

# 中国と香港のベンチマークの株価連動性

小原 篤次\*

## Integration of China and Hong Kong equity markets

Atsuji OHARA

\*ohara2012@sun.ac.jp

**抄録/概要/要旨** 資本市場では、上海と香港市場の株式相互取引は2014年11月17日から、深圳と香港市場の株式相互取引は2016年12月5日からそれぞれ開始された。米国株価指数算出会社のMSCIは2017年6月20日、中国本土A株を2018年6月から同社の新興国株指数に組み入れると発表している。このため、4つの株式市場の株価指数の日次データ(2変数)を対象に、ベクトル自己回帰(VAR)モデルを用いて、共和分検定、因果性の検定を行う。終値(C)と初値(O)の2変数とも検定をクリアしなかった。今後の課題としては、(1)対象とする期間を変更すること、(2)市場や株価指数を変更すること、(3)GARCHなどの分析手法を導入することなどがあげられる。

**キーワード** : VAR, stock market linkages, variance decomposition

## 1. はじめに

2018年以降、米中対立となっているが、中国は対外直接投資を活発化させている。2010年から2021年までの12年間で4回、日本からの対外直接投資額を上回った。また2015年からの7年間で5回、中国においては対外直接投資額が対内直接投資額を上回っている(UNCTAD,2022)。

さらに人民元は2016年からIMFのSDR構成通貨入りをしている。実際の人民元の変動幅は狭く、短期資本移動は原則として規制されているものの、段階的に様々な規制緩和が続いてきた(小原2023)<sup>1</sup>。

また資本市場では、上海と香港市場の株式相互取引<sup>2</sup>は2014年11月17日から、深圳と香港市場の株式相互取引は2016年12月5日からそれぞれ開始された。米国株価指数算出会社のMSCIは2017年6月20日、中国本土A株を2018年6月から同社の新興国株指数に組み入れると発表している。

そこで、本研究の問いは、株式相互取引が始まる中、上海と深圳の株式市場の動きがどのように香港株式市場に波及するのか。このため、4つの株式市場の株価指数の日次データ(2変数)を対象に、ベクトル自己回帰(VAR)モデルを用いて、共和分検定、因果性の検定を行う。

分析に用いた株価指数は、中国は上海総合指数と深圳総合指数、香港はハンセン指数とハンセン中国企業株指数である。

本研究の構成は次の通りである。まず株価の連動性に関

する先行研究をサーベイする。次に、分析手法について紹介する。そして、使用した各国の株価のデータについて説明し、時系列的な推移と基本統計量を調べ、データの定常性をチェックするための単位根検定を行う。さらに、各国市場の分散分解分析を行い、中国、香港、東南アジアの株価連動性を検証する。最後に、実証分析の結果に基づいて考察する。

## 2. 先行研究

### 2.1 VAR

まず、VARモデルを用いた株式市場に関する連関性に関する先行研究をサーベイする。

Soydemir[2000]は、世界的なショックに同時に反応する可能性があるとして、VARモデルで検証した。期間は1988年12月の最終週から1994年9月の第2週までの合計297週。新興市場は、アルゼンチン、ブラジル、メキシコの中南米3市場、先進市場は米国、ドイツ、日本、英国の4市場。新興3市場は国際金融公社(IFC)の月次および週次の株式市場指数を用いた。米国はS&P500指数、その他先進3市場はFinancial Times Actuaries World Indices (FTAWI)を用いている。現地通貨建てである。

この研究では、主に米国市場で発生した株式市場の動きが中南米の3つの株式市場にどの程度伝達されるかを調査するために、4変数VARモデルによって推計された。

インパルス応答関数(IRF)の結果は、分散分解(VDC)と一致しており、共和分および無条件相関の検定とも一致

<sup>1</sup> 中国(上海)、香港、シンガポール、マレーシア、タイ、インドネシアの6つの株式市場を対象に、1992年1月から2021年3月までの日次データ(終値)を用いた研究である。この期間で2

分割して、上海香港相互取引開始1カ月前の2014年10月17日を後半としている。

<sup>2</sup> 英語では Shanghai-Hong Kong Stock Connect (SHSC)。

しています。すべての新興市場で、「独自の」ショックは最初の 1 週間以内に伝達されている。アルゼンチン、ブラジル、メキシコの中では、メキシコが最も米国の影響を受けるという結果になった。

Sheng and Tu[2000]は、Johansen [1988] の多変量共和分検定と誤差修正モデルを、Granger の因果性検定を用いて、各国の株式市場の変動がアジア通貨危機でどの程度、影響しているかを分析した。対象の株価指数は 12 種類で、米国の S&P 500 とアジア・太平洋地域の日本の日経 225、香港ハンセン指数、シンガポール・ストレート・タイムズ (STI)、オーストラリア (ASX All Ordinaries)、韓国総合指数 (KOSPI)、台湾加権指数 (TWSE)、クアラルンプール総合指数、マニラ総合指数、バンコク総合指数、ジャカルタ総合指数、上海 B 株指数で、日次の終値を使用した。期間は、1996 年 7 月 1 日～1997 年 6 月 30 日までをアジア通貨危機前とし、1997 年 7 月 1 日～1998 年 6 月 30 日をアジア通貨危機の期間とした。日次データは自然対数とした。休日は前日の終値とした。Granger の因果性検定によると、アジア金融危機では、韓国に次いで米国市場が大きな役割を果たしている。一方、アジア市場は 3 市場(香港、韓国、中国)のみが米国市場に(フィードバック)をもたらしており、アジア金融危機は東アジアの株式市場のみに影響を与える域内危機ではなかったとしている。

## 2.2 VAR 以外の研究

株式市場はじめ金融市場に関する時系列分析に関する分析は分析手法、使用データで改善を続けている。

投資家が通常、懸念するのは上昇リスクより下落リスクである。Lu[2014]では、二値反応(binary response)モデルを用いて、米国 S&P500、日経 225 平均株価における極度ダウンサイド・リスク(extreme downside risk)がオーストラリア (ASX All Ordinaries)、中国 (上海総合指数)、香港、韓国、シンガポール、台湾の 6 市場の極度なダウンサイド・リスクに与える影響を分析した。期間は 2000 年 9 月 4 日から 2009 年 4 月 17 日で、米ドル換算した日次データ (対数) の変動率を用いている。分析結果は、日米両国の極度のダウンサイド・リスクは、アジア太平洋地域の 6 つの市場すべてにおいて極度の損失の可能性を予測する重要な能力を有している。オーストラリアは、S&P500 の極端な下方リスクに対してアジア太平洋地域で最も高い感度を示しているが、シンガポールは日経平均の極端な下方リスクに対して最も脆弱である。対照的に、中国本土市場は、米国または日本市場の極端なダウンサイド・リスクの影響を最も受けにくいとされていた。

分析対象となるデータは 1980 年代の年次、月次、週次から、金融市場の連動性の高まり、コンピューターの高度化から高速取引が拡大している。Datastream、Bloomberg、ロイ

ター、S&P などデータベースの普及もある。欧米や日本など先進市場では、ミリ秒単位でのティックデータも提供されている。アジアや新興国市場については現在でも、日次のほか、週次の研究も少なくない。

Komatsubara et al. [2017]は、copula-GARCH モデルで、上海総合指数、ハンセン指数、日経 225 平均株価、韓国総合指数の 3 市場 (現地通貨建て) を対象にして、1995 年 1 月 2 日から 2013 年 1 月 30 日までの期間で、連動性を検証している。日次で初値と終値データを用いて次の 3 つの変数を作成した。(1) は他の先行研究でも用いられる対数値の前日差、(2) は同日の終値と初値の差 (一日の動きが分かる)、(3) は初値と前日終値の差である。とくに (3) の変数で、アジア市場取引終了後の影響も考慮している。

$$RCCt = \log CPt - \log CPt-1 \quad (1)$$

$$ROct = \log CPt - \log OPt \quad (2)$$

$$RCOt = \log OPt - \log CPt-1 \quad (3)$$

本研究も、中国と香港の長期の関係性の変化を確認するため、(1)のほか、(2)も活用する。

Li et al. [2022]によると、上海と香港の相互取引は、北行取引 (上海) と南行取引 (香港) の 2 つの部分に分かれている。すべての上場銘柄ではなく主要な銘柄が対象となっている。北行取引の対象株式には、上海証券取引所 180 インデックスおよび 380 インデックスを構成する銘柄、ならびに香港の投資家が自由に取引できる上海証券取引所に上場されている A + H 重複上場株式が含まれている。他方の南行取引の場合、ハンセン総合大型株指数およびハンセン総合中型株指数を構成する銘柄、ならびに A + H 重複上場株式が含まれている。2014 年 11 月 17 日で北行取引が 568 銘柄、南行取引が 268 銘柄、追加・削除を繰り返して、2019 年 12 月では北行が 576 銘柄、南行が 328 銘柄ある。

2014 年から 2019 年までの期間、Li らは、株価指数・セクターリターンに対する個別銘柄の相対株価である、Stock Price Synchronicity (株価シンクロシティ) を用いて上海と香港の相互取引が及ぼした影響について、取引対象となった銘柄と取引対象外の銘柄を比較することで、株価への影響を分析している。データ頻度は週次を用いている。Stock Price Synchronicity は、中国本土のような新興市場は先進市場に比べて情報の非対称性から、個別銘柄の業績よりも市場全体のから株価に影響を受ける傾向があることを分析する指標としてつかされている。このため、相互取引の対象となった銘柄の総資産 (対数値)、負債、総資産の対数値、ROA、筆頭株主の保有比率、国有企業ダミー、大手監査法人ダミー、工業ダミーなどとコーポレートガバナンス指標も含めて Stock Price Synchronicity とを回帰分析している。相互取引の対象となった上海上場株式は Stock Price Synchronicity を低下させる効果を確認している。

## 3. データ分析

### 3.1 株価の基本統計量

分析に使用した株価指数の期間は1999年9月1日から2021年9月30日までとする。日次データでそれぞれ異なる祝日は、祝日前の終値を用いている。中国（上海）、香港、シンガポール、マレーシア、タイ、インドネシアの6つの株式市場を対象にした小原[2023]では日次（終値）の対数値の前日差（前日比）を変数としたが、本研究では、Komatsubara et al. [2017]が使用した3つの変数のうち、(1)は他の先行研究でも用いられる対数値の前日差（CCと表記する）、(2)は同日の終値と初値の差（OCと表記する）を用いている。データはBloombergから初値と終値を取得した。

上海香港相互取引開始（2014年11月17日）前後で2区間に分けた。つまり、1999年9月1日～2014年11月16日、2014年11月17日～2021年9月30日である。

図表内では、上海総合指数=SHC、深圳総合指数=SZC、香港のハンセン指数=HSI、ハンセン中国企業株指数=HSCの3桁で表示されている。株価指数と日次2変数の組み合わせは、例えば、SHC\_CC、SHC\_OCと表記している。

各市場の株価指数の基本統計量は表1～表3である。対数値ではなく上述のCCとOCを対象としている。

表1は全サンプル期間（1999年9月1日～2021年6月30日）、表2は上海と香港市場の株式相互取引前（1999年9月1日～2014年10月14日）、表3は上海と香港市場の株式相互取引後（2014年10月17日～2021年9月30日）における基本統計量をそれぞれ示している<sup>3</sup>。

中国と香港の4指数で共通するのは、Standard Deviationについて、表1～表3で、すべてのOCがCCを上回るということである。これは、同日の価格変動のばらつきが終値の前日差のばらつきより大きいということを意味している。

次に、Mean/Medianまでの最初の2行についてOCとCCの2変数比較で、中国と香港のベンチマークの動きが異なることが分かる。Mean/Medianでは、香港の2指数のOCだけがマイナスになっている。この傾向は表1～表3に共通する<sup>4</sup>。他方、中国のSHC、SZCはCCがOCを上回ることである。この傾向も表1～表3に共通する。

Skewnessでは、中国と香港の4指数で表2より表3が大きくなっている。表3で示される後半の期間の方が表2で示される前半に比べて、データがX軸の右方向、つまり価格上昇を方向である。中国の2指数については前半を示す表2で、OCがCCよりX軸の右方向の傾向がみられるものの、表3では中国・香港の4市場ともCCがOCよりX軸の右方向ということに共通している。

表1 基本統計量：1999年9月1日～2021年9月30日

	SHC_CC	SZC_CC	HIS_CC	HSC_CC	SHC_OC	SZC_OC	HIS_OC	HSC_OC
Mean	0.00014	0.00028	0.00010	0.00022	0.00094	0.00118	-0.00035	-0.00044
Median	0.00000	0.00006	0.00000	0.00000	0.00109	0.00152	-0.00013	-0.00046
Maximum	0.09401	0.09244	0.13407	0.15606	0.07863	0.07417	0.12155	0.10993
Minimum	-0.09256	-0.08930	-0.13582	-0.15087	-0.09526	-0.09369	-0.11616	-0.13284
Std.Dev.	0.01474	0.01660	0.01413	0.01830	0.01377	0.01570	0.01041	0.01464
Skewness	-0.35824	-0.55237	-0.12426	0.08232	-0.24915	-0.44978	0.17306	0.20657
Kurtosis	8.70086	6.99543	11.11844	9.53231	6.90367	6.11314	12.85762	8.86450
Observ.	5762	5762	5762	5762	5762	5762	5762	5762

表2 基本統計量：1999年9月1日～2014年11月14日

	SHC_CC	SZC_CC	HIS_CC	HSC_CC	SHC_OC	SZC_OC	HIS_OC	HSC_OC
Mean	0.00011	0.00026	0.00015	0.00037	0.00077	0.00113	-0.00023	-0.00035
Median	0.00000	0.00005	0.00000	0.00000	0.00085	0.00144	-0.00008	-0.00048
Maximum	0.09401	0.09244	0.13407	0.15606	0.07863	0.07411	0.12155	0.10993
Minimum	-0.09256	-0.08930	-0.13582	-0.15087	-0.09526	-0.09369	-0.11616	-0.13284
Std.Dev.	0.01508	0.01663	0.01513	0.02009	0.01430	0.01593	0.01105	0.01614
Skewness	-0.06458	-0.35824	-0.06644	0.10848	-0.18891	-0.36932	0.21445	0.22672
Kurtosis	7.99370	6.77606	11.41861	9.03786	6.29690	5.60700	13.56990	8.23577
Observ.	3968	3968	3968	3968	3968	3968	3968	3968

表3 基本統計量：2014年11月17日～2021年9月30日

	SHC_CC	SZC_CC	HIS_CC	HSC_CC	SHC_OC	SZC_OC	HIS_OC	HSC_OC
Mean	0.00020	0.00033	0.00001	-0.00012	0.00133	0.00129	-0.00060	-0.00065
Median	0.00016	0.00012	0.00000	0.00000	0.00161	0.00178	-0.00018	-0.00040
Maximum	0.05604	0.06320	0.04925	0.06327	0.07758	0.07417	0.06505	0.06907
Minimum	-0.08873	-0.08789	-0.06018	-0.06281	-0.07038	-0.09082	-0.03734	-0.05135
Std.Dev.	0.01398	0.01654	0.01161	0.01350	0.01251	0.01518	0.00882	0.01056
Skewness	-1.16931	-0.98924	-0.41059	-0.22314	-0.41476	-0.65201	-0.06797	-0.10386
Kurtosis	10.68032	7.49909	5.47310	5.15183	8.77975	7.43381	6.06388	5.46765
Observ.	1794	1794	1794	1794	1794	1794	1794	1794

### 3.2 単位根検定：ADF検定・PP検定

単位根検定（表4・表5）は対数値で行っている。時系列分析にあたって、単位根（unit root）を持つ経済変数間でモデルなどを作ると、互いに無相関であっても有意なt値や決定係数が観測される「みせかけの回帰（spurious regression）」が起こる可能性があるため、非正常な変数を用いた推計は時系列分析では意味のないものとなる。そのため単位根検定が用いられる。

本研究は、ADF（拡張Dickey-Fuller）検定とPP（Phillips-Perron）検定を使用し、「トレンド項と定数項付きのケース」、「定数項のみ含むケース」の2通りの方法により検定を行っている。

検定結果（表4）は、中国と香港の4指数のCおよびOともに、ADF検定の「トレンド項と定数項付きのケース」、PP検定の「トレンド項と定数項付きのケース」においてそれぞれ1%、5%、10%いずれの有意水準でも、単位根が存在するという帰無仮説は棄却されなかった。

他方、表5のように、1階の階差では、中国と香港の4指数のCおよびOについて、ADF検定の「トレンド項と定数項付きのケース」、PP検定の「トレンド項と定数項付きのケース」において、1%の有意水準で単位根が存在するという帰無仮説は棄却されている。

<sup>3</sup> 表2と表3の空白日の2014年10月15日・16日は土日にあたるとのこと。

<sup>4</sup> OCは同日の価格変化のため、先物やオプション取引が発達している影響が考えられる。

表4 単位根検定：レベル

変数	ADF検定		PP検定	
	トレンド項+定数項	定数項	トレンド項+定数項	定数項
SHC_O	-2.19459	-1.66197	-2.22806	-1.63938
ラグ	4	4	17	17
SZC_O	-2.19677	-0.82155	-2.27334	-0.86126
ラグ	0	0	17	16
HIS_O	-2.95952	-1.77213	-2.88633	-1.71515
ラグ	0	0	5	8
HSC_O	-1.27722	-1.60447	-1.17766	-1.58050
ラグ	0	0	18	18
SHC_C	-2.06057	-1.52640	-2.16058	-1.60036
ラグ	0	0	13	13
SZC_C	-2.11617	-0.76244	-2.23526	-0.84364
ラグ	1	1	17	16
HIS_C	-2.93464	-1.75529	-2.91630	-1.73827
ラグ	0	0	2	3
HSC_C	-1.23072	-1.60890	-1.18256	-1.59818
ラグ	0	0	14	14

\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準でそれぞれ単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。ADF検定はSIC、PP検定はBartek.lett kernelによる。

表5 単位根検定：1階の階差

変数	ADF検定		PP検定	
	トレンド項+定数項	定数項	トレンド項+定数項	定数項
SHC_O	-36.57326***	-36.57651***	-79.94172***	-79.94839***
ラグ	3	3	17	17
SZC_O	-43.06719***	-43.06937***	-77.70636***	-77.71172***
ラグ	2	2	17	17
HIS_O	-76.77329***	-76.77957***	-76.82851***	-76.83491***
ラグ	0	0	8	8
HSC_O	-74.04989***	-74.04247***	-74.10419***	-74.10313***
ラグ	0	0	20	19
SHC_C	-75.10071***	-75.10720***	-75.15566***	-75.16197***
ラグ	0	0	12	12
SZC_C	-72.17497***	-72.17939***	-72.42611***	-72.46443***
ラグ	0	0	14	15
HIS_C	-76.84122***	-76.84745***	-76.84757***	-76.85383***
ラグ	0	0	4	4
HSC_C	-73.22965***	-73.22161***	-73.20750***	-73.19633***
ラグ	0	0	16	16

\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準でそれぞれ単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。ADF検定はSIC、PP検定はBartek.lett kernelによる。

### 3.3 共和分の検定

ここでは、Johansen テストを用いて共和分検定を行うこととする。各株価指数の長期的均衡関係を確認するために、共和分検定を行う。

全期間の1999年9月1日～2021年9月30日において、日次対数値については、C および O については共和分が存在しないという帰無仮説が棄却されない。ただし CC および

CO については、共和分が存在しないという帰無仮説が棄却されている (表6・表7)。

表6 共和分検定(CC)：1999年9月1日～2021年9月30日

帰無仮説	対立仮説	トレース検定	5% 境界値	最大固有値検定	5% 境界値
r=0	r<=1	4334.3	47.9	1192.5	27.6
r<=1	r<=2	3141.8	29.8	1109.0	21.1
r<=2	r<=3	2032.8	15.5	1047.5	14.3
r<=3	r<=4	985.3	3.8	985.3	3.8

表7 共和分検定(OC)：1999年9月1日～2021年9月30日

帰無仮説	対立仮説	トレース検定	5% 境界値	最大固有値検定	5% 境界値
r=0	r<=1	4263.0	47.9	1277.0	27.6
r<=1	r<=2	2986.1	29.8	1081.0	21.1
r<=2	r<=3	1905.1	15.5	1043.0	14.3
r<=3	r<=4	862.1	3.8	862.1	3.8

### 3.4 因果性の検定

続いて、Engle-Granger 検定による因果性の検定である。P 値がいずれも 0.01 を上回っており、共和分関係の存在が確認できていない。

表8 Engle-Granger 検定(C)：2014年11月17日～2021年9月30日

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
HIS_C	-2.440286	0.7030	-13.85729	0.5979
HSC_C	-3.664038	0.1383	-30.82658	0.0631
SHC_C	-4.266158	0.0322	-38.17822	0.0179
SZC_C	-4.022707	0.0612	-34.00547	0.0371

\*Mackinnon (1996) p-values.

表9 Engle-Granger 検定(O)：2014年11月17日～2021年9月30日

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
HIS_O	-2.329021	0.7527	-13.23323	0.6313
HSC_O	-3.53155	0.1795	-29.60875	0.0768
SHC_O	-4.098422	0.0505	-36.41855	0.0244
SZC_O	-3.824156	0.0980	-31.78214	0.0539

\*Mackinnon (1996) p-values.

## 4. おわりに

中国と香港の資本市場では、上海と香港市場の株式相互取引は2014年11月17日から、深圳と香港市場の株式相互取引は2016年12月5日からそれぞれ開始された。米国株価指数算出会社のMSCIは2017年6月20日、中国本土A株を2018年6月から同社の新興国株指数に組み入れると発表している。このため、4つの株式市場の株価指数の日次データ(2変数)を対象に、ベクトル自己回帰(VAR)モデルを用いて、共和分検定、因果性の検定を行う。終値(C)と初値(O)の2変数とも検定をクリアしなかった。

今後の課題としては、(1)対象とする期間を変更すること、(2)市場や株価指数を変更すること、(3)GARCHなどの分析手法を導入することなどがあげられる。

## 謝 辞

本研究は JSPS 科研費 JP20K01815、石井記念証券研究振興財団、長崎県立大学学長裁量研究費の助成を受けたものです。分析に使用したデータは神戸大学、立教大学から提供を受けている。証券経済学会全国大会、証券経済学会九州部会、日本金融学会関西部会、日本金融学会西日本部会、日本証券経済研究所株式市場研究会などでの報告で貴重なコメントをいただき感謝申し上げます。

---

## 参考文献

- 1) Johansen, S. 1988. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control* 12 (2-3): 231-254.
- 2) Komatsubara, T., T. Okimoto, and K. -I Tatsumi. 2017. "Dynamics of Integration in East Asian Equity Markets." *Journal of the Japanese and International Economies* 45: 37-50.
- 3) Li, Q., X. Liu, J. Chen, and H. Wang. 2022. "Does Stock Market Liberalization Reduce Stock Price Synchronicity? — Evidence from the Shanghai-Hong Kong Stock Connect." *International Review of Economics and Finance* 77: 25-38.
- 4) Soydemir, G. 2000. "International Transmission Mechanism of Stock Market Movements: Evidence from Emerging Equity Markets." *Journal of Forecasting* 19 (3): 149-176.
- 5) Lu, Liu, 2014. "Extreme downside risk spillover from the United States and Japan to Asia-Pacific stock markets," *International Review of Financial Analysis*, (33), pp.39-48.
- 6) Sheng, H. -C and A. H. Tu. 2000. "A Study of Cointegration and Variance Decomposition among National Equity Indices before and during the Period of the Asian Financial Crisis." *Journal of Multinational Financial Management* 10 (3-4): 345-365.
- 7) UNCTAD2022. World Investment Report 2022.
- 8) 小原篤次 2023 「中国と東南アジアの株式市場の分析」『埼玉学園大学紀要（経済経営学部篇）』第 22 号。