

# Analysis of Chinese and Southeast Asian Stock Markets

メタデータ	言語: jpn 出版者: 公開日: 2023-03-09 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 小原, 篤次 メールアドレス: 所属:
URL	<a href="https://saigaku.repo.nii.ac.jp/records/1538">https://saigaku.repo.nii.ac.jp/records/1538</a>

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 3.0 International License.



# 中国と東南アジアの株式市場の分析

## Analysis of Chinese and Southeast Asian Stock Markets

小原 篤 次

OHARA, Atsuji

本論は、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）に波及するのか分析を試みた。

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。上海株式市場は香港のほか、シンガポールには一定の影響があることがわかった。マレーシア、タイ、インドネシアに対する影響はわずかである。

### 1. はじめに

世界貿易機関（WTO）加盟後、中国が貿易や直接投資で世界経済と関係を深めている。中国の名目GDPは2010年に日本を越えた。金融市場<sup>1)</sup>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。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。他方、米中対立でデカップリング<sup>2)</sup>の懸念もある。

そこで、本論の問いは、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に波及するのか。本論では、中国、香港、シンガポール、マレーシア、タイ、インドネシア<sup>3)</sup>の6つの株式市場を対象に、インパルス応答、分散分解などを用いて、波及や影響を検証している。

分析に用いた株価指数は、中国は上海総合指数、香港はハンセン指数、シンガポールはストレーツ・タイムス指数、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である。

本論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

---

キーワード：VAR、共和分、インパルス応答関数、分散分解

Keywords : var, cointegration, impulse response function, variance decomposition

行う。さらに、各国市場の共和分検定、インパルス応答関数<sup>4)</sup>、分散分解<sup>5)</sup>などの分析を行い、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

株価をはじめ金融市場に関する連関性に関する先行研究をサーベイする<sup>6)</sup>。

Arshanapalli et al. (1995) は、Johansen (1988) の多変量共和分検定、Engle and Granger (1987) の誤差修正モデル (ECM; error correction model)<sup>7)</sup>を用いて、米国 (Dow Jones Industrial Average)、日本 (TOPIX)、香港 (SEHK All Ordinaries Index)、マレーシア (Kuala Lumpur Composite Index)、フィリピン (Manila Composite Index)、シンガポール (SES All Share Singapore)、タイ (SET Index)、1986年1月1日から1992年5月12日までの日次データを分析した。ブラックマンデー前後の米国とアジア7市場の関係性を検証した。実証結果は、1987年10月以降の米国とアジアの株式市場の動きの間に長期的な均衡関係が存在することを支持している。さらに、アジアの株式市場は米国市場よりも日本の株式市場との統合度が低いことを示している。

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。

張艶 (2010年) は、アジア通貨危機前 (1991年1月1日-1997年6月30日)、アジア通貨危機後 (1997年7月1日-1998年12月31日)、世界金融危機前 (1999年1月1日-2007年8月14日)、世界金融危機後 (2007年8月15日-2009年3月31日) に分けて、日次データを用いて、単位根検定を行いデータの定常性を検証し、さらに共和分関係、相関関係、インパルス応答関数、分散分解などの分析を実施して、アジア諸国の株価連動性（中国本土市場については上海総合指数、香港市場については香港ハンセン指数、日本市場については日経225平均株価、韓国市場については韓国総合株価指数、シンガポール市場についてはストレート・タイムズ指数、台湾市場については加権株価指数）を分析している。張艶 (2010) の共和分検定では、全サンプル期間と世界金融危機においては、共和分関係の存在を確認し、長期的な均衡関係が見られたとした。新型コロナウイルス下では共和分関係

の存在が確認されない可能性がある。インパルス応答関数からは、シンガポールと香港の株価指数は相互に影響が大きい。

Lu (2014) では、二項反応 (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の1カ月前 (2014年10月17日) 前後で2区間に分けた。つまり、1992年1月1日～2014年10月16日、2014年10月17日～2021年3月31日である。

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3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10月16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3月31日) における基本統計量をそれぞれ示している。

上海と香港市場の株式相互取引前 (1992年1月1日～2014年10月16日) に比べ、上海と香港市場の株式相互取引後 (2014年10月17日～2021年3月31日) の平均は、中国は9.7%、香港は6.5%、シンガポールは4.6%、マレーシア7.9%、タイ11.6%、インドネシア25.0%となっており、それぞれ上昇している。

#### (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<sup>8)</sup>。

そのために、単位根検定が用いられる。本論は、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

表1 基本統計量：1992年1月1日～2021年3月31日

	CHN	HKG	SGP	MYS	THA	IDN
Mean	7.4948	9.6638	7.7562	6.9986	6.7387	7.2725
Median	7.6086	9.7094	7.7750	7.0119	6.7716	7.1927
Maximum	8.7147	10.4089	8.2509	7.5471	7.5170	8.8083
Minimum	5.6960	8.3680	6.6909	5.5710	5.3342	5.5145
Std. Dev.	0.5665	0.4464	0.3026	0.3906	0.5479	1.0807
Skewness	-0.5916	-0.5202	-0.5773	-0.3751	-0.5003	0.0328
Kurtosis	2.8501	2.4181	2.5109	2.1634	2.0988	1.3669
Observations	7628	7628	7628	7628	7628	7628

表2 基本統計量：1992年1月1日～2014年10月16日

	CHN	HKG	SGP	MYS	THA	IDN
Mean	7.3378	9.5271	7.6785	6.8785	6.5708	6.8916
Median	7.3609	9.5279	7.6768	6.8547	6.5955	6.4970
Maximum	8.7147	10.3621	8.2509	7.5457	7.4695	8.5653
Minimum	5.6960	8.3680	6.6909	5.5710	5.3342	5.5145
Std. Dev.	0.5442	0.4087	0.2960	0.3594	0.5047	0.9153
Skewness	-0.3090	-0.3782	-0.2868	-0.0753	-0.2840	0.4723
Kurtosis	3.0296	2.4802	2.4556	2.4668	2.0613	1.7498
Observations	5944	5944	5944	5944	5944	5944

表3 基本統計量：2014年10月17日～2021年3月31日

	CHN	HKG	SGP	MYS	THA	IDN
Mean	8.0492	10.1464	8.0304	7.4227	7.3313	8.6169
Median	8.0432	10.1559	8.0584	7.4257	7.3530	8.6369
Maximum	8.5499	10.4089	8.1929	7.5471	7.5170	8.8083
Minimum	7.7365	9.8157	7.7113	7.1064	6.9319	8.2783
Std. Dev.	0.1177	0.1191	0.0952	0.0659	0.1011	0.1156
Skewness	0.8962	-0.3196	-0.6345	-0.9343	-0.6950	-0.3932
Kurtosis	5.5239	2.4912	2.5568	4.8107	3.3862	2.1137
Observations	1684	1684	1684	1684	1684	1684

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

中国と東南アジアの株式市場の分析

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 ラグ	-4.1003*** 3	-3.0007** 1	-4.1074*** 14	-3.0409** 13
HKG ラグ	-4.1052*** 0	-2.6145* 0	-4.1038*** 2	-4.1052* 7
SGP ラグ	-2.6357 1	-1.9784 1	-2.7217 14	-2.0288 14
MYS ラグ	-2.2795 6	-1.8229 6	-2.2987 4	-1.8055 6
THA ラグ	-1.5711 2	-1.0496 2	-1.6679 23	-1.1554 23
IDN ラグ	-1.9218 1	-1.0021 1	-1.8470 12	-0.9806 12

\*\*\*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 ラグ	-84.3038*** 0	-84.2978*** 0	-84.6502*** 12	-84.6491*** 12
HKG ラグ	-87.3214*** 0	-87.3178*** 0	-87.3209*** 7	-87.3264*** 8
SGP ラグ	-81.2877*** 0	-81.2925*** 0	-81.4352*** 11	-81.4401*** 11
MYS ラグ	-36.2397*** 5	-36.2376*** 5	-81.8507*** 9	-81.8538*** 9
THA ラグ	-57.2433*** 1	-57.2428*** 1	-82.9017*** 21	-82.9080*** 21
IDN ラグ	-75.9324*** 1	-75.9354*** 1	-75.7651*** 6	-75.7685*** 6

\*\*\*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6 共和分検定：1992年1月1日～2021年3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	119.5	95.8	38.9	40.1
r<=1	r<=2	80.6	69.8	33.5	33.9
r<=2	r<=3	47.0	47.9	24.7	27.6
r<=3	r<=4	22.3	29.8	15.6	21.1
r<=4	r<=5	6.8	15.5	6.4	14.3
r<=5	r<=6	0.4	3.8	0.4	3.8

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。

(3) 共和分検定

ここでは、Johansenテストを用いて共和分検定<sup>9)</sup>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3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10月16日（表7）、上海と香港市場の株式相互取引開始後の2014年10月17日～2021年3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。

(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の1カ月前で2区間に分けた。つまり、1992年1月1日～2014年10月16日、2014年10月17日～2021年3月31日である。20期の

表7 共和分検定：1992年1月1日～2014年10月16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	121.8	95.8	50.4	40.1
r<=1	r<=2	71.4	69.8	31.3	33.9
r<=2	r<=3	40.2	47.9	21.5	27.6
r<=3	r<=4	18.7	29.8	13.5	21.1
r<=4	r<=5	5.1	15.5	5.1	14.3
r<=5	r<=6	0.0	3.8	0.0	3.8

表8 共和分検定：2014年10月17日～2021年3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	101.6	95.8	32.5	40.1
r<=1	r<=2	69.1	69.8	28.4	33.9
r<=2	r<=3	40.7	47.9	21.5	27.6
r<=3	r<=4	19.2	29.8	10.5	21.1
r<=4	r<=5	8.7	15.5	6.9	14.3
r<=5	r<=6	1.7	3.8	1.7	3.8

注：共和分検定：Johansenの尤度比検定。(likelihood ratio test)

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0.0236、2期0.0243、3期以降0.0241。他の市場のショックに対しては極めて低い。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0.0002、3期0.0003である(図1)。

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(図2)。

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0.00972、2期0.0160、3期0.0161である。対しておよそ0.0017(図3)。

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0.00972、2期0.009728、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4)。

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およそ0.0097である。中国や香港より自己ショックの値は低い(図5)。

香港は1期0.0076、2期0.0084、3期0.0084である。さらに中国は1期0.0014、2期0.0011、



3期0.0011。

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期0.0061、2期0.0058、3期0.0057である。前半より低い（図6）。香港は1期0.0049、2期0.0052、3期0.0051で、中国は1期0.0030、2期0.0028、3期0.0028となった。

後半のマレーシア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0.0059、2期0.0057、3期0.0057である。他方、香港は1期0.0031、2期0.0034、3期0.0034で、中国は1期0.0013、2期0.0013、3期0.0013となった（図7、図8）。

後半のタイ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0.0078、2期0.0070、3期0.0070である。他方、香港は1期0.0039、2期0.0040、3期0.0040で、中国は1期0.0023、2期0.0021、3期0.0020となった（図9、図10）。

後半のインドネシア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0.0091、2期0.0095、3期0.0094である。他方、香港は1期0.0035、2期0.0039、3期0.0039で、中国は1期0.0020、2期0.0021、3期0.0020となった（図11、図12）。

#### （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（図13）。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

本論は、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）に波及するのか分析を試みた。

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。上海株式市場は香港のほか、シンガポールには一定の影響があることがわかった。マレーシア、タイ、インドネシアに対する影響はわずかである。

張（2010）などの先行研究に比べて分析期間が長いものの、上海と香港が相互に取引でき、換金性、流動性を高めた上海と香港市場の制度改革で大別した。張（2010）は、アジア通貨危機前の1991年1月1日～1997年6月30日、アジア通貨危機の1997年7月1日～1998年12月31日、アジア通貨危機後世界金融危機前の1999年1月1日2007年8月14日、世界金融危機の2007年8月15日～2009年3月31日という4つの期間を推計期間とした。対象は中国のほか、日本、シンガポール、韓国、香港、台湾だった。本論は日本、韓国、台湾を含めず、マレーシア、タイ、インドネシアを加えた。



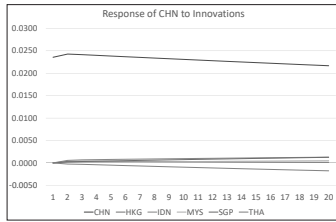


図1 中国のインパルス応答関数：  
1992-01-01 ~ 2014-10-16

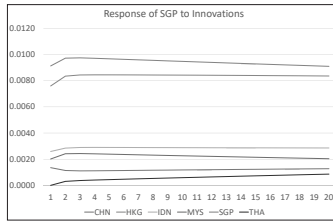


図5 シンガポールのインパルス応答関数：  
1992-01-01 ~ 2014-10-16

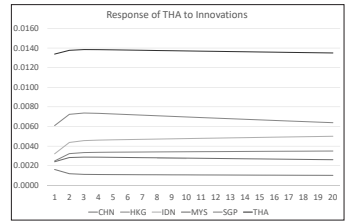


図9 タイのインパルス応答関数：  
1992-01-01 ~ 2014-10-16

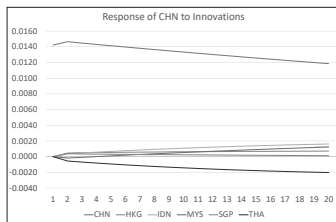


図2 中国のインパルス応答関数：  
2014-10-17 ~ 2021-3-31

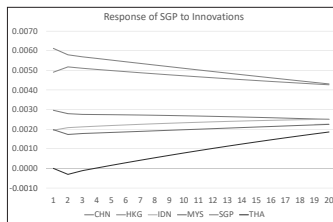


図6 シンガポールのインパルス応答関数：  
2014-10-17 ~ 2021-3-31

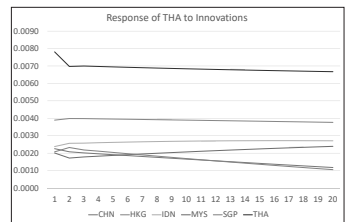


図10 タイのインパルス応答関数：  
2014-10-17 ~ 2021-3-31

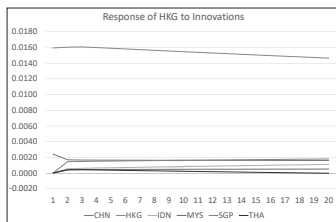


図3 香港のインパルス応答関数：  
1992-01-01 ~ 2014-10-16

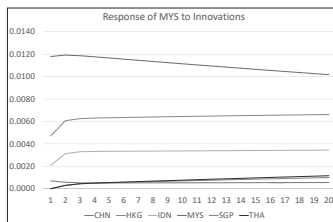


図7 マレーシアのインパルス応答関数：  
1992-01-01 ~ 2014-10-16

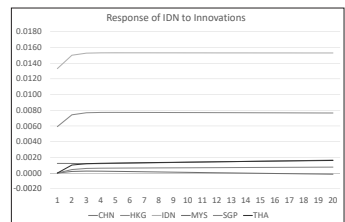


図11 インドネシアのインパルス応答関数：  
1992-01-01 ~ 2014-10-16

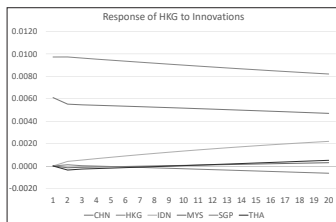


図4 香港のインパルス応答関数：  
2014-10-17 ~ 2021-3-31

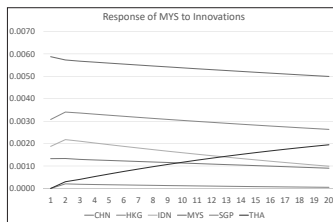


図8 マレーシアのインパルス応答関数：  
2014-10-17 ~ 2021-3-31

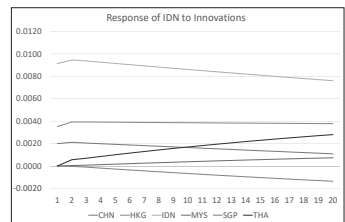


図12 インドネシアのインパルス応答関数：  
2014-10-17 ~ 2021-3-31

中国と東南アジアの株式市場の分析

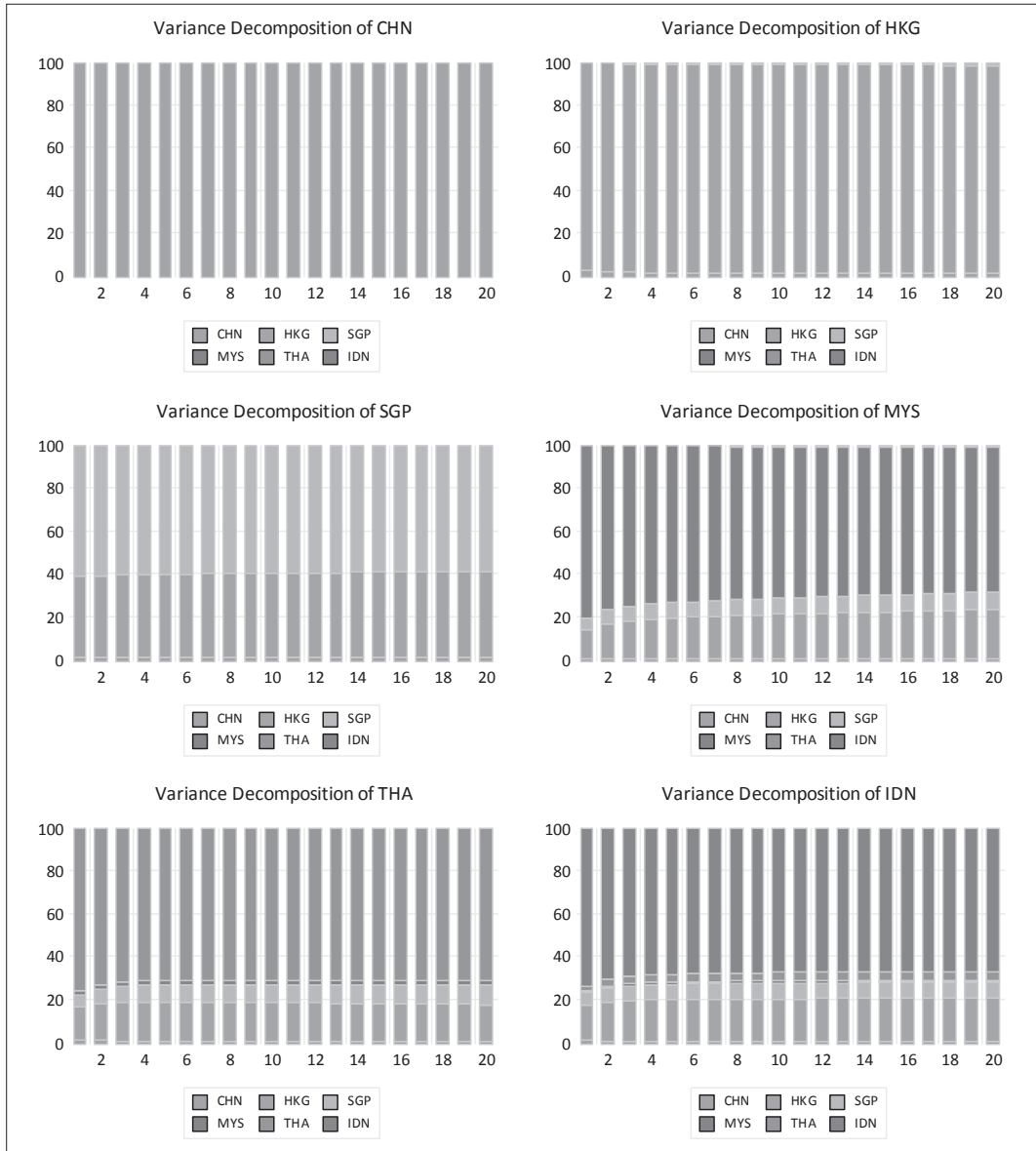


図13 分離分散：1992-01-01～2014-10-16

補足すると、年金・投資信託など機関投資家にとって、代表的な株式ベンチマーク MSCI<sup>10)</sup> は世界の株式市場を、先進市場 (Developed Market) と新興市場 (Emerging Market)、フロンティア市場 (Frontier Market)、スタンドアロン (Standalone

Market) の4分類する。海外機関投資家の投資は主に前半の二つの市場となる。

アジアにおける先進市場は日本、香港、シンガポールで、世界銀行の一人GNIでは、韓国、台湾は高所得経済だが、長年、新興市場のままである。他方、中国A株は2017年に新

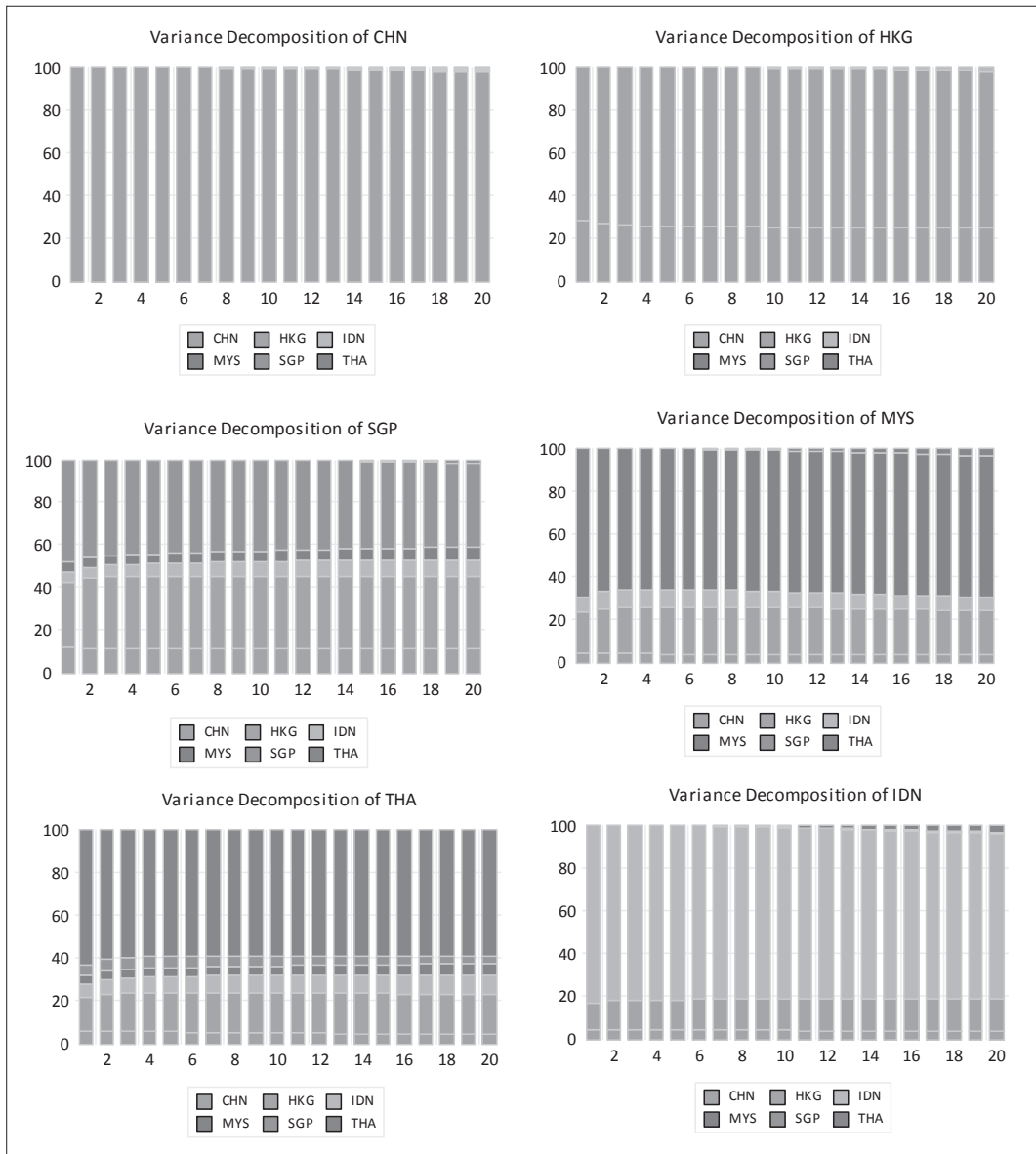


図14 分離分散：2014-10-17～2021-3-31

たに新興市場に採用され、香港株式市場上場の「中国株」とともに、新興市場指数の最大ウェイトを占めている。

先進市場ながら時価総額が小さなシンガポールが中国から影響を受けやすくなったということだろうか。この点を明確にするため

には日本を分析対象と加える必要もある。

分析対象として、日次データの前日差を用いているが、GARCHなど他の分析モデルによる析出も今後の課題である。

参考文献

小原篤次 (2022) 「アジア金融市場の時系列分析：国際投資に関するサーヴェイ論文」『東アジア評論』第14号、93-100ページ。

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・門闕『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』文眞堂。

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」『關西大學経済論集』60 (1)、1-18ページ。

西村友作 (2009) 「中国株式市場国際連動性のバズル」『証券経済学会報』第44号、27-38ページ。

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5号、143-170ページ。

羽森茂之 (2009) 「ベーシック計量経済学」中央経済社。

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。

Arshanapalli, Bala, John Doukas and Larry H.P. Lang, (1995), “Pre and post-October 1987 stock market linkages between U.S. and Asian markets,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 3 (1), pp.57-73.

Engle, Robert F. and C. W. J. Granger, (1987), “Cointegration and error-correction: representation, estimation, and testing,” *Econometrica*, 55, pp.251-276.

Foroohar, Rana, (2019), “Year in a word: Decoupling,” <<https://www.ft.com/content/42aa2664-1c12-11ea-9186-7348c2f183af>> (アクセス日2022年9月16日)

MSCI (2022), “Market classification – MSCI,” <<https://www.msci.com/our-solutions/indexes/market-classification>> (アクセス日2022年9月17日)

Hamori, Shigeyuki, (2003) *An Empirical Investigation of Stock Markets: the CCF*

*Approach*, Kluwer Academic Publishers.

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.

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*, Vol.10, pp.345-365.

Sims, C. A. (1972). “Money, Income, and Causality,” *The American Economic Review*, 62 (4), pp.540-552.

注

- 1) 金融市場、資本市場については露口 (2019)、露口 (2022) を参照。
- 2) Foroohar (2019).
- 3) 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とISOの3桁で表示されている。
- 4) 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)
- 5) (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)。
- 6) 2節は小原 (2022) を要約している。
- 7) 姚 (2012) 82ページによると、誤差修正モデルは1階の差分をとって定常になる時系列分析には有効である。また、レベル変数と差分変数を同時

に取り込みことによって、データが持っている情報を最大限に活用できる利点がある。

8) 内藤 (2010) 7 ページ。

9) 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、共和分の関係にあると定義される。変数が共和分の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)。

10) MSCI。

## 謝辞

本研究はJSPS科研費JP20K01815の助成および公益財団法人石井記念証券研究振興財団の助成金を受けたものです。