

中国株価指数先物の日中ボラティリティ

対外経済貿易大学 西村友作

九州産業大学 船岡健太

1. はじめに

中国上海で証券市場が新設されてから20年後の2010年、株価指数先物の取引がスタートした。金融規制が厳しい中国において、株価指数先物の取引についても当然さまざまな制限が設けられている。過去を振り返ってみると、1992年12月から始まった国債先物取引は、そのわずか3年後の1995年に、過剰なポジションをとった投資家の投げ売りによって先物市場の暴落と決済不能が発生し、取引停止に追い込まれた¹。このような経緯もあり、2010年に始まった株価指数先物市場においては、個人投資家の参入を大幅に制限し、機関投資家向けの市場へと発展している。このように中国株の現物・先物市場は投資行動の異なる投資家で構成されており、その価格形成メカニズムやマーケット・マイクロストラクチャーも異なると考えられる。本稿では、中国の現物と先物市場の二つのマーケットの日中ボラティリティ (intraday volatility) を対象に比較分析を行う。

近年、情報通信やコンピュータ技術、データ処理技術の飛躍的な発展に伴い、金融資産の日中の価格や取引量といった金融取引に関する高頻度データが入手可能となり、それを用いたボラティリティの研究が盛んに行われるようになってきている。この高頻度データを用いて計算された日中リターンのボラティリティは、日中周期性 (intraday periodicity) とよばれる安定的な周期パターンや、長期記憶性 (long memory) といった特徴を有していることが近年の研究で明らかになっている。

本稿では、中国の株価指数先物とその原資産となっている株価指数に着目し、それぞれの日中ボラティリティに他市場とは異なる独自の特徴があるのか否かを考察する。

2. 中国株価指数先物の概要

中国において株価指数先物の取引が正式に開始されたのは2010年4月16日で、上海・深圳300指数 (CSI300指数)²を原資産とするCSI300指数先物が現時点では唯一中国金融先物取引所に上場している。

投資家層は現物取引と異なり、中国株価指数先物は機関投資家と一部の限られた個人投資家のみ開放されている。個人投資家の場合は、口座残高が50万元 (2015年2月末現在、1元=19.3円) 以上で、株価指数先物に関する試験に合格する必要がある。また、個人の犯

¹ 先物取引停止に至るまでの経緯や背景に関しては、野村資本市場研究所(2007)を参照。

² CSI300指数とは、上海証券取引所と深圳証券取引所で上場しているA株 (国内一般投資家向けに人民幣建てで取引を行う株式) のうち、時価総額や流動性の高い主要300銘柄で構成される株価指数。中国株式市場に関しては野村資本市場研究所(2007)が詳しい。

罪記録に加え、過去3年以内に10回以上の商品先物取引、もしくは株価指数先物の模擬取引で10営業日、20回以上の取引があるかなども調査の対象となる。

この様に個人投資家に制限を課す理由としては、投資家保護目的だけではなく、市場の安定化を図りたい中国証券監督管理委員会（CSRC）の意図もあると考えられる。中国株の現物市場の投資家構造は、投資行動が風説に影響されやすい個人投資家が多数を占めている事がよく知られている。また、中国証券監督管理委員会の統計によると、2011年末における機関投資家の株式保有比率はA株流通株の時価総額ベースで15.6%に過ぎず、他の先進諸国と比較して明らかに小さくなっている。このことから、先物市場においては、個人投資家参入を制限し機関投資家を積極的に呼び込むことで、市場の不安定化を回避しようとしているとみられる。表1にはCSI300指数先物の概要がまとめてある。

表1 CSI300指数先物の概要

取引時間	前場：9時15分～11時30分 後場：13時～15時15分（満期日は15時）
取引単位	指数の300倍単位
最大取引数	1200枚
呼び値	0.2ポイント
値幅制限	前取引日の終値の±10%（満期日は±20%）
限月	当月，翌月，翌月以降の2四半期（3月，6月，9月，12月）
満期日	毎月第3金曜日（祝祭日の場合は延期）
最低証拠金	8%
特別清算指数	満期日におけるCSI300現物指数の取引終了前2時間の算術平均

（出所）中国金融先物取引所などの公開資料を基に筆者作成

3. 日中周期性の比較分析

本節では、現物・先物市場の日中周期性の比較分析を行う。Andersen and Bollerslev (1997) は、S&P500先物指数の5分間リターンを対象に実証研究を行っており、日中ボラティリティにU字型の日中周期性が存在することを指摘している。日経平均株価現物指数の5分間リターンを研究対象としたAndersen, Bollerslev and Cai (2000)では、米国株式市場と異なり昼休みがある日本株式市場の日中ボラティリティはW字型の日中周期性を有しており、また顕著な長期記憶性も存在すると報告している。なお、これらの先行研究は、リターンの絶対値をボラティリティの代理変数として分析しており、本稿でもこれに従う。

3.1 データ

本稿では、中国で株価指数先物がスタートした2010年4月16日から2013年8月30日における、CSI300指数とそれを原資産とするCSI300指数先物を対象に分析を行う。分析対象となる日中リターンは、5分毎の指数の対数階差を100倍することによって算出した。現物市場の立会時間は前場9:30～11:30、後場13:00～15:00の計4時間であるが、先物市場は前場9:15～11:30、後場13:00～15:15の計4時間半である。なお、夜間と昼休み取引されていない時間帯が存在し、この間は5分間のリターンを計算できない。夜間や昼休みは時間間隔が長く、誤差が大きくなる可能性があるため、本稿では夜間のリターンと昼休みの

リターンはサンプルから削除した。つまり、一日に観測できるデータは現物指数で 48 個、指数先物で 54 個、総サンプル数はそれぞれ 39,312 個と 44,226 個である。なお、分析の対象となる株価指数は *FoxTrader* 提供のデータを使用している。

3.2 ボラティリティの日中周期性

本項では、5 分間隔の平均ボラティリティ（5 分間のリターンの絶対値を、観察期間の日数について平均したもの）を用いて、各市場におけるボラティリティの日中周期性の特徴を調べる。図 1 は 1 日の取引時間の最初の 5 分から最後の 5 分までについて、先物市場では 54 個の、現物市場では 48 個のデータを用いて計算された 5 分間隔の平均リターン（点線）とボラティリティ（実線）を示している。平均リターンには明確な変動パターンはみられないが、平均ボラティリティは顕著な日中周期性が確認できる。

まずは左図の先物市場から見ていく。CSI300 指数先物の日中ボラティリティは 3V(VVV) 字型の日中周期性を示しているのが確認できる。9:15 の寄り付き直後のボラティリティは一日中で最も高く、その後急激に下げた後、現物市場取引開始直後の 9:30~9:40 で再び高まっている。その後は横ばいの動きが続き、前引け直前の 11:25-11:30 で再度下げに転じている。後場寄り後、ボラティリティは徐々に上昇し、13:50-14:30 の時間帯はやや高めの水準で推移している。それが 14:40 付近になると急速に下落、15:05-15:10 の時間帯に一日の最低値を記録した直後、最後の 5 分間で再度上昇に転じている。現物市場と重複している取引時間（9:30-15:00）だけを見ると、日中ボラティリティは M 字型の日中周期性を示しており、これは劉ら(2008)が指摘している中国の商品先物市場の L 字型とも異なる。

次に図 1 右図の CSI300 指数の日中ボラティリティであるが、全体的には U 字型を呈しているものの、前場と後場の引けにかけてボラティリティが低下しているのが確認できる。Andersen, Bollerslev and Cai (2000)は、日本株式市場の日中ボラティリティは、昼休み前後でボラティリティが高まる事を指摘したが、同じく昼休みがある中国株式市場では同様の動きはみられなかった。

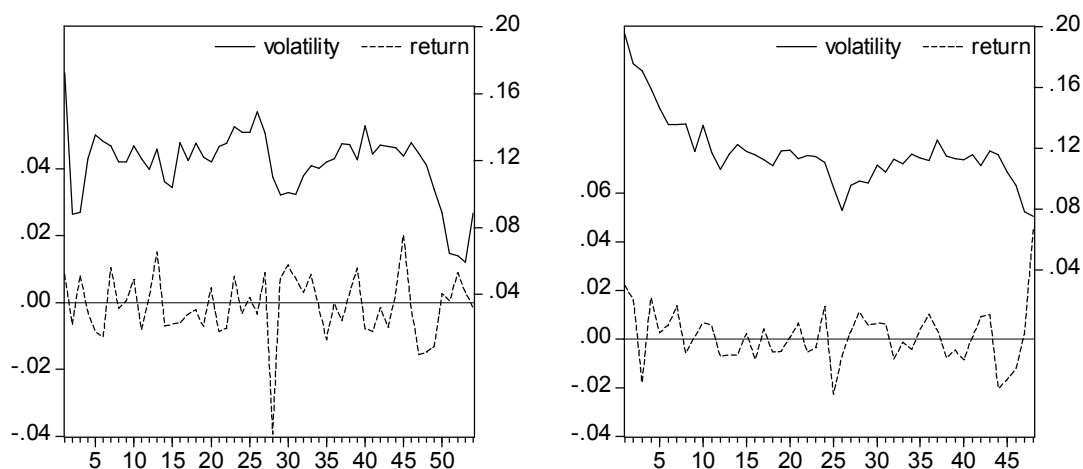


図 1 5 分間隔の平均リターンとボラティリティ

(注) 左図は CSI300 指数先物、右図は CSI300 現物指数。点線は 5 分間のリターンの平均（左目盛り）、実線は 5 分間のリターンの絶対値の平均（右目盛り）。

図2の実線は最初の5分（第1期）から10日ラグ（先物指数は540期、現物指数は480期のラグ）までの自己相関関数を示している。この図からも、自己相関が1日を周期とする安定的な変動パターンを示すことが確認できる。注目すべき特徴は、これらの自己相関が非常に高い（図中に点線で示されている、相関が0の帰無仮説を棄却する有意水準5%の臨界値を大きく上回っている）ことである。また、日中ボラティリティの自己相関が非常にゆっくりとしか減衰していないことが見て取れる。これは日中ボラティリティが長期記憶過程に従っていることを示唆している。

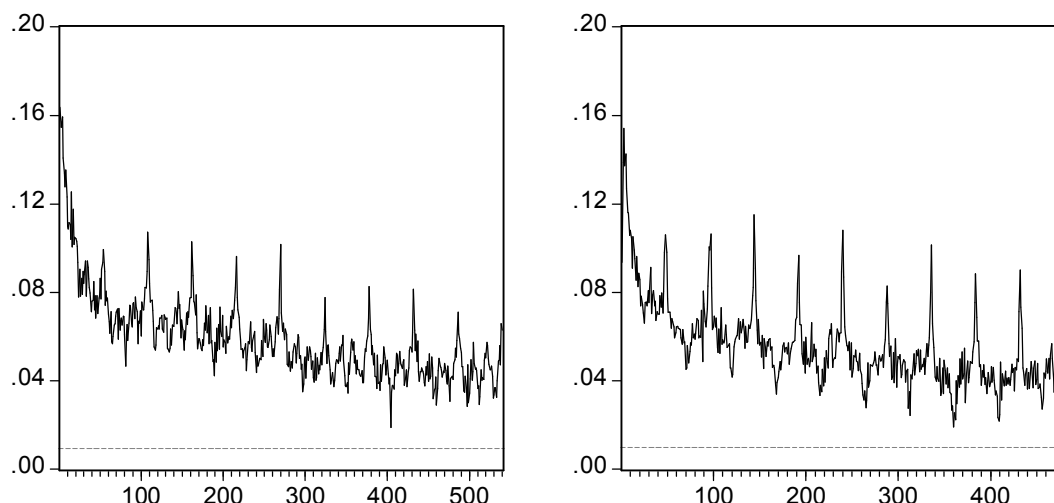


図2 日中ボラティリティの自己相関関数

(注) 左図はCSI300指数先物、右図はCSI300現物指数。

4. 日中ボラティリティの推定とその特徴分析

前節では、単純に5分間リターンの絶対値をボラティリティと定義してきたが、ここではボラティリティ変動モデルから計算される条件付き分散を対象に分析を行う。

前節で見たように、日中ボラティリティには明確な日中周期性が存在する。Andersen and Bollerslev (1997)など多くの先行研究で指摘されているように、このような日中周期性を有する高頻度データをそのまま時系列分析モデルに用いると、その推定値にバイアスが生じる可能性がある。したがって、本稿では、Andersen and Bollerslev (1997)が提唱するFlexible Fourier Form (FFF)を用いた方法に従って、データから日中周期性を取り除いた³。

4.1 ボラティリティ変動モデル

ボラティリティ変動モデルの中でも、ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) モデルはその推定の簡便性から現在でもさまざまな拡張モデルが提唱されている⁴。本稿ではそのARCHモデルの拡張モデルの中でも、Ding, Granger and Engle (1993)のAPARCH (Asymmetric Power ARCH)モデルを、長期記憶性を推定できるように拡張した、FIAPARCH

³ FFFの詳細は、Andersen and Bollerslev (1997)Appendix B pp.152-155などを参照。なお、FFFの推定結果はここでは割愛する。

⁴ ボラティリティ変動モデルについては渡部 (2000)がわかりやすく解説している。

(Fractionally Integrated APARCH) モデルを採用する⁵。

本稿で用いる AR(k)-FIAPARCH(1,d,1)モデルは以下のように定式化される。

$$r_{t(i)} = c + \phi(L)r_{t(i)} + \varepsilon_{t(i)}, \quad \varepsilon_{t(i)} = \sigma_{t(i)}z_{t(i)}, \quad z_{t(i)} \sim WN(0,1) \quad (1)$$

$$\sigma_{t(i)}^\delta = \omega + \left\{ 1 - [1 - \beta L]^{-1} \alpha L(1-L)^d \right\} (\delta_{t(i)} - \gamma_{t(i)}) \quad (2)$$

(1) 式は平均方程式である。株価指数の 5 分間リターンは、ボラティリティだけでなく、リターンそのものにも高い自己相関が存在する。したがって、本稿では平均方程式に自己回帰モデルを採用し、この動態的特徴を捉える。ここで、 ϕ はパラメータで $\varepsilon_{t(i)}$ は誤差項、 $z_{t(i)}$ は期待値 0、分散 1 の独立同一分布に従う確率変数である⁶。L はラグオペレーターを表し、 $L^p r_{t(i)} = r_{t(i-p)}$ ($p = 0, 1, \dots$)、 $\phi(L) = \phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots + \phi_k L^k$ である。

(2) 式は分散方程式で、FIAPARCH モデルである。このモデルの特徴はパラメータ d で、これによりボラティリティの長期記憶性をとらえることが可能となる。 $d = 0$ であれば、ボラティリティは短期記憶過程に従い、 $0 < d < 1$ であれば長期記憶過程に従う。なお、 $d < 0.5$ であれば定常、 $d \geq 0.5$ であれば非定常の長期記憶過程となる。

前期に株価が上がった場合と下がった場合を較べると、これらのショックがボラティリティに異なる影響を与える可能性がある。このようなボラティリティ変動の非対称性を、FIAPARCH モデルでは γ の推定値で判断することができる。 $\gamma = 0$ であれば、ボラティリティ変動の非対称性は存在しないということになり、 $\gamma > 0$ であれば、予期せず株高に振れた後よりも、予期せず株安に振れた後のほうが、ボラティリティがより上昇することになる。

また、多くの ARCH 型モデルでは $\sigma_{t(i)}^2$ の変動を定式化しているのに対し、APARCH モデルでは $\sigma_{t(i)}^\delta$ の変動を定式化しており、パラメータ δ も未知パラメータとして推定する。

4.2 推定結果

表 2 には AR-FIAPARCH モデルの推定結果が示されている⁷。ここでは本稿の分析と直接関係が無く冗長となるため AR モデルの推定結果は割愛している。パラメータ d の推定値は有意水準 1% で 0 より大きく、かつ、0.5 より小さい。このことは日中ボラティリティが長期記憶過程に従っており、しかも定常であることを示唆している。ただし、指数先物の方が、現物指数よりも若干高くなっている。

ボラティリティの非対称性をとらえるパラメータ γ の推定結果は現物と先物で異なっている。現物指数は有意水準 1% で正の値をとっており、株価上昇後よりも株価下落後の方が、ボラティリティがより高まる傾向にあることがわかる。一方で、指数先物のパラメータ γ は統計的に有意ではなく、ボラティリティ変動の非対称性は存在しないという異なる結果を得た。

⁵ Chung (1999)はこのモデルに存在する構造問題を指摘し改良を加えており、本稿ではこの Chung (1999)タイプの FIAPARCH モデルを採用している。

⁶ モデルのパラメータ推定は、(1) 式の基準化残差 $z_{t(i)}$ の分布が正規分布に従わない可能性を考慮し、疑似最尤法を用いた。(疑似)最尤推定の詳細は、渡部(2000)や Xekalaki and Degiannakis (2010)を参照。

⁷ ここで、AR モデルのラグ次数は、次数 k を 0 から 30 まで変えてモデルを推定し、SIC (Schwarz Information Criterion) を最小とする次数を選択した。その結果、現物・指数先物共に $k=7$ が選ばれた。

表2 FIAPARCHモデルの推定結果

	指数先物		現物指数	
ω	0.0614**	(0.0310)	0.0460***	(0.0169)
d	0.3734***	(0.0214)	0.3397***	(0.0175)
α	0.2184***	(0.0326)	0.1681***	(0.0292)
β	0.5044***	(0.0364)	0.4876***	(0.0348)
γ	0.0022	(0.0224)	0.1361***	(0.0230)
δ	1.9547***	(0.0539)	1.9311***	(0.0557)
$L.L.$	19226.75		18493.51	
$LB(12)$	$\hat{z}_{t(i)}$	27.819***	16.625	
	$\hat{z}_{t(i)}^2$	9.0452	20.343	
Obs	44226		39312	

(注) ***, **はそれぞれ1%, 5%水準で有意であることを意味する。括弧内の数値は標準誤差で、疑似最尤法の標準誤差である。 $L.L.$ は対数尤度。 $LB(k)$ は1次から k 次までの自己相関が存在しないという帰無仮説を検定するためのLjung-Box統計量で、 $\hat{z}_{t(i)}$ と $\hat{z}_{t(i)}^2$ はそれぞれ基準化残差とその2乗を表す。

5. まとめ

本稿では、中国のSCI300株価指数と指数先物の日中5分間データを対象に、日中ボラティリティの特徴について比較分析を行った。結果、指数先物の日中ボラティリティは3V(VVV)字型(現物と重複している取引時間ではM字型)の日中周期性を有しており、現物指数とは異なる。また、現物市場においても、日本市場とは異なり、昼休み前後でボラティリティの高まりは確認されなかった。さらに、ボラティリティ変動モデルを用いた推定では、現物指数で有意に確認されたボラティリティの非対称性が、指数先物では確認できなかった。

このような異なる結果を得た理由は明確ではないが、先物市場に対する厳しい参入規制がもたらした投資家構造の違いに起因している可能性も考えられる。更なる分析は今後の課題としたい。

参考文献

- Andersen, T. G. and T. Bollerslev (1997), "Intraday Periodicity and Volatility Persistence in Financial Markets," *Journal of Empirical Finance*, 4(2-3), pp. 115-158.
- Andersen, T. G., T. Bollerslev and J. Cai (2000), "Intraday and Interday Volatility in the Japanese Stock Market," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 10(2), pp.107-130.
- Chung, C-F (1999), "Estimating the Fractionally Integrated GARCH Model," Working Paper, Institute of Economics, Academia Sinica, 1999.
- Ding, Z., C. W. J. Granger and R. F. Engle (1993), "A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model," *Journal of Empirical Finance*, 1(1), pp.83-106.
- Xekalaki, E. and S. Degiannakis (2010), *ARCH Models for Financial Applications*, New York: John Wiley & Sons.
- 野村資本市場研究所 (2007) 『中国証券市場大全』日本経済新聞出版社。
- 渡部敏明 (2000) 『ボラティリティ変動モデル』朝倉書店。
- 劉向麗, 程剛, 成思危, 汪寿阳, 洪永森 (2008) 「中国期貨市場日內効応分析」『系统工程理論与实践』第8期, pp.63-80。

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。