

## 株価指数価格変動と現物・先物取引活動の関係の実証分析

高千穂大学商学部

柴田 舞

### 1. はじめに

金融派生商品の一つである株価指数先物取引は、原資産である株価指数に関する情報があり、その情報に基づいて取引が行われ価格付けが行われる。金融派生商品（デリバティブ）の名の通りに派生的な取引であるからには、原資産との関係の上で取引の意義があり、研究の視点においても原資産との関係は重要である。

先物取引の役割の一つはリスク回避であり、将来時点における予測を形成することにある。このため現物市場には先物市場の取引が影響を及ぼす。では、先物取引市場における取引に関する情報が、現物市場の取引にどのように含まれているのか。この点について、理論と実証の両面による研究結果は一致しておらず、先物取引によって現物市場が不安定化すると結論づける研究と、安定化すると結論づける研究の両方がある。

学術研究の視点においては、金融市場へ流入する情報量と価格変動の関連の視点における研究が重要であろう。デリバティブに限らずファイナンスの研究で見られる視点であるが、市場に情報が流入することで価格変動が起きると考えられるからである。すなわち情報量と価格変動の関係は、金融市場における価格形成の根本的なメカニズムを分析する上で重要である。そこで、ファイナンスの学術研究で広く指摘されている通り、市場に流入する情報量を反映すると考えられる売買高等の変数と、価格変動を表すボラティリティの関係について、本稿では先行研究のモデルを用いた分析を行う。

本稿の構成は以下の通りである。第2節は先行研究に基づいたモデルを説明する。第3節でデータと実証分析の結果を示し、最後の第4節でまとめを述べる。

### 2. 分析モデル

市場に流入する情報量を実証分析するにあたり、売買高等が情報量を表す変数として扱われる。価格リターンの変動と取引量には正の関係があることが示されている。代表的なサーベイ研究にKarpoff (1987) がある。

株価指数先物取引の取引活動と、その原資産である株価指数の価格変動の関係を分析したBessembinder and Seguin (1992) は、売買高や建玉で測る取引活動と、現物市場のボラティリティとの関係を、リターンとボラティリティに関する次の2式で分析した。

$$R_t = \delta + \sum_{j=1}^n \gamma_j R_{t-j} + \sum_{j=1}^n \pi_j \hat{\sigma}_{t-j} + U_t \quad (1)$$

$$\hat{\sigma}_t = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j \hat{\sigma}_{t-j} + \sum_{j=1}^n \omega_j U_{t-j} + \sum_{k=1}^m \mu_k A_k + \varepsilon_t \quad (2)$$

ここで  $R_t$  は第  $t$  期の株価指数（現物）のリターンであり、 $t = 1, 2, \dots, T$  かつ  $T$  はサンプルサイズを表す。この式はそれ自身の過去の値、そしてボラティリティの過去の値 ( $\hat{\sigma}_{t-j}$ ) へ回帰するモデルである。 $U_t$  は誤差項である。ボラティリティは、誤差項が正規分布に従う仮定の下で、 $\hat{\sigma}_t \equiv |U_t| \sqrt{\pi/2}$  として定義される。(2) 式はボラティリティ自身の過去の値へ回帰することで、ボラティリティの日々の変動が取り入れられている<sup>1</sup>。 $A_k$  は取引活動を表す変数である。具体的には、現物市場の売買高、先物市場の売買高と建玉である。それぞれを3つの成分に分ける。まず長期的な変動を表す100日移動平均を原系列から引く。続いて、移動平均を取り除いた系列から、モデルで予測された値と予測されなかった値へ分ける。ここではARMAモデルが使われる。この操作によって得られた3成分の合計は原系列に一致する。モデル内  $\delta$ 、 $\gamma_j$ 、 $\pi_j$ 、 $\alpha$ 、 $\beta_j$ 、 $\omega_j$ 、 $\mu_k$  はパラメータである。

### 3. データの説明と実証分析

分析対象期間は2014年初から2019年末までとした。日経平均株価日次終値および売買高、日経225先物取引価格および売買高、建玉の日次データは、いずれも日経NEEDSより取得した。ただし取引活動を表す変数について100日移動平均を計算するために、2013年データの一部を使用した。先物取引の売買高と建玉は、異なる限月物の数値を同一取引日について合計した<sup>2</sup>。日経平均株価の売買高は構成銘柄の売買高を合計した<sup>3</sup>。標本の大きさは1466である。

モデルの推定方法は、Bessembinder and Seguin (1992) と同じく、まずはボラティリティのラグ値を除いて(1)式を推定し、その残差を使い(1)式を再推定し、さらに(2)式を推定する反復的な方法である<sup>4</sup>。両モデルの推定は最小2乗法で行った。

取引活動を表す変数は、移動平均を除去した後にそれぞれARMAモデルを推定した。ラグ値はAIC (Akaike Information Criterion) で判断した。ただし現物売買高はラグ0が選択されたため、移

---

<sup>1</sup> Bessembinder and Seguin (1992) のモデルは、曜日を表すダミー変数を(1)式と(2)式に含めることで、リターンやボラティリティの曜日効果を除去している。本稿の分析においても同じ定式化の下で推定を試みたものの、全ての曜日ダミー変数の係数の推定値が統計的に有意ではなかったことと、曜日ダミー変数を入れるモデルと入れないモデルでAICを比較した結果を踏まえて、本稿では曜日ダミー変数を入れないモデルを報告する。

<sup>2</sup> 分析対象期間中の2018年7月17日以降、大阪取引所における取引制度の一部見直しが実施され、日経225先物取引は、最長5年の13限月制から、最長8年の19限月制となった。

<sup>3</sup> Bessembinder and Seguin (1992) は取引活動を表す変数の対数値のモデルも分析したが、主たる結論に違いは見られない。

<sup>4</sup> (1)式と(2)式の同時推定は、(2)式に誤差項が入る定式化により(1)式における変数の分散が確率的になり確率密度関数を評価できず、この理由で最尤法を実行することができない。しかし両式を同時に扱うことが推定において望ましく、統計学的にアドバンスな方法で(1)式と(2)式のパラメータの推定値を得る方法を考案する余地はある。あるいはGARCHタイプモデルに変更することも可能であろう。ただし、どちらの方法についても学術的に高度な方法になる。本稿は先行研究と同じ反復的方法による推定値を報告するに留める。

動平均と、それを除去した2系列とした。(1)式の推定においてラグ値はAICにより3が選択された。残差とボラティリティ、そして取引活動を表す変数の上記3種類を取り入れた(2)式の推定において、ラグ値はAICにより4が選択された。

本稿では先物取引の取引活動と現物価格リターンのボラティリティの関係を表す(2)式の推定結果を報告する。推定値等は表1にまとめた。ただし売買高と建玉の桁を調整した。先物取引の売買高と建玉は1,000,000、現物の売買高は1,000,000,000で割った値を使用した。

推定結果のうち、取引活動を表す変数を分解した3要素の係数の推定値に注目する。推定結果のt値およびP値で判断すると、先物取引売買高の移動平均値の係数は有意水準1%で有意であり、続いて現物売買高の移動平均値の係数が有意水準5%で有意である。また、有意水準10%まで広げると現物の平均を除いた値の係数も有意である。

100日移動平均の係数の推定値が有意であることから、数か月に及ぶ期間の現物及び先物取引の活発さが、現物市場の価格変動に影響していることが分かる。繰り返しになるが売買高は市場に流入する情報量を反映すると考えると、現物市場だけではなく先物市場に流入する情報量もまた、現物市場の価格変動を引き起こしていることが分かる。

ところで、モデルで予測された部分と予測されない部分の係数の推定値は、いずれも統計的に有意ではない。アメリカの先行研究と異なる結果であるが、本分析期間の特性なのか否かについて、さらに分析が必要であろう。

なお、建玉の係数の推定値はいずれも統計的に有意ではないが、係数がマイナスを示しており、現物市場のボラティリティを減少させる効果がみられる。将来について形成された予測に基づく情報が現物市場の価格変動を小さくさせることは先行研究においても指摘されている点である。

(2)式に取引活動を表す変数として取り入れた変数間の相関係数は、値が最も大きいもので0.6074であったが、その他に高い値は見られなかった。また、(2)式 $\sigma_t$ の係数の推定値に有意ではないものが見られるが、有意である $U_t$ の説明力によって影響を受けていると考えられる。ボラティリティ・モデルは様々な定式化があるため、より詳細な検討が必要であろう。

#### 4. おわりに

市場に流入する情報量と価格変動の関係に着目したところ、日経平均株価の価格変動は、その売買高はもちろんのこと、先物取引の売買高によって影響を受けていることが示された。中でも100日移動平均系列による影響があり、数か月に及ぶ比較的長期の変動が影響することが判明した。ただし、分析期間にはマイナス金利政策が実施されるなどの経済状況を踏まえ、本分析が考慮に入れていない要因を取り入れる必要があると考えられる。また、分析モデルと推定方法については、本稿が参考にした先行研究が発表されてから現在に至るまでに研究が発展した分野であり、モデルおよび推定方法には改良の余地が残されている。

#### 参考文献

1. Bessembinder, H., and P. J. Seguin (1992) "Futures-Trading Activity and Stock Price Volatility," *Journal of Finance*, 47, 5, 2015-2034.
2. Karpoff, M. (1987) "The Relation between Price Changes and Trading Volume: A

Survey,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 109-123.

表1 (2) 式推定結果

	推定値	標準誤差	t 値	P 値	
定数項	0.1773	0.4663	0.3800	0.7038	
$\sigma_{t-1}$	0.0010	0.0301	0.0340	0.9726	
$\sigma_{t-2}$	0.0740	0.0290	2.5480	0.0109	**
$\sigma_{t-3}$	0.0862	0.0266	3.2330	0.0013	***
$\sigma_{t-4}$	0.0342	0.0258	1.3220	0.1864	
$U_{t-1}$	-0.1342	0.0226	-5.9270	0.0000	***
$U_{t-2}$	-0.1115	0.0226	-4.9260	0.0000	***
$U_{t-3}$	-0.0658	0.0225	-2.9160	0.0036	***
$U_{t-4}$	-0.0670	0.0224	-2.9880	0.0029	***
先物売買高移動平均	13.1177	2.9576	4.4350	0.0000	***
先物売買高予測値	1.6144	1.1013	1.4660	0.1429	
先物売買高予測されない変化	1.7521	1.1040	1.5870	0.1127	
先物建玉移動平均	-1.5582	1.1526	-1.3520	0.1766	
先物建玉予測値	0.2707	0.7469	0.3620	0.7171	
先物建玉予測されない変化	-0.9716	0.8151	-1.1920	0.2335	
現物売買高移動平均	0.2632	0.1073	2.4520	0.0143	**
現物売買高平均除去	0.1930	0.1121	1.7210	0.0855	*

注 自由度修正済み決定係数 0.1562。表中の\*\*\*は有意水準 0.01、\*\*は同 0.05、\*は同 0.1 で統計的に有意にゼロと異なることを示す。

本資料に関する著作権は、株式会社大阪取引所にあります。

本資料の一部又は全部を無断で転用、複製することはできません。

本資料の内容は、株式会社大阪取引所の意見・見解を示すものではありません。

本資料は、デリバティブ商品の取引の勧誘を目的としたものではありません。

筆者および株式会社大阪取引所は、本資料に基づく投資あるいは類似の行為により発生した如何なる損失や損害に対して、一切の責任を負うものではありません。