

日本における新規上場商品の特徴と価格変動分析

駒 木 泰
中 谷 朋 昭
笹 木 潤

1. はじめに
2. 日本における新規上場商品の実態と取引状況
3. データおよび新規上場商品価格の単位根検定
4. 新規上場商品価格のボラティリティ
5. 平方根過程による新規上場商品価格の特徴
6. おわりに

1. はじめに

日本の商品市場が発展途上であるといわれる理由の一つに、上場商品が少ないことがある。「米国の商品先物市場では、新商品の上場が積極的に行われる」(佐賀(1992)、p.102)ものの、日本においては、いわゆる『当業者主義』の原則が徹底遵守されてきたため、新規商品の上場は弾力的におこなわれてこなかった。しかし、1990年(平成2年)の商品取引所法の改正で試験上場制度が導入、1998年(平成10年)の改正では、上場手続きの簡素化が進められた。その結果、取引所からの申請があれば、相場操縦の可能性がないと判断された商品については自動的に所管官庁から認可されることになった。したがって、日本の商品市場では、従来のように新規に商品を上場する条件として必ずしも当業者のコンセンサスを取り付ける必要性はなくなり、商品取引所が柔軟に新規上場できる環境が整ったと考えられる(注1)。

上場商品の充実、日本の商品市場を国際水準へと引き上げる方策のひとつである。経済のグローバル化が進展し、さまざまな経済分野で規制緩和が推し進められている状況下で、多種多様なリスクが発生している。上場商品の充実、投資対象の多様化をはかる意味でも重要であるが、多くのリスクに柔軟に対応するための手段のひとつという側面も持つ。もちろん、拙速な上場は、社会的責任や費用の面でも避けなければならない。取引所は、社会的なニーズを調査し、当業者や一般投資家といった取引参加者が見込まれる魅力ある商品を選択しなければならない。適切な新規商品の企画は、取引所にとって大きな課題となるだろう。

本稿では、試験上場制度以降の上場商品を対象に、現在までの取引状況を整理し、価格

変動の特徴を分析することを目的とする。具体的には、新規上場商品の出来高を時系列的に概観し、取引所への影響を検討する。次に、上場開始時期とその後において、価格変動の特徴の変化を計量的に分析する。主にとりあげる分析方法は、価格へのショックの持続性をみるための単位根検定、ボラティリティをみるための ARCH 検定および GARCH モデルの推定、また、価格の収束の様子とボラティリティをみるための平方根過程へのあてはめを行った。以上の分析の結果から、新規商品の取引性質についての示唆を与えたい。

(注 1) 市場の活性化には、当業者の利用促進も必要である。そのため、新規上場に際して、当業者との意見交換、情報公開等は不可欠であろう。

2. 日本における新規上場商品の実態と取引状況

1) 近年の新規上場商品

1990 年の試験上場制度以降、現在 (2001 年 12 月現在) までに、日本の商品取引所に上場された商品 (オプション取引、先物指数取引以外) は延べ 20 商品である (表 1)。

表 1 1990 年以降の新規上場商品

上場年月日	商 品 名	取 引 所 名
1992年 4月20日	農産物 (とうもろこし)	東京穀物商品取引所
5月 1日	農産物 (とうもろこし)	関門商品取引所
8月 3日	貴金属 (パラジウム)	東京工業品取引所
1997年 4月 7日	アルミニウム (アルミニウム)	東京工業品取引所
10月 1日	アルミニウム (アルミニウム地金)	大阪商品取引所
1998年 6月16日	農産物 (アラビカコーヒー生豆)	東京穀物商品取引所
6月16日	農産物 (ロブスタコーヒー生豆)	東京穀物商品取引所
1999年 7月 5日	石油 (ガソリン)	東京工業品取引所
7月 5日	石油 (灯油)	東京工業品取引所
11月 1日	畜産物 (鶏卵)	中部商品取引所
11月 1日	農産物 (プロイラー)	関門商品取引所
2000年 1月12日	石油 (ガソリン)	中部商品取引所
1月12日	石油 (灯油)	中部商品取引所
5月 8日	繭糸 (国産生糸)	横浜商品取引所
5月18日	農産物 (NON-GMO大豆)	東京穀物商品取引所
5月23日	農産物 (NON-GMO大豆)	中部商品取引所
5月23日	農産物 (NON-GMO大豆)	関西商品取引所
5月23日	農産物 (分別大豆 (NON-GMO大豆))	関門商品取引所
6月28日	ゴム (TSR20)	大阪商品取引所
2001年 5月10日	農産物 (じゃがいも)	横浜商品取引所

注) オプション取引、指数先物取引の商品は除いている。

資料) 全国商品取引所連合会 『商品取引所年報』、2000。

1998 年の商品取引所法の改正により、新規上場の手続きは一層簡素化されたが、この新制度の下で上場された商品は、東京工業品取引所のガソリンと灯油を筆頭に 13 商品で

ある。従来は、東京にある2つの商品取引所が上場した商品と同じ商品を地方取引所が上場するというケースが多かった。しかし、1998年以降は、中部商品取引所の鶏卵、関門商品取引所のプロイラー、大阪商品取引所のTSR20、そして横浜商品取引所のじゃがいも、というように各商品取引所の立地等が生かされた独自商品が上場されたことが特徴的である。制度改正を契機に、取引所の統合・再編をにらんだ商品取引所間の競争がより強く認識された結果と考えることができる。

2) 新規上場商品の取引状況

商品取引所別に上場商品の過去5年間の取引状況を図示した。東京穀物商品取引所(以下、東穀)の出来高割合をみると(図1-1)、1996年では、総出来高の約60%をとうもろこしが占めている。その後割合は減少し、2000年には35%となるものの、上場商品の中では最大のシェアとなっている。また、1998年に上場されたアラビカコーヒー生豆とロブスタコーヒー生豆の総出来高に占める割合が増加していることがわかる。2000年には、アラビカコーヒー生豆が18%、ロブスタコーヒー生豆が15%と、とうもろこしに次ぐシェアとなっている。関門商品取引所(以下、関門)は、1996年では88%をとうもろこしが占めている(図1-2)。1999年に上場されたプロイラーは、2000年には総出来高の48%を占め、出来高では最大のシェアである。とうもろこしとプロイラーを合わせると、全体の76%を占めている。大阪商品取引所(以下、大阪)は、1996年にはゴム(RSS3号)が総出来高の60%を占めていた。しかし、1997年にアルミニウム地金が上場されると、1999年には50%を超え、もっとも大きなシェアとなっている。2000年でみると、その年に上場されたTSRも合わせて54%を占めている(図1-3)。中部商品取引所(以下、中部)では、1998年までは大豆や乾鰯が総出来高の多くを占めていた。しかし、1999年は、その年に上場された鶏卵がもっとも多い32%を占めている。2000年に灯油とガソリンが上場されたが、同年の出来高割合は、その2商品で93%を占めている(図1-4)。東京工業品取引所(以下、東工)に関しては、1992年にパラジウム、1997年にアルミニウムが上場されているが、1999年までは金や白金の出来高が他商品よりも多くなっている。2000年は、その年上場されたガソリンの出来高が全体29%と最大となったが、白金も27%を占めている(図1-5)。

以上のように、上場商品の出来高をみると、近年ではどの商品取引所でも最大の出来高となっているのは1990年以降に新規上場された商品であることがわかった。しかし、東穀や関門のとうもろこしや大阪のアルミニウムのように、上場当初は出来高割合が他の商品に比べ相対的に大きかったものの、取引年数が進むにつれて次第に減少していく商品もある。

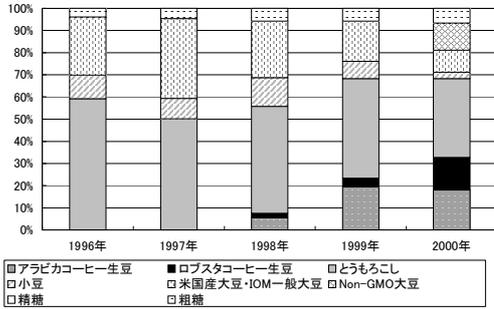


図1-1 商品別出来高割合 (東穀)

注) アラビカコーヒー豆とロブスタコーヒー豆は、1998年6月16日、上場された。

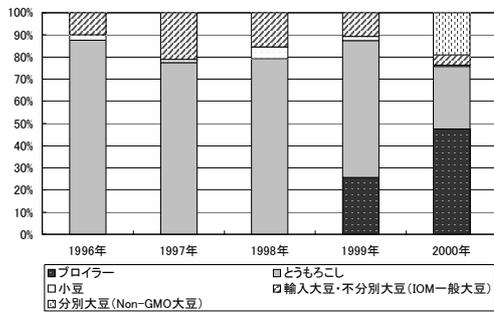


図1-2 商品別出来高割合 (関門)

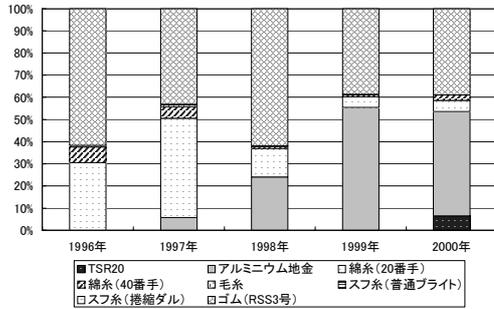


図1-3 商品別出来高割合 (大阪)

注) 大阪商品取引所は、1997年10月1日、大阪繊維取引所と神戸ゴム取引所が合併して発足した。ゴム(RSS3号)は、1997年10月までは神戸ゴム取引所の出来高である。アルミニウム地金は、1997年10月1日、TSRは、2000年6月28日上場された。スフ糸(普通ブライト)は、1997年3月末以降出来不申、スフ糸(捲縮ダル)は、1999年3月末廃止、毛糸は、2000年3月末廃止されている。

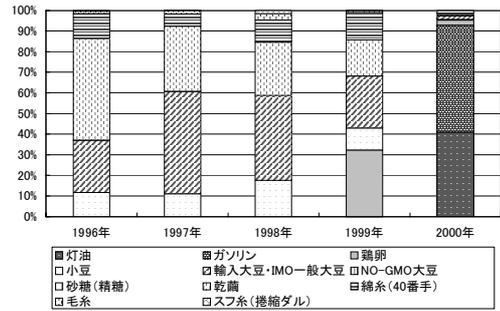


図1-4 商品別出来高割合 (中部)

注) 中部商品取引所は、1996年10月1日、豊橋乾鰯取引所、名古屋穀物砂糖取引所、名古屋繊維取引所と合併して発足した。綿糸および毛糸は、1996年10月までは名古屋繊維取引所の出来高である。乾鰯は、1996年10月までは豊橋乾鰯取引所の出来高である。毛糸は、1999年3月29日以降立会停止。2000年3月31日廃止された。スフ糸(捲縮ダル)は、2000年3月31日廃止された。ガソリンと灯油は、2000年1月12日上場された。

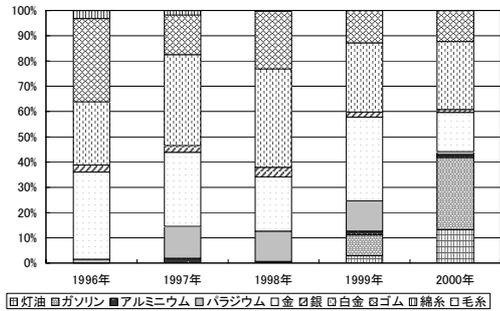


図1-5 商品別出来高割合 (東工)

注) アルミニウムは、1997年4月7日、ガソリンと灯油は、1999年7月5日上場された。毛糸は、1999年4月1日、綿糸(40番手)は、2000年9月1日に廃止された。

3. データおよび新規上場商品価格の単位根検定

本稿を通じて、上場年の直近3限月とその2年後の3限月を比較分析することにより、価格変動の特徴を明らかにする。新規上場制度以降に上場された商品は、表1にまとめたとおりであるが、上場年と2年後それぞれ3限月ずつの価格系列を確保できる商品は、とうもろこし（東穀・関門）、パラジウム（東工）、アルミニウム（東工・大阪）、アラビカコーヒー豆（東穀）、ロブスタコーヒー豆（東穀）の計5商品である。したがって、この5商品30限月を分析対象とした。なおデータは、各商品とも日次の一代物価格（ある限月の取引開始から終了までの日ごとの価格）を採用した。

本節では、分析する価格系列に単位根を含むか否かを調べる。もし、単位根を含めば、取引期間中での価格に対するショックは納会日まで及び続ける。もし含まなければ、ショックは吸収されるが、その長さは価格のもつパラメータの大きさに依存する。ここでは、価格系列 x_t を対数変換した $\ln(x_t)$ について ADF 検定をおこなった。結果は表3-1～表3-7である。 μ_3 は定数項とトレンドを含むモデルからの t 値タイプの統計量および F 値タイプの統計量である。同様に、 μ_1 は定数項のみを含むモデル、 μ_2 は定数項もトレンドも含まないモデルから得られる統計量である。()内は、BIC によって選択された階差変数項のラグの長さである。

多くの価格においては、単位根をもつという帰無仮説を統計的に有意に棄却できなかった。しかし、関門とうもろこし（92年12月限）では μ_3 統計量において、有意水準5%で単位根をもつという帰無仮説を棄却した。東穀アラビカコーヒー豆は、99年3月限、5月限、01年1月限、5月限の μ_3 、99年5月限、01年1月限、5月限の μ_3 において、また東穀ロブスタコーヒー豆の99年3月限、5月限、01年1月限の μ_3 、 μ_1 、 μ_2 について、単位根をもつという帰無仮説を棄却した。

また、これら単位根の有無に関しては、上場時と2年後とで商品ごとに大きな変化はみられない。しかし、東穀とうもろこし、東穀アラビカコーヒー豆、東穀ロブスタコーヒー豆、東工パラジウムは、ラグが2年後にはゼロになるのが特徴的である。単位根を含む価格のうち、階差項のラグがゼロであればランダムウォークになるので、これらの価格はランダムウォーク仮説を満たし、効率市場に近づいたことが示唆される。

表3-1 単位根検定の結果（東穀とうもろこし）

	93年1月限		93年3月限		93年5月限	
τ_τ	0.89	(1)	-1.74	(1)	-1.88	(1)
ϕ_3	2.47	(1)	1.81	(1)	2.01	(1)
τ_μ	-1.50	(1)	-1.67	(1)	-1.72	(1)
ϕ_1	1.42	(1)	2.59	(1)	2.84	(1)
τ	-0.53	(0)	-1.56	(1)	-1.66	(1)

	95年1月限		95年3月限		95年5月限	
τ_τ	-1.46	(0)	-0.58	(0)	-0.93	(0)
ϕ_3	1.28	(0)	1.47	(0)	0.60	(0)
τ_μ	-1.37	(0)	-1.19	(0)	-0.93	(0)
ϕ_1	1.16	(0)	0.71	(0)	1.00	(0)
τ	-0.68	(0)	-0.01	(0)	-1.08	(0)

表3-2 単位根検定の結果（関門とうもろこし）

	92年12月限		93年2月限		93年4月限	
τ_τ	-1.64	(0)	0.16	(0)	-1.37	(1)
ϕ_3	1.34	(0)	1.44	(0)	1.63	(1)
τ_μ	-0.40	(0)	-1.35	(0)	-1.75	(0)
ϕ_1	2.85	(0)	1.48	(0)	1.97	(0)
τ	-2.36 *	(0)	-1.08	(0)	-0.95	(0)

	94年12月限		95年2月限		95年4月限	
τ_τ	-1.93	(0)	-0.80	(0)	-1.79	(0)
ϕ_3	1.87	(0)	1.73	(0)	2.34	(0)
τ_μ	-0.88	(0)	-1.77	(0)	-2.07	(0)
ϕ_1	1.04	(0)	1.73	(0)	2.51	(0)
τ	-1.16	(0)	-0.59	(0)	-0.86	(0)

注) *は有意水準5%で帰無仮説を棄却したことを表す。

表3-3 単位根検定の結果（東穀アラビカコーヒー豆）

	99年1月限		99年3月限		99年5月限	
τ_τ	-2.58	(1)	-3.44 *	(1)	-3.76 *	(1)
ϕ_3	3.70	(1)	6.32	(1)	7.26 *	(1)
τ_μ	-0.87	(1)	-0.72	(1)	-0.74	(1)
ϕ_1	0.64	(1)	0.73	(1)	0.85	(1)
τ	-0.74	(1)	-0.98	(1)	-1.09	(1)

	01年1月限		01年3月限		01年5月限	
τ_τ	-3.57 *	(1)	-2.18	(0)	-4.48 **	(0)
ϕ_3	6.39 *	(1)	2.59	(0)	10.29 **	(0)
τ_μ	-1.20	(1)	-1.64	(0)	-1.44	(0)
ϕ_1	1.46	(1)	1.69	(0)	1.11	(0)
τ	-1.28	(0)	-0.47	(0)	-0.39	(0)

注) **, *はそれぞれ有意水準1%、5%で帰無仮説を棄却したことを表す。

表3-4 単位根検定の結果（東穀ロブスタコーヒー豆）

	99年1月限		99年3月限		99年5月限	
τ_τ	-2.96	(1)	-4.31 **	(1)	-4.48 **	(0)
ϕ_3	4.44	(1)	9.30 **	(1)	10.29 **	(0)
τ_μ	-2.23	(1)	-1.77	(1)	-1.44	(0)
ϕ_1	2.50	(1)	1.69	(1)	1.11	(0)
τ	-0.16	(0)	-0.47	(0)	-0.39	(0)

	01年1月限		01年3月限		01年5月限	
τ_τ	-3.57 *	(1)	-2.18	(0)	-2.35	(0)
ϕ_3	6.39 *	(1)	2.59	(0)	3.29	(0)
τ_μ	-1.20	(1)	-1.64	(0)	-2.46	(0)
ϕ_1	1.46	(1)	1.94	(0)	3.49	(0)
τ	-1.28	(0)	-1.12	(0)	-1.00	(0)

注) 表3-3と同じ。

表3-5 単位根検定の結果（東工パラジウム）

	93年2月限		93年4月限		93年6月限	
τ_τ	-1.57	(3)	-1.77	(1)	-1.80	(0)
ϕ_3	1.59	(3)	1.59	(1)	1.69	(0)
τ_μ	-1.38	(3)	-1.51	(1)	-0.99	(0)
ϕ_1	0.99	(3)	1.35	(1)	1.04	(0)
τ	0.25	(3)	0.62	(1)	1.03	(0)

	95年2月限		95年4月限		95年6月限	
τ_τ	-2.86	(0)	-1.31	(0)	-2.17	(0)
ϕ_3	4.18	(0)	1.85	(0)	4.52	(0)
τ_μ	-1.33	(0)	-1.92	(0)	-1.32	(0)
ϕ_1	1.42	(0)	1.85	(0)	0.89	(0)
τ	1.02	(0)	0.17	(0)	-0.15	(0)

表3-6 単位根検定の結果（東工アルミニウム）

	97年10月限		97年12月限		98年2月限	
τ_τ	-1.52	(0)	-1.69	(0)	-1.01	(0)
ϕ_3	1.18	(0)	1.56	(0)	1.03	(0)
τ_μ	-1.46	(0)	-1.76	(0)	-1.25	(0)
ϕ_1	1.07	(0)	1.61	(0)	1.05	(0)
τ	-0.04	(0)	-0.34	(0)	-0.74	(0)

	99年10月限		99年12月限		00年2月限	
τ_τ	-1.63	(0)	-1.80	(0)	-1.84	(0)
ϕ_3	1.36	(0)	1.69	(0)	1.71	(0)
τ_μ	-1.38	(0)	-1.55	(0)	-1.20	(0)
ϕ_1	0.96	(0)	1.72	(0)	1.78	(0)
τ	0.04	(0)	1.01	(0)	1.66	(1)

表 3 - 7 単位根検定の結果 (大阪アルミニウム)

	98年 5 月限		98年 7 月限		98年 9 月限	
τ_τ	-1.66	(0)	-0.89	(0)	-0.08	(0)
ϕ_3	1.38	(0)	1.17	(0)	1.48	(0)
τ_μ	-0.94	(0)	-1.53	(0)	1.06	(0)
ϕ_1	0.82	(0)	1.21	(0)	1.45	(0)
τ	-0.87	(0)	0.24	(0)	-1.33	(0)

	00年 5 月限		00年 7 月限		00年 9 月限	
τ_τ	-2.03	(0)	-1.98	(0)	-1.89	(0)
ϕ_3	2.09	(0)	1.98	(0)	1.82	(0)
τ_μ	-2.05	(0)	-1.91	(0)	-1.59	(0)
ϕ_1	2.10	(0)	1.83	(0)	1.48	(0)
τ	-0.11	(0)	0.06	(0)	0.63	(0)

4 . 新規上場商品価格のボラティリティ

1) ARCH 効果

一般に、商品先物価格の変化率などの金融時系列データは、条件付分散不均一性(ARCH 効果) を示すことが多い。ここでは、いくつかの統計量の分析を通じて、ARCH 効果の有無について検討する。利用する統計量は、記述統計量(平均、歪度、尖度) の他に、Jarque and Bera (1980) の正規性検定(JB)、Ljung and Box (1978) の自己相関検定 ($Q(10)$ および $Q^2(10)$)、Engle (1982) の ARCH 検定(ARCH(1)) である。

分析するデータは先物価格の対数価格変化率 $100 \times \ln(p_t / p_{t-1})$ である。計算された各種の統計量を分析対象商品ごとに表 4 - 1 から表 4 - 7 にまとめた。各商品間に共通した特徴を見いだすことは難しいが、概ね下記の点を指摘することができる。

まず記述統計量では、尖度統計量の値から、ほとんどが正規分布よりも先の尖った裾の厚い分布に従っていることが分かる。実際、対数価格変化率が正規分布に従っているという帰無仮説は、JB 検定によって大部分が棄却されている。正規性が棄却されないケースは、東穀アラビカコーヒーの 99 年 1 月限と上場 2 年後の 3 限月、東穀ロブスタコーヒーの 99 年 3 月限、99 年 5 月限、01 年 3 月限、東工アルミニウムの 99 年 10 月限と 99 年 12 月限である。

自己相関検定は、 $Q(10)$ が対数価格変化率の、 $Q^2(10)$ が対数価格変化率を二乗した系列の 10 次までの自己相関の有無をそれぞれ検定するものである。 $Q(10)$ 統計量によれば、一部の限月に例外はあるものの、上場直後には有意な自己相関の存在が認められるが、上場 2 年後には東工パラジウム 95 年 4 月限を除いて有意な自己相関を見いだすことはできない。効率的市場仮説に照らせば、過去のデータを使った将来価格の予測不可能性が高まったという点で、上場 2 年後には弱い意味での効率的市場に近づいたと考えられる。

一方、 $Q^2(10)$ 統計量を見ると、ほとんどの商品において、上場直後か 2 年後かに関わらず、有意な自己相関が存在するといえる。例外は東工アルミニウムの上場 2 年後の 3 限月であり、これらの系列では有意な統計量が得られていない。

二乗した時系列データに自己相関が認められる場合には、ARCH 効果が強く示唆される。そこで次に ARCH(1)統計量によって、ARCH 効果の有無を確認する。ARCH 効果は、東穀とうもろこしの 95 年 1 月限、関門とうもろこしの 92 年 12 月限、93 年 2 月限、東穀ロブスタコーヒーの 99 年 5 月限、東工アルミニウムの 99 年 10 月限、99 年 12 月限以外のすべてに認められる。

以上の分析の中で、東工アルミニウムの 99 年 10 月限および 99 年 12 月限には、ARCH 効果の存在可能性がまったく認められない。その他のデータでは、少なくとも一つの検定で ARCH 効果の存在が示唆される。また、上場時と 2 年後とでは、ARCH 効果に相違はみられなかった。

表 4-1 ARCH 効果の分析 (東穀とうもろこし)

限月	上 場 時			2 年 後		
	93年1月限	93年3月限	93年5月限	95年1月限	95年3月限	95年5月限
平均	-0.07	-0.16	-0.15	-0.05	0.01	-0.10
歪度	1.17	-0.21	-0.73	0.02	-0.37	-0.72
尖度	5.65	0.43	1.20	2.25	0.93	1.78
JB	256.89 **	3.01	37.08 **	51.92 **	14.39 **	53.20 **
Q(10)	32.40 **	11.90	14.88	14.12	9.90	13.32
Q ² (10)	70.77 **	11.25	37.98 **	29.14 **	60.71 **	60.08 **
ARCH(1)	25.30 **	8.32 **	22.92 **	2.41	5.55 *	5.77 *

注) **, *はそれぞれ有意水準 1%、5%で帰無仮説を棄却したことを表す。

表 4-2 ARCH 効果の分析 (関門とうもろこし)

限月	上 場 時			2 年 後		
	92年12月限	93年2月限	93年4月限	94年12月限	95年2月限	95年4月限
平均	-0.16	-0.08	-0.06	-0.08	-0.04	-0.07
歪度	-1.41	-0.88	0.34	-0.47	-0.55	-0.47
尖度	5.65	2.80	3.55	1.03	2.49	1.18
JB	226.11 **	79.84 **	117.71 **	20.08 **	75.49 **	22.96 **
Q(10)	14.86	14.07	16.89	13.50	12.45	10.30
Q ² (10)	5.86	1.64	30.57 **	98.42 **	37.46 **	92.96 **
ARCH(1)	0.00	0.87	28.93 **	12.59 **	22.25 **	8.07 **

注) 表 4-1 と同じ。

表 4-3 ARCH 効果の分析 (東穀アラビカコーヒー豆)

限月	上 場 時			2 年 後		
	99年1月限	99年3月限	99年5月限	01年1月限	01年3月限	01年5月限
平均	-0.16	-0.26	-0.15	-0.24	-0.20	-0.19
歪度	0.23	-0.14	0.17	0.06	0.22	-0.19
尖度	0.28	1.67	0.71	-0.03	-0.20	-0.04
JB	1.68	22.04 **	5.71 *	0.16	2.42	1.43
Q(10)	16.03	40.89 **	15.80	10.40	12.46	14.86
Q ² (10)	24.91 **	126.55 **	40.31 **	145.63 **	116.98 **	89.89 **
ARCH(1)	15.88 **	52.17 **	11.21 **	38.01 **	14.35 **	24.68 **

注) 表 4-1 と同じ。

表4-4 ARCH効果の分析（東穀ロブスタコーヒー豆）

限月	上場時			2年後		
	99年1月限	99年3月限	99年5月限	01年1月限	01年3月限	01年5月限
平均	0.10	-0.04	-0.04	-0.30	-0.32	-0.37
歪度	2.55	-0.05	-0.02	-0.38	0.13	-0.12
尖度	14.77	0.50	0.42	1.41	0.35	0.62
JB	1453.87 **	1.97	1.63	26.45 **	2.00	4.59 *
Q(10)	20.91 *	19.66 *	9.84	13.62	15.52	13.09
Q ² (10)	33.64 **	24.80 **	11.57	53.26 **	108.19 **	72.49 **
ARCH(1)	8.95 **	6.83 **	1.28	13.73 **	20.26 **	37.98 **

注) 表4-1と同じ。

表4-5 ARCH効果の分析（東エパラジウム）

限月	上場時			2年後		
	93年2月限	93年4月限	93年6月限	95年2月限	95年4月限	95年6月限
平均	0.08	0.07	0.12	0.04	0.02	-0.01
歪度	-1.05	-0.45	-0.66	0.09	-0.28	-0.38
尖度	5.08	3.02	3.02	0.60	2.90	2.41
JB	174.62 **	76.00 **	100.22 **	3.94 *	88.92 **	65.54 **
Q(10)	14.96	18.48 *	10.23	4.71	17.04	6.04
Q ² (10)	20.37 *	67.04 **	74.11 **	24.56 **	131.62 **	47.88 **
ARCH(1)	19.53 **	35.26 **	41.13 **	12.54 **	48.05 **	11.57 **

注) 表4-1と同じ。

表4-6 ARCH効果の分析（東エアルミニウム）

限月	上場時			2年後		
	97年10月限	97年12月限	98年2月限	99年10月限	99年12月限	00年2月限
平均	-0.07	-0.06	-0.08	-0.01	0.08	0.12
歪度	-1.08	-0.94	-1.47	0.04	-0.11	0.11
尖度	3.44	2.77	6.00	0.10	0.29	0.80
JB	97.17 **	82.21 **	401.99 **	0.15	1.34	7.08 *
Q(10)	18.51 *	19.40 *	9.73	3.49	4.31	6.01
Q ² (10)	17.67	22.92 **	36.07 **	8.40	5.88	11.04
ARCH(1)	9.44 **	11.50 **	42.87 **	0.80	0.00	6.67 **

注) 表4-1と同じ。

表4-7 ARCH効果の分析（大阪アルミニウム）

限月	上場時			2年後		
	98年5月限	98年7月限	98年9月限	00年5月限	00年7月限	00年9月限
平均	-0.03	0.07	-0.17	0.01	0.00	0.05
歪度	-0.45	4.37	-7.49	0.24	-0.04	0.01
尖度	5.05	31.74	70.31	1.94	0.66	0.99
JB	171.26 **	9032.02 **	51896.42 **	40.85 **	4.51 *	10.01 **
Q(10)	19.39 *	24.27 **	47.89 **	8.30	8.16	4.51
Q ² (10)	13.35	48.79 **	60.93 **	16.72	14.12	21.98 *
ARCH(1)	2.75	16.30 **	2.80	19.55 **	3.78 *	13.85 **

注) 表4-1と同じ。

2) GARCH モデル

ARCH 効果を持つ時系列データには、時間に応じて条件付分散（ボラティリティ）が変動する GARCH モデル(Bollerslev(1986))の当てはまりの良いことが実証的に明らかにされている。本稿では GARCH モデルの中で最も簡潔な表現である GARCH(1,1)モデルを利用して、それぞれのボラティリティを推定する。

GARCH(1, 1)モデルは

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim WN(0, h_t) \quad (1)$$

$$\varepsilon_t = u_t \sqrt{h_t}, \quad u_t \sim IID(0,1) \quad (2)$$

$$h_t = c + \beta_1 h_{t-1} + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (3)$$

と表される。ただし WN はホワイトノイズ、 μ_t は条件付平均式、 h_t はボラティリティ変動を表す条件付分散式である。 h_t が正となるようパラメータには $c > 0, \alpha_1, \beta_1 \geq 0$ という制約が課せられる。さらにボラティリティが定常性を持つために $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ が必要条件となる。もし $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ となれば、ボラティリティは単位根を持つ IGARCH 過程となり、いったん加わったショックは、将来にわたって等しく影響を及ぼし続けることとなる。

GARCH モデルの推定は、 μ_t を ARMA(p, q)モデルなどで特定し、 u_t にパラメトリックな分布を仮定して、最尤法を用いて尤度関数の値を最大化するパラメータベクトルを求めてやればよい。本稿では μ_t を AR(1)モデルとし、標準化残差 u_t が正規分布に従うものとして推定を行う。

3) 推定結果

(1) GARCH モデルの推定結果

GARCH モデルの推定結果を表 4 - 8 から表 4 - 14 にまとめた。表の上半分には μ_t と h_t のパラメータ推定値と、その漸近的標準誤差をカッコ内に掲げた。表の下半分は標準化残差 u_t に対する診断検定の結果である。

まず診断検定の結果から見ることにする。尖度統計量は、ゼロに近い値をとるものがある反面、比較的大きな正の値を示しているケースも多い。この事実から、 u_t が従う真の分布は、正規分布よりも裾の厚い先の尖った分布であると類推できる。そのため u_t には、 t 分布などの裾の厚い先の尖った分布を仮定すべきであったかもしれない。しかしながら、 u_t に正規分布を仮定したときの最尤推定値は、擬似最尤推定値となって真のパラメータの一致推定量となるから、推定されたパラメータの値に重大な欠陥があるとはいえない（注2）。 $Q^2(10)$ 統計量および ARCH(10)統計量は、東穀アラビカコーヒーおよび大阪アルミニウムの一部限月を除いて、すべて帰無仮説を棄却できない。従って、前でいくつかの統計量の分析で幅広く確認された ARCH 効果は、GARCH モデルによって上手くモデル化されたといえるだろう。標準化残差の診断検定について、上場直後と上場2年後との間には大きな相違を見いだすことはできない。

次にパラメータの推定結果をみる。まず μ_t について吟味する。 μ_t は AR(1)モデルとしたが、前節の $Q(10)$ 統計量から類推されるように、推定されたパラメータが統計的な有意性を満たさない場合が多い。定数項も同様にゼロと統計的な有意差が認められないケースが大部分である。この傾向は、上場直後、2年後ともに共通である。

一方 h_t のパラメータは、上場直後と2年後との結果に、興味深い差異が生じている。上場直後には β_1 は統計的に有意ではなく、 $\alpha_1 + \beta_1$ の値は 0.5 より小さくなるケースが多い。しかし上場2年後になると、 α_1 と β_1 はともに有意となり、両者の和も 1 に近づいている。中には 1 を超えるケースも見受けられる。

これらの結果から、上場2年後のボラティリティは、単位根を持つ非定常な IGARCH 過程か、それに近い変動を示すものと判断される。つまりボラティリティに何らかのショックが加わると、上場直後にはその影響の持続性は小さかったものが、上場2年後には後々まで影響を及ぼし続けるように変化したと考えられる。なお h_t のパラメータについて以上の考察が当てはまらないのは、大阪アルミニウムの3限月である。これらのデータでは、上場直後のほうが $\alpha_1 + \beta_1$ の値は 1 に近く、上場2年後には00年7月限と9月限では β_1 は統計的に有意ではなくなっている。

表4-8 GARCH(1,1)モデルの推定結果(東穀とうもろこし)

限月	上場時			2年後		
	93年1月限	93年3月限	93年5月限	95年1月限	95年3月限	95年5月限
定数項	-0.119 (0.090)	-0.117 (0.069)	-0.087 (0.063)	-0.022 (0.070)	0.055 (0.070)	0.047 (0.063)
AR(1)	0.173 (0.110)	0.238 ** (0.081)	0.210 ** (0.077)	0.138 (0.078)	0.098 (0.076)	0.063 (0.079)
C	0.363 (0.228)	0.578 (0.319)	0.468 ** (0.146)	0.121 * (0.050)	0.049 * (0.023)	0.040 * (0.017)
α_1	0.330 (0.194)	0.296 * (0.142)	0.257 (0.103)	0.359 ** (0.079)	0.199 ** (0.061)	0.271 ** (0.061)
β_1	0.444 (0.272)	0.195 (0.356)	0.270 (0.177)	0.619 ** (0.062)	0.793 ** (0.047)	0.751 ** (0.053)
標準化残差の診断検定						
歪度	0.245	-0.142	-0.573	0.178	0.164	0.052
尖度	2.376	0.066	0.642	0.499	1.325	2.730
JB	39.964 **	0.711	17.591 **	3.837	18.855 **	74.631 **
Q(10)	8.411	6.239	5.164	6.562	4.439	6.889
Q ² (10)	3.207	6.498	12.296	10.200	9.913	3.977
ARCH(10)	0.512	0.921	1.510	1.139	1.077	0.482

注) ()内の数値は漸近的標準誤差。**, *はそれぞれ有意水準1%、5%で帰無仮説を棄却したことを表す。

表4-9 GARCH(1,1)モデルの推定結果(関門とうもろこし)

限月	上場時			2年後		
	92年12月限	93年2月限	93年4月限	94年12月限	95年2月限	95年4月限
定数項	-0.009 (0.024)	-0.053 (0.080)	-0.028 (0.078)	-0.024 (0.073)	0.013 (0.081)	0.019 (0.067)
AR(1)	0.132 (0.115)	0.199 (0.120)	0.255 ** (0.086)	0.085 (0.076)	0.018 (0.068)	0.000 (0.078)
C	-0.003 * (0.001)	0.788 (0.452)	0.702 ** (0.263)	0.060 (0.031)	0.079 ** (0.016)	0.070 ** (0.015)
α_1	0.121 ** (0.028)	0.112 (0.088)	0.252 (0.149)	0.165 * (0.065)	0.143 ** (0.034)	0.215 ** (0.047)
β_1	0.896 ** (0.016)	0.000 (0.531)	0.109 (0.317)	0.793 ** (0.072)	0.809 ** (0.028)	0.754 ** (0.043)
標準化残差の診断検定						
歪度	-1.929	-0.743	0.337	0.108	0.396	0.126
尖度	7.164	2.296	2.953	1.063	3.259	3.689
JB	369.663 **	54.208 **	81.784 **	12.008 **	113.435 **	138.437 **
Q(10)	8.215	11.59	4.414	8.213	5.622	5.08
Q ² (10)	1.887	2.436	1.42	10.115	8.371	1.793
ARCH(10)	0.168	0.216	0.261	0.955	0.824	0.217

注) 表4-8と同じ。

表4-10 GARCH(1,1)モデルの推定結果(東穀アラビカコーヒー豆)

限月	上場時			2年後		
	99年1月限	99年3月限	99年5月限	01年1月限	01年3月限	01年5月限
定数項	-0.106 (0.133)	-0.108 (0.144)	-0.136 (0.124)	-0.178 (0.166)	-0.144 (0.166)	-0.151 (0.156)
AR(1)	0.159 (0.090)	0.228 ** (0.081)	0.138 (0.079)	0.072 (0.067)	0.087 (0.070)	0.120 (0.072)
C	2.060 (1.577)	2.714 * (1.103)	2.596 * (1.253)	0.607 (0.481)	0.953 (0.827)	0.944 (0.863)
α_1	0.217 (0.143)	0.345 (0.187)	0.207 * (0.105)	0.152 * (0.069)	0.168 (0.098)	0.175 (0.099)
β_1	0.000 (0.723)	0.000 (0.613)	0.000 (0.389)	0.768 ** (0.112)	0.697 ** (0.179)	0.688 ** (0.199)
標準化残差の診断検定						
歪度	0.030	-0.069	0.032	0.125	0.235	-0.107
尖度	-0.247	-0.238	1.197	-0.364	-0.488	-0.523
JB	0.379	0.572	0.396	1.984	4.646	3.251
Q(10)	10.757	17.093 *	10.673	4.779	7.188	10.428
Q ² (10)	14.900	30.382 **	25.391 **	12.674	15.942	8.193
ARCH(10)	1.481	3.880 **	2.490 **	1.110	1.257	0.980

注) 表4-8と同じ。

表4-11 GARCH(1,1)モデルの推定結果(東穀ロブスタコーヒー豆)

限月	上場時			2年後		
	99年1月限	99年3月限	99年5月限	01年1月限	01年3月限	01年5月限
定数項	0.023 (0.168)	-0.034 (0.105)	-0.026 (0.099)	-0.319 (0.160)	-0.253 (0.182)	-0.218 (0.186)
AR(1)	0.192 (0.134)	0.132 (0.081)	0.019 (0.075)	-0.025 (0.078)	-0.010 (0.071)	0.068 (0.073)
C	2.645 (2.994)	0.254 (0.157)	1.945 (1.277)	1.117 * (0.470)	1.593 (1.000)	2.950 (1.578)
α_1	0.154 (0.130)	0.133 * (0.068)	0.111 (0.099)	0.331 ** (0.079)	0.220 * (0.097)	0.267 (0.136)
β_1	0.000 (1.119)	0.761 ** (0.110)	0.000 (7.692)	0.596 ** (0.077)	0.612 ** (0.166)	0.412 (0.266)
標準化残差の診断検定						
歪度	2.142	0.000	-0.035	-0.416	0.073	-0.144
尖度	15.641	0.752	0.588	1.256	-0.098	0.543
JB	1545.175 **	4.290	3.231	23.181 **	0.314	3.844
Q(10)	7.994	11.596	9.967	13.871	12.140	10.333
Q ² (10)	0.552	3.715	10.016	7.923	5.719	3.156
ARCH(10)	0.220	0.338	0.802	0.821	0.508	0.404

注) 表4-8と同じ。

表4-12 GARCH(1,1)モデルの推定結果(東工パラジウム)

限月	上場時			2年後		
	93年2月限	93年4月限	93年6月限	95年2月限	95年4月限	95年6月限
定数項	0.133 (0.097)	0.189 * (0.083)	0.248 ** (0.078)	0.048 (0.040)	0.025 (0.047)	0.015 (0.050)
AR(1)	-0.089 (0.121)	-0.040 (0.106)	-0.173 (0.091)	-0.144 (0.074)	-0.126 (0.077)	-0.109 (0.077)
C	0.963 * (0.256)	0.366 * (0.160)	0.450 ** (0.112)	0.116 * (0.055)	0.019 (0.012)	0.014 (0.008)
α_1	0.656 ** (0.215)	0.481 ** (0.126)	0.617 ** (0.144)	0.210 * (0.095)	0.128 ** (0.051)	0.155 ** (0.038)
β_1	-0.058 (0.155)	0.376 ** (0.130)	0.249 ** (0.095)	0.530 ** (0.178)	0.860 ** (0.057)	0.837 ** (0.037)
標準化残差の診断検定						
歪度	-0.286	0.038	0.280	0.231	-0.298	-0.426
尖度	1.824	0.049	0.374	0.995	1.432	1.256
JB	20.858 **	0.062	4.152	12.184 **	24.358 **	23.424 **
Q(10)	11.819	12.411	11.987	2.859	12.826	8.020
Q ² (10)	4.154	6.553	7.617	8.842	14.165	3.701
ARCH(10)	0.904	0.662	0.809	0.829	1.387	0.462

注) 表4-8と同じ。

表4-13 GARCH(1,1)モデルの推定結果 (東工アルミニウム)

限月	上場時			2年後		
	97年10月限	97年12月限	98年2月限	99年10月限	99年12月限	00年2月限
定数項	-0.082 (0.111)	-0.069 (0.100)	-0.071 (0.082)	0.000 (0.082)	0.080 (0.073)	0.101 (0.075)
	0.201 (0.119)	0.083 (0.100)	0.034 (0.094)	-0.014 (0.070)	-0.004 (0.067)	-0.139 (0.074)
C	0.433 (0.516)	0.330 (0.319)	1.009 * (0.448)	1.535 (380.445)	1.221 (174.090)	1.198 (0.793)
α_1	0.104 (0.094)	0.144 (0.075)	0.152 (0.082)	0.000 (0.074)	0.000 (0.063)	0.128 (0.072)
β_1	0.559 (0.469)	0.620 * (0.292)	0.000 (0.553)	0.000 (249.287)	0.000 (142.331)	0.000 (0.591)
標準化残差の診断検定						
歪度	-0.976	-0.686	-1.144	0.027	-0.147	0.051
尖度	2.751	1.362	4.337	0.101	0.300	0.435
JB	65.891 **	27.080 **	214.356 **	0.132	1.775	2.011
Q(10)	11.933	14.548	9.519	3.532	4.131	4.714
Q ² (10)	2.065	9.120	2.271	8.576	5.274	6.082
ARCH(10)	0.412	1.227	0.389	0.941	0.538	0.760

注) 表4-8と同じ。

表4-14 GARCH(1,1)モデルの推定結果 (大阪アルミニウム)

限月	上場時			2年後		
	98年5月限	98年7月限	98年9月限	00年5月限	00年7月限	00年9月限
定数項	-0.046 (0.058)	-0.111 (0.064)	-0.117 ** (0.041)	0.039 (0.081)	0.021 (0.071)	0.026 (0.060)
AR(1)	0.086 (0.108)	-0.008 (0.112)	-0.287 ** (0.093)	-0.082 (0.069)	-0.004 (0.080)	-0.080 (0.075)
C	0.063 * (0.028)	0.029 (0.030)	0.039 (0.022)	0.128 (0.074)	0.949 (0.509)	0.795 ** (0.238)
α_1	0.104 * (0.044)	0.280 * (0.077)	0.592 ** (0.131)	0.132 ** (0.045)	0.114 (0.079)	0.307 ** (0.114)
β_1	0.745 ** (0.093)	0.822 ** (0.057)	0.666 ** (0.055)	0.802 ** (0.070)	0.060 (0.432)	0.000 (0.644)
標準化残差の診断検定						
歪度	-0.887	1.885	-2.435	0.012	0.015	0.160
尖度	5.705	14.610	14.160	1.217	0.698	1.262
JB	229.055 **	1878.278 **	2232.884 **	14.994 **	4.926	17.176 **
Q(10)	23.262 **	5.295	21.500 *	6.872	6.541	2.113
Q ² (10)	11.253	2.352	20.344	3.050	8.909	17.897
ARCH(10)	1.053	1.667	14.082**	0.324	0.968	1.636

注) 表4-8と同じ。

(2) 推定されたボラティリティの吟味

前節で推定した GARCH モデルから得られた h_t を、時間軸に沿ってプロットしたものが図 4 - 1 ~ 図 4 - 7 である。 h_t はボラティリティであるから、これらの図はボラティリティ変動の態様を示している。それぞれの図には 6 つのボラティリティ推定値がプロットされているが、左側の 3 つが上場直後、右側の 3 つが上場 2 年後のボラティリティを図示したものである。図の横軸は時間軸であるが、どの図も納会日を 250 としている。したがって、250 から図の横軸の値を差し引いて得られる値が、納会日までの取引日数を表すことになる。上場直後の 2 限月は納会までの日数が少ないため、横軸の途中からプロットが始まっている。

まず、多くのデータ、特に上場直後のデータにおいて、納会日もしくはその直前に異常ともいえるほどボラティリティが急激に上昇している点である。この原因としては、(i)納会日直前に値幅制限がなくなって、それまでと比較して大きな値動きが可能になること、(ii)期近限月における取引規制のために市場参加者が少なくなる中で、わずかの売買によって大幅な価格変動が発生すること、などが考えられる。

上場直後と 2 年後のボラティリティ変動の比較から、全ての商品に当てはまる結論を見いだすことは難しい。特徴的なケースは、東穀と関門のとうもろこし、東穀アラビカコーヒー、東工パラジウムである。これらの商品では、上場 2 年後になると、ボラティリティは新南発会から 100 日目頃まで上昇を続けた後、いったん低下し、納会日が近づくと再び上昇するというパターンをとるケースが多いように見える。言い換えれば、ボラティリティは期先で大きく、期中で低下し、期近で再び上昇している。

商品先物価格のボラティリティ変動について、Samuelson (1965) は、納会日が近づくとつれてボラティリティは増加するという「満期効果」を提唱している。しかし本稿で推定されたボラティリティからは、納会日に向かってボラティリティが上昇するトレンドを見いだすことができない。

なお、東工アルミニウムの 99 年 10 月限および 99 年 12 月限のボラティリティは、小数点以下 4 桁目の値がわずかに変動する程度で、ほとんど一定であった。これは ARCH 効果の分析で推察された現象と一致する。

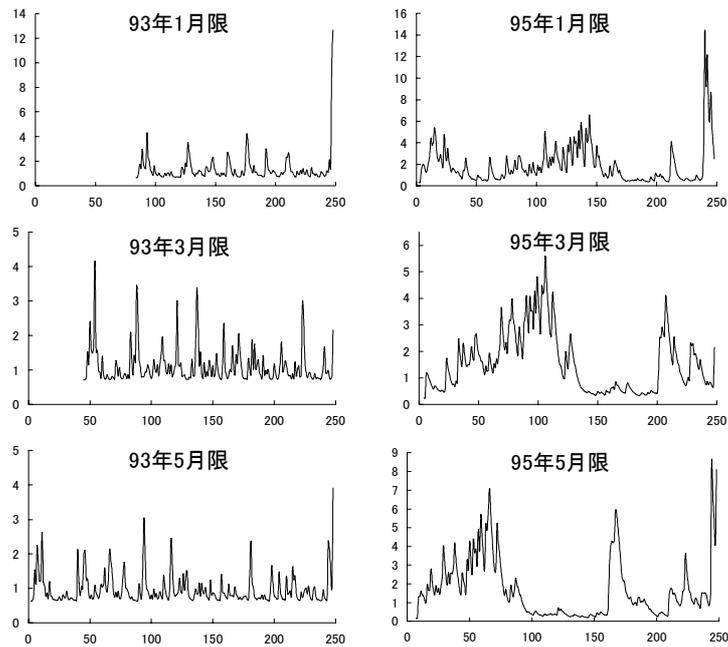


図 4 - 1 推定されたボラティリティ (東穀とうもろこし)

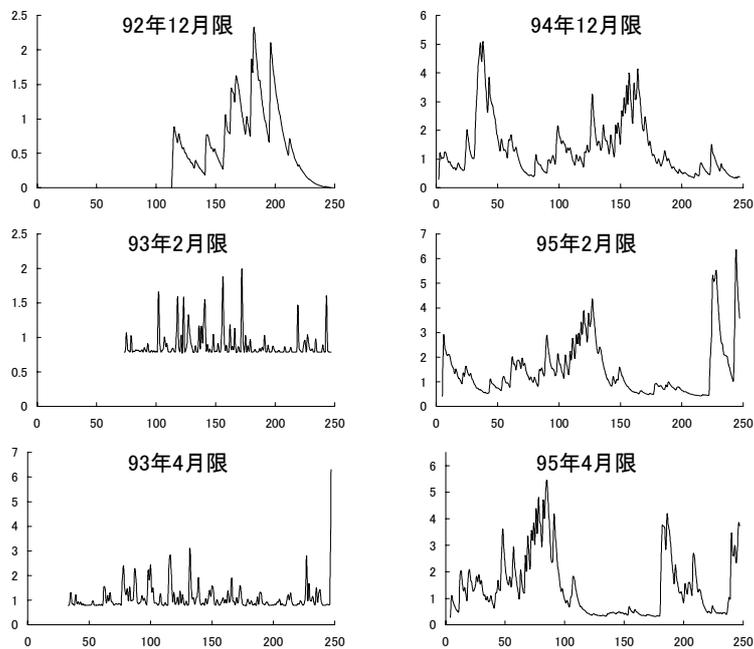


図 4 - 2 推定されたボラティリティ (関門とうもろこし)

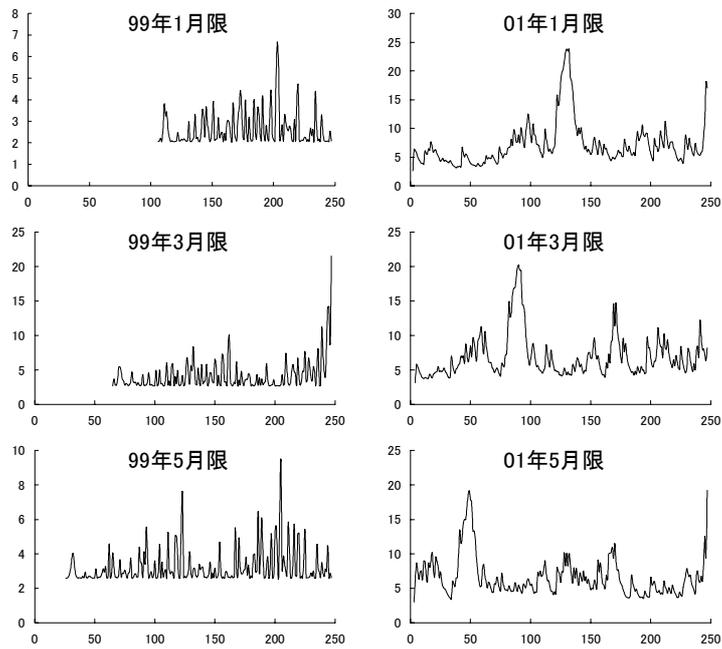


図 4 - 3 推定されたボラティリティ (東穀アラビカコーヒー豆)

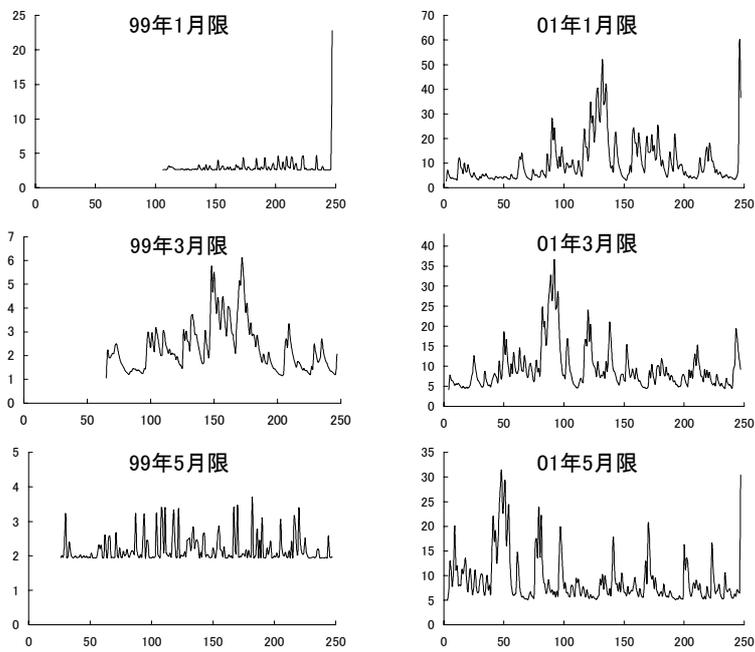


図 4 - 4 推定されたボラティリティ (東穀ロブスタコーヒー豆)

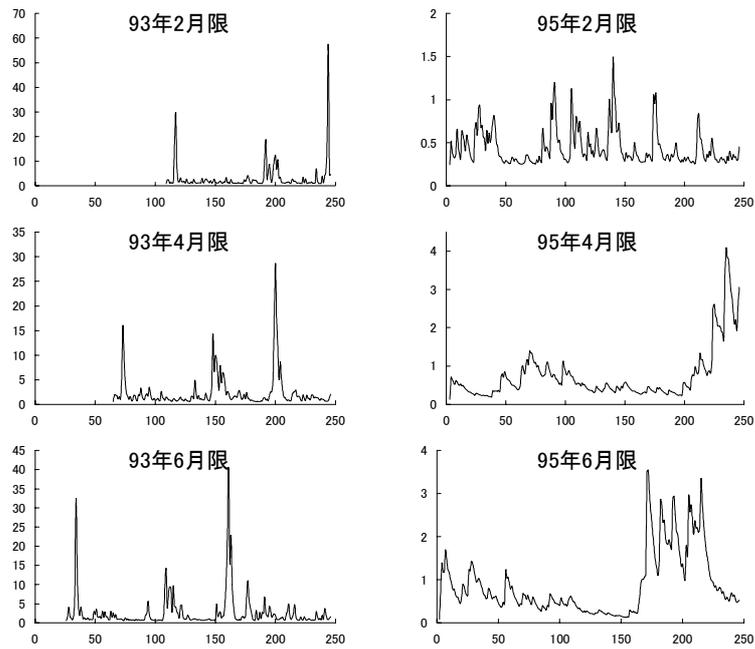


図 4 - 5 推定されたボラティリティ (東工パラジウム)

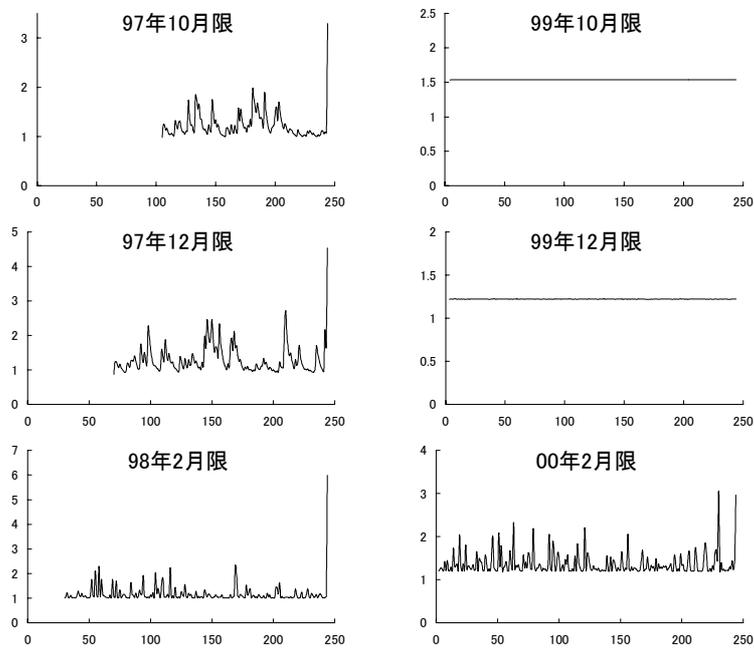


図 4 - 6 推定されたボラティリティ (東工アルミニウム)

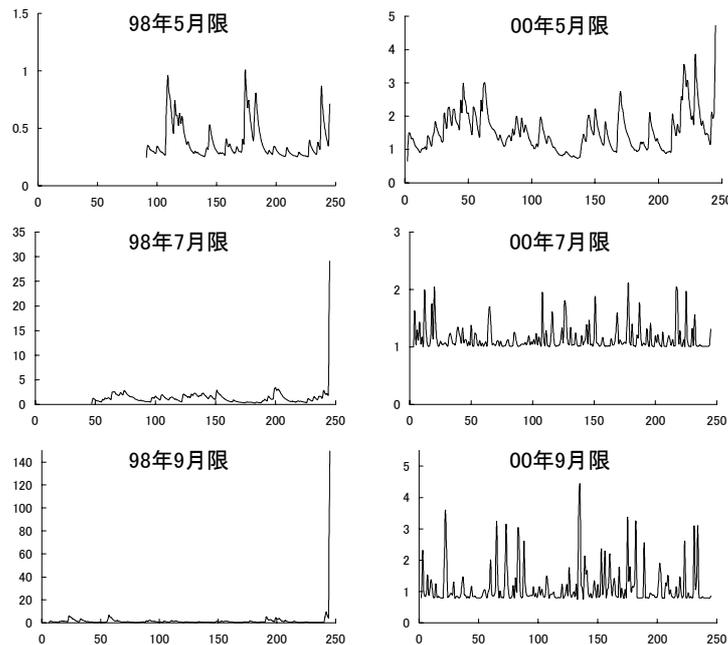


図 4 - 7 推定されたボラティリティ（大阪アルミニウム）

4)ま と め

本節では、分析対象とする商品の対数価格変化率について、ARCH 効果の分析と GARCH モデルの推定、ボラティリティの推定を行った。

分析の結果、他の金融時系列データと同様に、分析対象とするデータにも ARCH 効果の存在が幅広く認められた。しかし、東工アルミニウムの一部の限月では、ARCH 効果の存在可能性がまったく認められなかった。上場直後と 2 年後の自己相関検定の結果を比較すると、どの商品についても上場 2 年後には、過去のデータを利用し将来価格を予測できる可能性が低まったといえる。その意味で新規に上場された商品市場は、時間の経過と共に、弱い意味での効率的市場に近づいたと考えられる。

また、GARCH モデルの当てはまりは概ね良好であった。ボラティリティに対するショックの持続性は、上場直後はそれほど大きくなかったものが、2 年後には後々まで影響を及ぼし続けるように変化した。

推定されたボラティリティは、納会日あるいはその直前に急激に上昇している。その原因として、値幅制限の撤廃や期近限月において取引量が少ないために、大幅な価格変動が発生しやすい状況にあることが考えられる。上場直後と 2 年後との間に明確な相違点を見いだすことは難しいが、多くの商品では、ボラティリティは上場 2 年後には期先で大きく、期中で低下し、期近で再び上昇する傾向があることが明らかになった。

(注 2) 擬似最尤推定値では、パラメータの標準誤差に修正を加える必要がある。詳しくは Hamilton (1994)、pp.663-664 ページを参照のこと。なお本稿では標準誤差の修正は行っていない。

5. 平方根過程による新規上場商品の特徴

1) モデル

一代物の先物価格は、納会日が近づくにつれ現物価格などの何らかの価格に収束していくと考えられる。本節では、現在の水準が長期的平均に戻ろうとする平均回帰過程を用いて、収束の状況、ボラティリティなどを分析する。一般的に、資産の価格や収益率は確率微分方程式で記述することができるが、実際のデータは離散的にしか得られないため、推定を行う場合は近似が施される。

そこで、確率微分方程式、

$$dx_t = \kappa(\mu - x_t)dt + \sigma x_t^\gamma dB_t$$

に対して、取引日の間隔を Δ としてオイラー法により離散近似を施すと、

$$x_t = \kappa\mu\Delta + (1 - \kappa\Delta)x_{t-1} + \xi_t$$

$$\xi_t \sim \sigma x_{t-1}^\gamma \Delta^{1/2} u_t, \quad u_t \sim \text{NID}(0,1)$$

となる(注3)。ここで、 κ 、 μ 、 σ 、 γ はパラメータ、 B_t はブラウン運動である。

$\gamma=1/2$ のとき平方根過程仮定(Cox, Ingersoll and Ross(1985))、 $\gamma=0$ のとき O-U (Ornstein-Uhlenbeck)過程 (Vasicek(1997))という。平方根過程はボラティリティが変動するが、O-U 過程はボラティリティが一定となる。パラメータ μ は $t \rightarrow \infty$ における x_t の長期的な期待値、 κ は平均回帰の調整係数を意味する。O-U 過程の場合、 σ はボラティリティである。平方根過程では x_t が負になることはないが、O-U 過程では負になることがある。

2) 状態空間モデルによる定式化

平方根過程や O-U 過程のパラメータを推定するには GMM 法の適用がある。しかし、平方根過程の離散近似はマルコフ性を持ち、状態空間モデルで定式化できるため、ここではカルマンフィルターによる推定を試みる(注4)。

前節での ARCH 効果や GARCH モデルの分析結果より、時間に関してボラティリティは一定ではないという結果を得ている。そこで、ボラティリティが変動する平方根過程をとりあげる。すなわち、

$$x_t = \kappa\mu\Delta + (1 - \kappa\Delta)x_{t-1} + \sigma\sqrt{x_{t-1}}\Delta u_t$$

を状態空間モデルで定式化する。

一般的な状態空間モデルは以下のとおりである。

$$x_t = c_t + T_t x_{t-1} + R_t \eta_t \quad (m \text{次元の状態方程式})$$

$$y_t = Z_t x_t + \varepsilon_t \quad (k \text{次元の観測方程式})$$

ここで、 $t=1, \dots, n$ 、 x_t は状態変数、 y_t は観測値、 c_t 、 T_t 、 R_t 、 Z_t は行列、 $\eta_t \sim NID(0, \sigma^2)$ 、 $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ である。

カルマンフィルターのアルゴリズムは次のとおりになる。

$$\begin{aligned} a_{t+1|t} &= (T_{t+1} - K_t Z_t) a_{t|t-1} + K_t y_t + c_t \\ P_{t+1|t} &= T_{t+1} (P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t P_{t|t-1}) T_{t+1}' + R_t Q_t R_t' \\ K_t &= T_{t+1} P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} \\ v_t &= y_t - Z_t a_{t|t-1} \\ F_t &= Z_t P_{t|t-1} Z_t' + H_t \end{aligned}$$

ここで、 $a_{t|t-1} = E(x_t | y_{t-1})$ 、 $P_{t|t-1} = E[(x_t - a_{t|t-1})(x_t - a_{t|t-1})']$ となる条件付期待値であり、 H_t は ε_t の共分散行列、 Q_t は η_t の共分散行列である。

ここで、平方根過程をあてはめるに際し、

$$\begin{aligned} c_t &= \kappa \mu \Delta, \quad T_t = 1 - \kappa \Delta, \quad Z_t = 1, \quad Q_t = \sigma^2, \quad H_t = \sigma_\varepsilon^2, \quad R_t = \sqrt{y_{t-1} \Delta} \\ \varepsilon_t &\sim NID(0, \sigma_\varepsilon), \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma) \end{aligned}$$

とした。すなわち、状態方程式では、平方根過程 x_t をモデル化し、観測方程式ではサンブル誤差をモデル化するために、 x_t に誤差項 ε_t を加えたものとしている。また本来ならば、 R_t は状態変数を用いて $\sqrt{x_{t-1} \Delta}$ とするべきだが、状態変数の初期値 x_0 を与える理論的根拠が見出しにくいいため、 x_{t-1} そのものを観測値 y_{t-1} で置き換えた。

なお、パラメータ $\Theta = (\mu, \kappa, \sigma^2, \sigma_\varepsilon^2)$ を推定するには、以下の尤度関数により行う。

$$\log L(\Theta) = -\frac{n}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \log |F_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n v_t' F_t^{-1} v_t$$

最適化については BFGS アルゴリズムを用いた。

3) 推定結果

推定に際し、 $\Delta = 1/245$ とした。245 とは年間取引日の平均値である。モデルでは $T_t = 1 - \kappa \Delta$ としたが、 Δ が十分に小さいと T_t は 1 に近くなるので、状態空間モデルでは非定常な状態方程式に近づく。そこで初期値については、デフューズ過程を仮定した (Harvey (1989), pp.120-125)。また、納会日のデータに対応する残差 v_t が異常に大きくなったため、すべての推定において、納会日のデータを除いて推定を行っている。

推定結果は表 5 - 1 ~ 表 5 - 7 である。パラメータの推定値下の () 内は標準誤差であり、尤度関数からのヘシアン行列の逆行列より算出した。残差検定は v_t を f_t で基準化した $v_t / \sqrt{f_t}$ に対して行った。これは理論的には平均ゼロ分散 1 の独立な正規分布に従う。Q(1)、Q(5)、Q(10) は Lung-Box の系列相関の検定統計量、JB は Jarque-Bera の正規性の検

定統計量、 H とは F 分布による分散不均一のための検定統計量である。残差が正規性を満たし、系列相関がなければ、パラメータのワルド検定などが行える。しかし、残差の正規性の結果については、これを満たさない場合が多くみられる。そこで推定値の統計的有意性を、標準誤差と推定値との相対的な大きさを判断することにした。

μ は $t \rightarrow \infty$ における長期的な X_t の期待値である。すべての推定値は、その標準誤差が小さく、統計的に有意と考えられる。上場後と2年後の推定値を比較すると、東穀とうもろこし(表5-1)、東穀アラビカコーヒー豆(表5-3)、東穀ロブスタコーヒー豆(表5-4)、東工アルミニウム(表5-6)、大阪アルミニウム(表5-7)では、推定値の大きさは2年後の方が小さくなっている。表5-4の関門とうもろこしでは、93年2月限の系列を除いて同様な傾向がみられる。しかし、表5-5の東工パラジウムでは逆に上昇している。このことから、多くの商品では、上場当時は2年後の価格水準に比べ相対的に高い価格で推移したことがわかる。

κ は平均回帰の調整係数を意味する。系列が平均回帰性をもてば、この大きさはゼロではない。東穀とうもろこし、東穀アラビカコーヒーの01年5月限、関門とうもろこし95年4月限、大阪アルミニウムの00年11月限が、その標準誤差が小さく有意と考えられる。しかし、他のほとんどの価格において、標準誤差が小さく平均回帰のパラメータが有意でないと考えられる。これらの価格においては、一代物であるにも関わらず、平均回帰性を満たさない。

σ^2 はボラティリティへ影響するパラメータである。推定結果はそのほとんどが有意と考えられる。またその大きさを上場時と2年後で比較すると、東工パラジウムを除いて値が大きくなっている。平方根過程ではボラティリティ自体は変動するようにモデル化されているが、 σ^2 が大きくなることにより、2年後のボラティリティに正の効果を与えらると思われる。なお、東工パラジウムは長期的な期待値が上昇する価格であった。

観測方程式の誤差項の分散 σ_e^2 はほとんどゼロとして推定された。つまり、 x_t と y_t の間の観測誤差は非常に小さいことになるが、 R_t において状態変数を観測値で置き換えた影響が表れている可能性がある。

表5-1 状態空間モデルの推定結果 (東穀とうもろこし)

限月	上 場 時			2 年 後		
	93年1月限	93年3月限	93年5月限	95年1月限	95年3月限	95年5月限
パラメータ						
μ	9.56 (0.07)	9.56 (0.06)	9.56 (0.06)	9.46 (0.07)	9.49 (0.06)	9.43 (0.08)
κ	3.80 (0.01)	3.51 (1.69)	3.51 (1.69)	3.25 (2.18)	3.25 (2.18)	3.17 (2.89)
σ^2	0.06 (0.01)	0.05 (0.03)	0.05 (0.03)	0.07 (0.01)	0.07 (0.01)	0.06 (0.01)
σ_t^2	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
残差検定						
Q(1)	3.01	6.65 **	6.65 **	3.11	3.11	0.12
Q(5)	4.96	11.00	11.00	7.25	7.25	6.86
Q(10)	8.20	12.70	12.70	12.60	12.60	12.40
JB	92.50 **	15.90 **	15.90 **	51.40 **	51.40 **	66.10 **
H	1.30	0.78	0.78	0.99	0.99	0.60

注) **は有意水準1%で帰無仮説を棄却したことを表す。

表5-2 状態空間モデルの推定結果 (関門とうもろこし)

限月	上 場 時			2 年 後		
	92年12月限	93年2月限	93年4月限	94年12月限	95年2月限	95年4月限
パラメータ						
μ	9.27 (0.61)	9.55 (0.07)	9.34 (0.09)	9.39 (0.19)	9.48 (0.05)	9.47 (0.04)
κ	1.14 (1.81)	3.01 (1.84)	2.67 (1.93)	1.54 (1.69)	3.35 (2.13)	5.27 (2.52)
σ^2	0.04 (0.00)	0.05 (0.00)	0.05 (0.00)	0.06 (0.00)	0.06 (0.00)	0.06 (0.00)
σ_t^2	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
残差検定						
Q(1)	0.53	4.98 *	7.79 **	0.46	0.00	0.00
Q(5)	7.16	8.87	11.60 *	2.04	6.57	5.37
Q(10)	12.30	15.00	14.70	13.90	11.90	8.06
JB	245.20 **	82.10 **	23.50 **	15.70 **	49.10 **	23.40
H	0.15	0.67	0.65	0.33	1.39	0.67

注) *, **はそれぞれ有意水準1%、5%で帰無仮説を棄却したことを表す。

表 5-3 状態空間モデルの推定結果 (東穀アラビカコーヒー豆)

限月	上 場 時			2 年 後		
	99年1月限	99年3月限	99年5月限	01年1月限	01年3月限	01年5月限
パラメータ						
μ	9.98 (0.31)	9.89 (0.26)	9.70 (0.63)	9.35 (0.23)	9.42 (0.12)	9.46 (0.06)
κ	2.14 (3.70)	2.30 (2.91)	1.16 (2.09)	2.50 (2.03)	4.00 (2.34)	7.01 (3.09)
σ^2	0.08 (0.01)	0.10 (0.01)	0.09 (0.01)	0.14 (0.01)	0.13 (0.01)	0.13 (0.01)
σ_t^2	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
残差検定						
Q(1)	6.15 *	11.80 **	5.55	1.80	1.50	2.86
Q(5)	10.90	17.50 **	10.20	2.85	3.33	7.57
Q(10)	16.00	25.90 **	15.20	8.42	9.38	10.30
JB	2.18	5.88	4.13	0.05	2.41	1.37
H	1.58	3.14 **	2.47 **	2.15 **	1.04	0.56

注) 表 5-2 と同じ。

表 5-4 状態空間モデルの推定結果 (東穀ロブスタコーヒー豆)

限月	上 場 時			2 年 後		
	99年1月限	99年3月限	99年5月限	01年1月限	01年3月限	01年5月限
パラメータ						
μ	10.00 (0.06)	9.98 (0.05)	9.98 (0.05)	8.33 (2.11)	8.79 (0.45)	8.89 (0.17)
κ	5.58 (5.63)	61.60 (4.64)	5.33 (3.83)	0.92 (2.22)	2.16 (2.57)	3.93 (2.87)
σ^2	0.07 (0.01)	0.08 (0.01)	0.07 (0.01)	0.16 (0.01)	0.15 (0.01)	0.15 (0.01)
σ_t^2	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
残差検定						
Q(1)	6.21 *	2.95	0.18	0.03	0.00	0.25
Q(5)	15.80 **	11.60 *	7.29	5.14	2.16	2.13
Q(10)	23.90 **	20.10 *	9.24	13.30	14.40	15.10
JB	8.23 *	2.08	1.53	27.20 **	1.78	2.34
H	2.62	0.69	1.21	3.11 **	0.78	0.42

注) 表 5-2 と同じ。

表5-5 状態空間モデルの推定結果 (東工パラジウム)

限月	上 場 時			2 年 後		
	93年2月限	93年4月限	93年6月限	95年2月限	95年4月限	95年6月限
パラメータ						
μ	8.29 (0.09)	8.33 (0.09)	8.36 (0.11)	8.52 (0.07)	8.47 (0.03)	8.46 (0.04)
κ	4.26 (3.64)	3.72 (3.17)	3.24 (2.82)	2.06 (1.80)	4.54 (2.97)	3.98 (3.22)
σ^2	0.10 (0.01)	0.08 (0.01)	0.08 (0.02)	0.03 (0.00)	0.04 (0.00)	0.05 (0.00)
σ_t^2	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
残差検定						
Q(1)	2.23	8.02 **	0.47	0.04	0.01	0.00
Q(5)	12.60 *	12.90 *	8.34	3.02	16.70 **	0.81
Q(10)	16.40	18.60 *	10.40	3.47	20.20 *	6.14
JB	168.90 **	76.00 **	102.90 **	4.25	100.90 **	73.50 **
H	1.45	1.59 *	0.88	0.74	2.33 **	2.39 **

注) 表5-2と同じ。

表5-6 状態空間モデルの推定結果 (東工アルミニウム)

限月	上 場 時			2 年 後		
	97年10月限	97年12月限	98年2月限	99年10月限	99年12月限	00年2月限
パラメータ						
μ	7.62 (0.03)	7.62 (0.02)	7.61 (0.02)	7.41 (0.05)	7.45 (0.06)	7.50 (0.05)
κ	7.62 (5.19)	9.57 (5.32)	8.15 (4.68)	3.69 (2.74)	3.47 (2.56)	4.01 (2.65)
σ^2	0.06 (0.01)	0.06 (0.01)	0.05 (0.00)	0.07 (0.01)	0.06 (0.01)	0.06 (0.00)
σ_t^2	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
残差検定						
Q(1)	2.82	0.50	0.00	0.00	0.01	0.01
Q(5)	20.10 **	8.01	10.40	1.44	3.02	2.03
Q(10)	22.70 *	11.90	14.80	3.34	4.16	5.26
JB	5.47	9.26 **	17.20 **	0.34	1.40	0.41
H	0.49	0.96	0.59	0.81	0.66	0.83

注) 表5-2と同じ。

表5-7 状態空間モデルの推定結果（大阪アルミニウム）

限月	上場時			2年後		
	98年5月限	98年7月限	98年9月限	00年5月限	00年7月限	00年9月限
パラメータ						
μ	5.23 (0.11)	5.27 (0.03)	5.27 (0.02)	5.14 (0.03)	5.14 (0.02)	5.17 (0.04)
κ	2.18 (3.20)	5.64 (3.59)	5.98 (4.13)	6.12 (3.88)	7.23 (3.97)	4.58 (3.37)
σ^2	0.04 (0.00)	0.06 (0.00)	0.05 (0.00)	0.08 (0.01)	0.07 (0.01)	0.07 (0.01)
σ_t^2	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
残差検定						
Q(1)	0.04	0.45	0.33	0.01	0.00	0.01
Q(5)	9.67	3.42	2.31	4.50	0.88	0.36
Q(10)	24.00 **	7.33	3.78	7.13	8.24	3.42
JB	235.60	13.10 **	88.00 **	11.70 **	5.37	15.00 **
H	0.53	0.89	0.90	1.01	0.97	0.88

注) 表5-1と同じ。

4)まとめ

本節では、平方根過程のカルマンフィルターによる推定を行うことにより、新規上場価格の特徴を明らかにした。分析結果から、第1に、上場後と2年後では、長期的な期待値が東工パラジウムを除いて、ほとんどの系列において低下することが明らかになった。すなわち、上場時では、2年後の価格水準に比べ相対的に高い価格で推移したことがわかる。本節の分析ではインフレの影響を除去してはいないが、上場時と2年後の時期は商品毎に同じではないため、純粋に上場時とその2年後における価格変動それ自体の特徴と考えられる。第2は、平均回帰性はあまり満たされてはいない点があった。ただし、これはあくまでもカルマンフィルターによる推定の結果であり、さらには R_t の扱い、GMM推定との比較検討などが必要になる。第3には、上場後と2年後では、長期的期待値が下降する（上昇する）場合、ボラティリティへ影響を与えるパラメータは増大する（減少する）効果がみられることが明らかになった。

(注3) 離散近似については、小暮(1995)に離散近似の問題点が整理されている。

(注4) Chan, Karolyi, and Sanders(1992)はこれらを含めたいくつかのモデル推定をGMM推定により比較している。Schwartz(1997)は現物価格と先物価格との均衡式から、先物価格のデータを用いて、カルマンフィルターにより現物価格のパラメータ推定を行っている。

6.おわりに

上場商品の充実は、投資対象の多様化を通して、日本の商品市場の安定化と活性化をは

かり、また、経済活動における多くのリスクに柔軟に対応するための手段のひとつという意味で重要である。そこで本稿では、1990年の試験上場制度以降の新規上場商品を対象に、現在までの取引状況を整理し、価格変動の特徴を計量的に分析することを目的とした。特に、当該商品について2年後の価格変動との比較を行うことにより、価格変動の特徴を明らかにした。

はじめに、取引状況を出来高割合で見た場合、東穀や関門のとうもろこしや大阪アルミニウムのように、上場当初は他商品に比べ相対的に大きかったものの、取引年数が進むにつれて次第に減少していく商品もあることが明らかになった。新規上場商品は、当業者や一般投資家といった取引参加者が見込まれる魅力あるもの選択しなければならない。適切な新規商品の企画は、取引所にとって大きな課題となるだろう。

次に価格変動の特徴を、単位根検定、ARCH効果、GARCHモデルと平方根過程の推定により計量的に捉えた。まず、単位根検定におけるラグの長さやGARCHモデル推定結果から、価格はやがて効率的市場へ近づくと考えた。単位根検定において、東穀とうもろこし、東穀アラビカコーヒー豆、東穀ロブスタコーヒー豆、東工パラジウムに関しては、ラグが2年後にはゼロになった。つまり、これらの商品価格は、ランダムウォークに従うと考えられるからである。また、GARCHモデルにより推定された、ボラティリティに対するショックの持続性は、上場直後はそれほど大きくなかったが2年後には長期に影響を及ぼすように変化した。上場から時間が経つにつれ、将来価格の予測可能性が低くなったことを示すからである。

また、平方根過程の推定においては、長期的な期待値はほとんどの価格において低下するものの、逆にボラティリティを増大させる効果がみられた。すなわち、新規上場当初はリスクが小さかったものの、その後、リスクプレミアムが増大する一方で価格水準も相対的に低く推移する傾向にあると考えられる。

以上の分析結果の背景には、新規上場商品についての情報蓄積や、取引の活性化があると考えられる。これら新規上場商品に関する情報提供などの積極的かつ迅速な公開などの活動が、市場の安定化と活性化につながるといえる。

【参考文献】

- [1] Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 69, pp.307-327.
- [2] Chan, K. C., G. A. Karolyi, F. A. Longstaff and A. B. Sanders (1992), "An empirical comparison of alternative models of the short-term interest rate," *Journal of Finance*, 47, pp.1209-1227.
- [3] Cox, J. C., J. E. Ingersoll and S. A. Ross (1985), "A theory of the term structure of interest rates," *Econometrica*, 53, pp.385-407.
- [4] Engle, R.F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50, pp.987-1006.
- [5] Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- [6] Harvey, A.C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- [7] Jarque, C.M. and A.K. Bera (1987), "A Test for Normality of Observations and Regression Residuals," *International Statistical Review*, 55, pp.163-172.
- [8] 木原大輔(1992)、『新時代の商品先物取引』、時事通信社。
- [9] 小暮厚之(1995)、「経済データからの確率微分方程式の推定について：離散化とその問題点」*経済研究*、千葉大学、第10巻第2号、1995、pp.91-112.
- [10] 小山良・済藤友明・江尻行男(1994)、『日本の商品先物市場』、東洋経済新報社。
- [11] Ljung, G.M. and G.E.P. Box (1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, 65, pp.297-303.
- [12] Samuelson, P.A. (1965), "Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly," *Industrial Management Review*, 6, pp.41-49.
- [13] 佐賀卓雄(1992)、『日本の商品先物市場』、同文館。
- [14] Schwartz, E. S. (1997), "The stochastic behavior of commodity prices: Implications for valuation and hedging," *Journal of Finance*, 52, pp.923-973.
- [15] Vasicek, O. A. (1977), "An equilibrium characterization of the term structure," *Journal of Financial Economics*, 5, pp.177-188.