OPEC諸国の確認埋蔵量は約2340億バレル、約17年分とされる。²⁷⁾「リスク」の観点からエネルギー市場を分析する視点は今後重要性を増すものと思われる。

参 考 文 献

- [1] Bollerslev, T. P.(1986) "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- [2] Brennan, M. J. (1994) "The Price of Convenience and the Valuation of Commodity Contingent Claims," in *Stochastic Models and Option Values*, Lund, D. and B. Kesendal (eds.), Elsevier Science Publishers B. V.
- [3] Campbell, J. and L. Hentschel (1992) "No News Is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, 31, 281-318.
- [4] Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49, 1057-72.
- [5] Engle, R.F.(1982) "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50, 987-1007.
- [6] Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, 251-276.
- [7] Hamilton, J. D. and R. Susmel (1994) "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime," *Journal of Econometrics*, 64, 307-333.
- [8] Hamilton, J. D. (1989) "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica*, 57, 357-384.
- [9] Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- [10] Johansen, S. and K. Juselius (1992) "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK," *Journal of Econometrics*, 58, 211-244.
- [11] Kaldor, N.(1939) "Speculation and Economic Stability," *Review of Economic Studies*, 7, 1-27.
- [12] Kroner, K. F., K. Kneasfy and S. Claessens(1993) "Forecasting Volatility in Commodity Markets," World Bank Policy Research Working Paper No. 1226, Washington, D.C.
- [13] Nelson, D. (1991) "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59, 347-370.
- [14] Østerwald-Lenum, M.(1992) "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-471.
- [15] Pagen, A. and G. W. Schwert (1990) "Fundamentals and Volatility: Storage, Spreads, and the Dynamics of Metals Prices," *Journal of Business*, 67, 203-230.
- [16] Rosenblatt, M.(1956) "Remarks on Some Nonparametric Estimates of a Density Function," *Annals of Mathematical Statistics*, 27, 642-669.
- [17] Silverman, B. W. (1986) "Density Estimation for Statistics and Data Analysis," New York, Chapman and Hall.
- [18] Susmel, R. and A. Thompson (1997) "Volatility, Storage and Convenience: Evidence from Natural Gas Markets," *Journal of Futures Markets*, 17, 17-43.
- [19] Working, H. (1949) "Theory of the Inverse Carrying Charge in Futures Markets," *Journal of Farm Economics*, 30, 1-28.
- [20] 岩田暁一 「先物とオプションの理論」 東洋経済新報社, 1989年

27) 石油連盟編[25]。

- [21] 石油動向研究会 「石油年鑑」東京, 総合インターナショナル社, 1980,82,83,86-97年
- [22] 石油公団編 「石油公団 1996年度 業務報告書」石油公団, 1996年
- [23] 石油公団編 「石油と備蓄」石油公団, 1997年
- [24] 石油備蓄ハンドブック編集委員会編 「石油備蓄ハンドブック」日本工業新聞社, 1979年
- [25] 石油連盟編 「今日の石油産業」石油連盟, 1999年
- [26] 石油連盟編 「石油資料月報 第44巻 第8号」石油連盟, 1999年
- [27] 石油連盟編 「石油のQ & A」石油連盟, 1998年
- [28] 石油連盟編 「規制緩和・変わる石油」石油連盟, 1998年
- [29] 日刊油業報知新聞編集部編 「新・石油読本」油業報知新聞社, 1983年
- [30] 日本エネルギー経済研究所編 「最近の国際石油情勢の変化とその要因 -原油スポット取引を中心として-」日本エネルギー経済研究所, 1985年
- [31] 日本エネルギー経済研究所編 「世界の石油取引市場の動向 -石油先物取引を中心として-」日本エネルギー経済研究所, 1984年
- [32] 藤沼茂・内田剛嘉・長谷川晃一 「石油の実際知識 第4版」東洋経済新報社, 1986年