

『証券経済学会年報』第57号別冊
第94回全国大会
学会報告論文

「アジアの株価指数の時系列分析」

「アジアの株価指数の時系列分析」

小原 篤次

長崎県立大学国際社会学部

1. はじめに

中国の金融市場ⁱでは、クロスボーダー人民元取引は 2009 年 7 月から始まった。さらに人民元は 2016 年 10 月から IMF の SDR 構成通貨入りをした。人民元の変動幅は狭く、短期資本移動は規制されているものの、段階的に様々な規制緩和が続いた。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 日から開始された。さらに、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、本報告は、中国株式市場の動きが香港株式市場や東南アジア株式市場に波及するののかということを明らかにすることを目的とする。本報告では、中国、香港、シンガポール、マレーシア、タイ、インドネシア、フィリピンⁱⁱの 7 つの株式市場を対象に、影響を検証している。

分析期間は 1992 年～2021 年、分析には日次の終値を用いた。分析対象とした株価指数は、中国は上海総合指数、香港はハンセン指数、シンガポールは MSCI シンガポール指数（現地通貨建）ⁱⁱⁱ、マレーシアは FTSE Bursa Malaysia KLCI 指数、タイはバンコク SET 指数、インドネシアはジャカルタ総合指数、フィリピンはフィリピン総合指数である。

本報告の構成は次の通りである。まず VAR モデルを中心に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、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、各国市場の共和分検定、インパルス応答関数^{iv}、分散分解^vなどの分析を行い、中国、香港、東南アジアの株価連動性を考察する。

2. 先行研究^{vi}

(1) VAR モデル

まず、VAR モデルを用いた株式市場に関する連動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った結果になった。

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、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) 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。

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

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

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

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

分析に使用した株価指数の期間は1992年1月から2021年3月までとする。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。分析には対数値を投入している。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、1992年1月1日～2014年11月14日、2014年11月17日～2021年12月31日である。

分析対象とした株価指数は、中国は上海総合指数、香港はハンセン指数、シンガポールはMSCI シンガポール指数（現地通貨建）、マレーシアはFTSE Bursa Malaysia KLCI 指数、タイはバンコク SET 指数、インドネシアはジャカルタ総合指数、フィリピンはフィリピン総合指数である。

図表内では、基本的に、上海=CHN、香港=HKG、シンガポール=SGS、マレーシア=MYS、タイ=THA、インドネシア=IDN、フィリピン=PHL と ISO の 3 桁で表示されている。

(1) 株価の基本統計量

各市場の株価指数の基本統計量は表のとおりである。具体的には、表1は全サンプル期間（1992年1月1日～2021年12月31日）、表2は上海と香港市場の株式相互取引前（1992年1月1日～2014年11月14日）、表3は上海と香港市場の株式相互取引後（2014年11月17日～2021年12月31日）における基本統計量をそれぞれ示している。

表1 基本統計量：1992年1月1日～2021年12月31日

	CHN	HKG	SGP	MYS	THA	IDN	PHL
Mean	7.5110	9.6761	7.1657	7.0070	6.7546	7.3084	8.0559
Median	7.6215	9.7461	7.2074	7.0308	6.8010	7.2675	7.9792
Maximum	8.7147	10.4089	7.7046	7.5471	7.5170	8.8133	9.1115
Minimum	5.6793	8.3657	6.2309	5.5710	5.3342	5.5092	6.8869
Std. Dev.	0.5707	0.4492	0.2822	0.3897	0.5500	1.0918	0.6445
Skewness	-0.6226	-0.5516	-0.5989	-0.4173	-0.5297	-0.0092	0.0591
Kurtosis	2.8642	2.4404	2.4754	2.1815	2.1163	1.3579	1.6921
Observations	7829	7829	7829	7829	7829	7829	7829

表2 基本統計量：1992年1月1日～2014年11月14日

	CHN	HKG	SGP	MYS	THA	IDN	PHL
Mean	7.3382	9.5282	7.0967	6.8803	6.5735	6.8964	7.7939
Median	7.3630	9.5291	7.0949	6.8563	6.5966	6.5009	7.7796
Maximum	8.7147	10.3621	7.7046	7.5457	7.4695	8.5653	8.9082
Minimum	5.6793	8.3657	6.2309	5.5710	5.3342	5.5092	6.8869
Std. Dev.	0.5454	0.4102	0.2861	0.3608	0.5057	0.9192	0.5028
Skewness	-0.3250	-0.3878	-0.2290	-0.0732	-0.2844	0.4661	0.3519
Kurtosis	3.0502	2.4916	2.2851	2.4545	2.0615	1.7418	2.3953
Observations	5969	5969	5969	5969	5969	5969	5969

表3 基本統計量：2014年11月17日～2021年12月31日

	CHN	HKG	SGP	MYS	THA	IDN	PHL
Mean	8.0653	10.1509	7.3872	7.4136	7.3358	8.6304	8.8967
Median	8.0588	10.1607	7.4139	7.4175	7.3570	8.6669	8.9098
Maximum	8.5499	10.4089	7.5677	7.5471	7.5170	8.8133	9.1115
Minimum	7.8042	9.8157	7.0722	7.1064	6.9319	8.2783	8.4389
Std. Dev.	0.1146	0.1160	0.0911	0.0667	0.0975	0.1161	0.0993
Skewness	0.7468	-0.3874	-0.5390	-0.6404	-0.8234	-0.5368	-0.9809
Kurtosis	4.8313	2.6017	2.5050	3.9727	3.7029	2.2603	4.2239
Observations	1860	1860	1860	1860	1860	1860	1860

(2) 単位根検定：ADF 検定・PP 検定

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、このような非定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になってしまう^{vii}。

そのために、単位根検定が用いられる。本報告は、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を付きのケース」、「定数項のみ含むケース」の2通りの方法により検定を行う。最適ラグの次数は SIC 基準により自動選択した。

検定結果 (表4) は、中国と香港は 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% 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。

また、中国は ADF テストおよび PP 検定の「定数項付きのケース」において 5% 有意水準で、香港は ADF テストおよび PP 検定の「定数項付きのケース」において 10% 有意水準で、単位根が存在するという帰無仮説が棄却された。

ただし、それ以外のすべての変数はすべてのケースにおいて 10% 有意水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されない。

さらに、1 階の階差をとり、単位根検定を行っている。この結果 (表5) は、すべての変数について 1% 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た。

すべてのデータの定常性が満たされ、各変数は次数が 1 の和分 I(1) であると見なすことができる。今回の分析では、使用データの定常性を満たすため、データの 1 階の階差をとっている。

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
CHN	-4.1673***	-3.0349**	-4.1784***	-3.0464**
ラグ	3	3	14	13
HKG	-3.9663***	-2.7980*	-3.9789***	-2.7959*
ラグ	0	0	5	9
SGP	-2.8405	-2.3574	-2.9093	-2.3913
ラグ	1	1	14	14
MYS	-2.2948	-1.8346	-2.3160	-1.8412
ラグ	6	6	4	5
THA	-1.5870	-1.0332	-1.6872	-1.1381
ラグ	2	2	23	23
IDN	-1.9535	-0.9788	-1.8788	-0.9675
ラグ	1	1	12	12
PHL	-1.7732	-1.2537	-1.8096	-1.2659
ラグ	1	1	19	19

***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
CHN	-85.4212***	-85.4154***	-85.7675***	-85.7664***
ラグ	0	0	12	12
HKG	-88.4049***	-88.3946***	-88.4115***	-88.4003***
ラグ	0	0	9	9
SGP	-83.8005***	-83.8025***	-83.8872***	-83.8903***
ラグ	0	0	12	12
MYS	-36.6525***	-36.6503***	-83.0441***	-83.0470***
ラグ	5	5	8	8
THA	-58.0364***	-58.0360***	-83.9680***	-84.0099***
ラグ	1	1	21	22
IDN	-77.0991***	-77.1023***	-76.9350***	-76.9386***
ラグ	0	0	6	6
PHL	-78.3831***	-76.84745***	-78.4810***	-78.4855***
ラグ	0	0	15	15

***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) 共和分検定

ここでは、Johansen テストを用いて共和分検定^{viii}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1992年1月1日～2021年12月31日(表6)、上海と香港市場の株式相互取引開始前の1992年1月1日～2014年11月14日(表7)、上海と香港市場の株式相互

取引開始1カ月前の2014年10月17日～2021年12月31日(表8)について共和分が存在しないという帰無仮説が棄却された。

表 6 共和分検定：1992年1月1日～2021年12月31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	159.4	150.6	50.2	50.6
r<=1	r<=2	109.2	117.7	32.1	44.5
r<=2	r<=3	77.1	88.8	24.1	38.3
r<=3	r<=4	53.0	63.9	20.8	32.1
r<=4	r<=5	32.1	42.9	17.1	25.8
r<=5	r<=6	15.1	25.9	8.9	19.4

表 7 共和分検定：1992年1月1日～2014年11月14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	154.6	150.6	53.5	50.6
r<=1	r<=2	101.1	117.7	29.9	44.5
r<=2	r<=3	71.2	88.8	28.2	38.3
r<=3	r<=4	43.1	63.9	15.0	32.1
r<=4	r<=5	28.0	42.9	13.3	25.8
r<=5	r<=6	14.7	25.9	8.9	19.4

表 8 共和分検定：2014年11月17日～2021年12月31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	161.6	150.6	45.0	50.6
r<=1	r<=2	116.7	117.7	39.0	44.5
r<=2	r<=3	77.7	88.8	30.3	38.3
r<=3	r<=4	47.4	63.9	25.6	32.1
r<=4	r<=5	21.8	42.9	12.0	25.8
r<=5	r<=6	9.8	25.9	6.8	19.4

(4) インパルス応答関数

インパルス応答関数では上海香港相互取引開始前後で2区間に分けた。つまり、1992年1月1日～2014年11月14日、2014年11月17日～2021年12月31日である。20期のラグをとっている。

前半の中国のインパルス応答関数は、1標準偏差の自己ショックに対して、1期0.0235、2期0.0242、3期以降0.0241。香港で1期0.0000、2期0.0003、3期0.0004、シンガポール1期0.0000、2期0.0003、3期0.0005。

後半の中国のインパルス応答関数は、1 標準偏差の自己ショックに対して、1 期 0.0142、2 期 0.0147、3 期以降も 0.01 台である。香港で 1 期 0.0000、2 期 0.0005、3 期 0.0005、シンガポールで、1 期 0.0000、2 期 0.0004、3 期 0.0003 である。

以上のように、中国については、1 標準偏差の自己ショックが前半より後半でやや低下したものの、他の市場のショックに対する反応が前半・後半ともに極めて低い。

次に香港を確認する。前半の香港のインパルス応答関数は、1 標準偏差の自己ショックに対して、1 期 0.0159、2 期 0.0160、3 期 0.0161 である (図 1)。

後半の香港のインパルス応答関数は、1 標準偏差の自己ショックに対して、1 期 0.0098、2 期 0.0099、3 期 0.009629 である。対して中国は 1 期 0.0061、2 期 0.0055、3 期 0.0055 (図 2)。

図 1 香港のインパルス応答関数：1992 年 1 月 1 日～2014 年 11 月 14 日

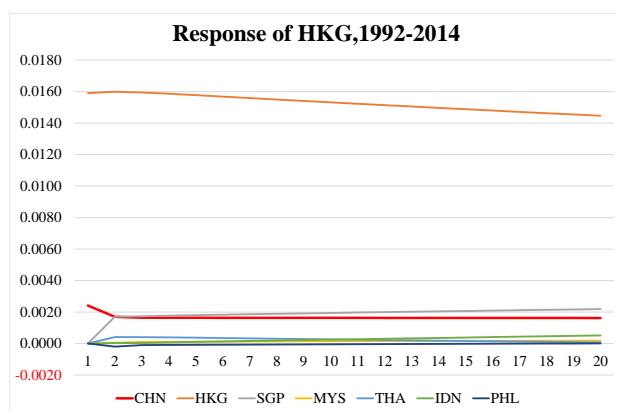
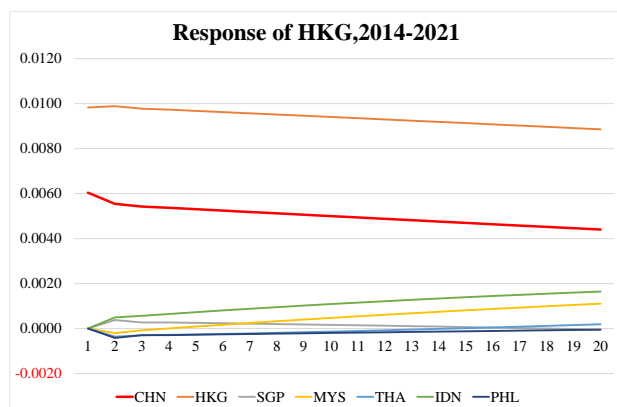


図 2 香港のインパルス応答関数：2014 年 11 月 17 日～2021 年 12 月 31 日



次に東南アジアのシンガポールである。

前半のシンガポールのインパルス応答関数は、1 標準偏差の自己ショックに対して 1-10 期平均が 0.0102、11-20 期の平均が 0.0100 である。すでに見た中国や香港より自己ショックの値は低い (図 3)。

後半のシンガポールのインパルス応答関数は、1 標準偏差の自己ショックに対して 1-10 期平均が 0.0066、11-20 期の平均が 0.0057 である (図 4)。前半より低い。

次に高いのは前半・後半ともに香港である。前半の香港で 1-10 期平均が 0.0082、11-20 期の平均が 0.0083 である。さらに、後半の香港で、1-10 期平均が、0.0049、11-20 期の平均が 0.0045 となっている。

では、中国はどうだろうか。図 3・図 4 のように、前半はシンガポール以外の東南アジアの水準にあり、後半では香港に次ぐ水準が明確になっている。数値は、前半の 1-10 期平均が 0.0010、11-20 期の平均が 0.0009 である。これに対して、後半では、1-10 期平均が 0.0027、11-20 期の平均も 0.0027 である。

シンガポール、香港は前半より後半で水準が低いものの、中国は後半で高まっている。

図 3 シンガポールのインパルス応答関数：1992 年 1 月 1 日～2014 年 11 月 14 日

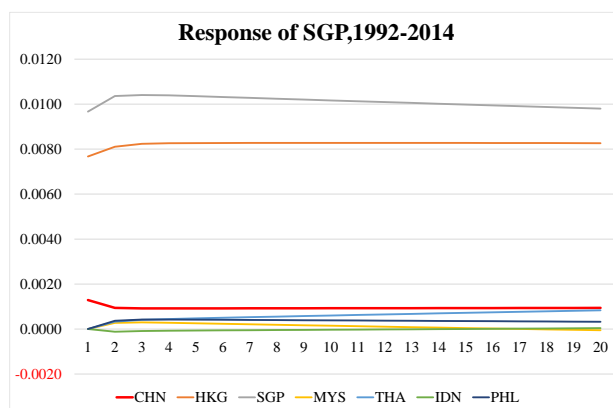
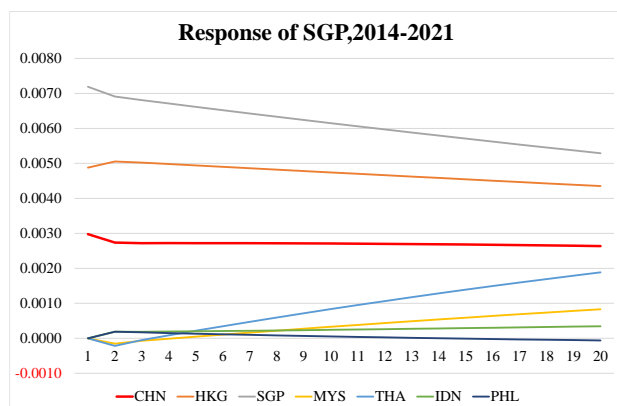


図4 シンガポールのインパルス応答関数：2014年11月17日～2021年12月31日



シンガポールを除く東南アジア4市場については、前半・後半の期間ともに、おおむね自己ショックの次に香港の水準が高い。例外は後半のインドネシアとフィリピンにおけるタイのインパクトである。インドネシアでは11-20期、タイが香港の水準を上回っている。フィリピンでは17-20期、タイが香港の水準を上回っている。

また、シンガポールを除く東南アジア4市場について、いずれも中国のインパクトは前半より後半が水準を高めている。ただし、後半の水準としては、シンガポールが中国から受けるインパクト値が他の4市場よりも高い。

後半において、香港と中国の差はシンガポールのほか、フィリピンで近づいている(表9)。

さらに、後半において、シンガポールと中国を比べると、東南アジア4市場の中で、インドネシアで両者の差が少ないことがわかる(表10)。

表9 インパルス応答関数(2014年11月17日～2021年12月31日) 香港と中国の差

Period	CHN	HKG	SGP	MYS	THA	IDN	PHL
1～5	-0.01349	0.00424	0.00220	0.00186	0.00158	0.00143	0.00222
6～10	-0.01289	0.00439	0.00211	0.00179	0.00156	0.00144	0.00219
11～15	-0.01235	0.00443	0.00193	0.00167	0.00153	0.00140	0.00198
16～20	-0.01184	0.00445	0.00177	0.00156	0.00150	0.00137	0.00179

注：20期を4つの期間に分け平均値を算出したうえで、HKG-CHNで計算した値。

表10 インパルス応答関数(2014年11月17日～2021年12月31日) シンガポールと中国の差

Period	CHN	HKG	SGP	MYS	THA	IDN	PHL
1～5	-0.01338	-0.00530	0.00407	0.00100	0.00100	0.00065	0.00114
6～10	-0.01227	-0.00492	0.00362	0.00088	0.00091	0.00044	0.00134
11～15	-0.01124	-0.00471	0.00319	0.00071	0.00075	0.00020	0.00142
16～20	-0.01031	-0.00452	0.00280	0.00057	0.00061	0.00000	0.00147

注：20期を4つの期間に分け平均値を算出したうえで、SGP-CHNで計算した値。

(5) 分散分解

分散分解は、ある変数の予測誤差の変動がどれだけ自己の影響によるものか、どれだけ他の変数によってもたらされたかを示すことができる分析方法である。取引時の終了時間は上海のあと、香港とインドネシア、マレーシアとシンガポール、そしてタイの順番になっている。分散分解のラグの長さは20期としている。

自国市場のショックを受ける割合は、中国については2つの期間で他の市場より圧倒的に高い。

香港は前半、自国市場のショックを受ける割合が高い、しかし、後半、自己市場のショックを受ける割合は低下し、代わって中国の影響を受けやすくなっている。

シンガポールは、自己のショックが低下する一方で、中国と香港のショックは上昇した。

4. おわりに

本報告は、中国株式市場の動きがどのように香港株式市場や東南アジア株式市場(シンガポール、マレーシア、タイ、インドネシア、フィリピン)に影響するのかについて分析を試みた。

1992年1月以降2021年3月までを、上海と香港市場の株式相互取引が開始した2014年11月17日を節目に、前と後に分けた。上海株式市場は香港も含めて他市場からの影響は小さいことが析出した。上海株式市場は前半より後半の期間で、香港に対する影響が顕著に高まったことがわかった。香港ほどではないが、東南アジア5市場についても、いずれも中国のインパクトは前半より後半が水準を高めている。「表9 インパルス応答関数

(2014年11月17日～2021年12月31日) 香港と中国の差」および「表10 インパルス応答関数(2014年11月17日～2021年12月31日) シンガポールと中国の差」で示したように、市場による影響の違いはある。

中国と香港市場の関係のほか、東南アジア 4 市場について、香港、シンガポール、中国の影響の詳細な分析は、モデル、データ、期間などを変えながら、今後の課題としたい。

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。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、日本証券経済研究所株式市場研究会、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、神戸大学などでの報告の機会、さらに、馬心宇氏、坂井秀吉氏から、貴重なコメントをいただきましたことに感謝申し上げます。

参考文献

- 小原篤次[2022], 「中国と香港のベンチマークの株価連動性」『研究紀要』(長崎県立大学国際社会学部) 第 7 号、34-38 頁。
- 刈屋武昭・前川功一・矢島美寛・福地純一郎・川崎能典[2012], 『経済時系列分析ハンドブック』朝倉書店。
- 露口洋介[2019], 「為替管理と人民元の国際化」小原篤次・神宮健・伊藤博・門闌『中国の金融経済を学ぶ』ミネルヴァ書房。
- 露口洋介[2022], 「為替管理と人民元の国際化」小林尚朗・山本博史・矢野修一・春日尚雄『アジア経済論』文真堂。
- 内藤友紀[2010], 「2008~09 年の日本における株式価格下落について: VAR モデルによる要因分析」『関西大学経済論集』第 60 巻第 1 号、1-18 頁。
- 張艶[2010], 「アジアの株式市場における連関と構造変化」『経済学研究』第 76 巻第 5 号、143-170 頁。

- 松浦克己・コリン・マッケンジー[2012], 『EViews による計量経済分析[第 2 版]』東洋経済新報社。
- Foroohar, Rana, [2019], "Year in a word: Decoupling," <<https://www.ft.com/content/42aa2664-1c12-11ea-9186-7348c2f183af>>.
- Johansen, S. [1988], "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3): pp. 231-254.
- 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), pp. 37-50.
- 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), pp. 25-38.
- 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.
- MSCI[2022], "Market classification - MSCI," <<https://www.msci.com/our-solutions/indexes/market-classification>>.
- Sheng, Hisao-Ching and Anthony H. Tu, [2000], "A study of cointegration and variance decomposition among national equity indices and during the period of the Asian financial crisis," *Journal of Multinational Financial Management*, (10), pp. 345-365.
- Soydemir, G., [2000], "International transmission mechanism of stock market movements: Evidence from emerging equity markets," *Journal of Forecasting*, 19(3), pp. 149-176.

i 金融市場、資本市場については露口 (2019)、露口 (2022) を参照。

ii 図表内では、基本的に、上海=CHN、香港=HKG、シンガポール=SGS、マレーシア=MYS、タイ=THA、インドネシア=IDN、フィリピン=PHL と ISO の 3 桁で表示されている。

iii シンガポールの代表的な株価指数はストレート・タイムス指数である。ブルームバーグからは、他の市場と同期間のデータが得られず、MSCI シンガポール指数 (現地通貨建) を利用した。

iv インパルス応答関数は、VAR モデルに与えられたイノベーション (衝撃、ショック、ノイズなどとも呼ばれる) がその変数にどのように波及していくかを示すことができる (刈屋・前川(2010)80 ページ)。インパルス反応とも呼ばれる。イノベーションの大きさは通常、1 標準偏差とされることが多い (松浦・マッケンジー (2012) 239 ページ)

v (予測誤差の) 分散分解は、VAR モデルにある変数の予測誤差の変動がどれだけ自己の影響によるものか、どれだけ他の変数によってもたらされたかを示す

ことができる (刈屋・前川(2010)80 ページ)。

vi 小原 (2022) から引用。

vii 内藤 (2010) 7 ページ。

viii 階差を 1 階とると定常になる非定常過程は $I(1)$ (1 階の和分過程) であり、 $I(1)$ 変数同士の線形結合

が定常過程 (すなわち $I(0)$) となる場合において、共和分関係にあると定義される。変数が共和分関係にあるということは、各変数が大きく乖離することなく、長期的に一定の関係に収束していくというものである (張 (2010) 152 ページ)。