

金融市場の国際連関に関する実証分析

メタデータ	言語: jpn 出版者: 公開日: 2015-08-07 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 下田, 雅 メールアドレス: 所属:
URL	http://hdl.handle.net/10291/17481

明治大学大学院商学研究科

2014 年度

博士学位請求論文

金融市場の国際連関に関する実証分析

An Empirical Analysis of
the International Co-movement of Financial Markets

学位請求者 商学専攻

下 田 雅

目次

第1章 本論文の目的と分析対象

1 本論文の目的と分析対象	1
1.1 本論文の目的	1
1.2 本論文の分析対象	3
1.3 本論文の概要	4
1.4 先行研究	7

第2章 株式市場の国際連関に関する実証分析

2 株式市場の国際連関に関する実証分析	11
2.1 はじめに	11
2.2 為替変動を考慮した株式市場の国際連関分析	13
2.2.1 分析データ	14
2.2.2 分析モデル	18
2.2.3 分析結果	24
2.3 系列相関に対処した2変量 EGARCH モデルによる国際連関分析	33
2.3.1 データの同期性(synchronization)	33
2.3.2 分析モデル	33
2.3.3 分析結果	38
補論 EGARCH モデルと非対称性効果(Asymmetric Effects)	41

第3章 動学的条件付相関(DCC)モデルによる株式市場の国際連関分析

3 動学的条件付相関(DCC)モデルによる株式市場の国際連関分析	48
3.1 DCC モデルによる株式国際連関の分析	48
3.1.1 はじめに	48
3.1.2 分析データ	48
3.1.3 DCC モデル	49
3.1.4 分析結果	54

3.2	非対称 DCC モデルによる欧州主要国の株式市場の国際連関分析	61
3.2.1	はじめに	61
3.2.2	分析データ	61
3.2.3	SA-DCC モデル	62
3.2.4	分析結果	65
第 4 章 日米欧イールドカーブの国際連関分析		
4	日米欧イールドカーブの国際連関分析	71
4.1	はじめに	71
4.2	主成分分析と DCC によるイールドカーブの国際連関分析	73
4.2.1	分析データ	73
4.2.2	分析モデル	75
4.3	分析結果	79
第 5 章 結語		
5	結語	91
参考文献		96

1 本論文の目的と分析対象

1.1 本論文の目的

1970 年始め頃の変動相場制移行を契機として、先進各国では相次いで金融規制の撤廃・緩和の制度改革が行われた¹。その金融制度改革の 1 つが対外資本取引の自由化である。変動相場制に移行したことによって、対外資本取引を規制することは困難となり、先進各国では相次いで対外資本取引が自由化された。その後、国際資本移動は活発化し、先進各国の金融市場の国際連関が強まった²。

欧州地域では、金融市場の統合化が進んだ。1990 年代に、欧州地域では、1992 年の EU の創設、1999 年の共通通貨ユーロの誕生によって、金融市場の統合化が進んだ。アジア地域では、萩原・藤木(2007)が指摘するように、1980 年代後半以降の急速な金融自由化の動きによって、金融市場の連動性が高まった³。1997 年、1998 年のアジア通貨危機・金融危機を経験した後も、その傾向は変わらない。

金融グローバル化の進展は、21 世紀になっていっそう強まる傾向にある。2000 年代前半頃には、対外資本取引は 10 年前と比べて 10 倍にも膨れ上がった。対外資本取引の活発化によって各国の株式市場、債券市場は互いに結びつきを強め、各国の市場規模も拡大した。国際取引所連合(World Federation of Exchanges, WFE)のデータによれば、1990 年の時価総額(market capitalization)で見た株式市場の規模(取引所ベース)は、日本 2 兆 9290 億ドル、米国 2 兆 6,920 億ドル、英国 8,500 億ドル、欧州⁴ 1 兆 4,460 億ドルであった。2013 年には、株式市場の規模は、日本 4 兆 5,430 億ドル、米国 17 兆 9,500 億ドル、英国 4 兆 4,290 億ドル、欧州 5 兆 5,200 億ドルに増加し、約 20 年間で、日本 1.6 倍、米国 6.7 倍、英国 5.2 倍、欧州 3.8 倍になった。

債券市場に関しては、国際決済銀行(Bank International Settlements, BIS)のデータによれば、日本、米国、英国、そして、欧州による債券の発行残高は、1990 年に日本 5 兆 2,111 億ドル、米国 7 兆 4,899 億ドル、英国 7,234 億ドル、欧州 2 兆 9,274 億ドルであった。2013 年には、日本 12 兆 2,607 億ドル、米国 36 兆 7,940 億ドル、英国 5 兆 8,438 億ドル、欧州

¹ 日本も 1980 年代から、為替管理の撤廃、金利自由化、業務分野規制の撤廃などの金融自由化が始まった。

² 日本では、1980 年に資本取引が自由化された。1990 年までに先進諸国の多くは資本規制を撤廃した。

³ 急速な金融自由化がアジア通貨危機を招いた。

⁴ フランス、ドイツ、イタリアの合計。債券市場についても以下同じ。

13兆1,759億ドルに増加し、約20年間で、日本2.4倍、米国4.9倍、英国8.1倍、欧州4.5倍となった。

本論文は、20世紀後半から始まった、こうした金融のグローバル化の実態を数量的に分析することにある。もとより、金融のグローバル化の進展は多様な観点から分析できる。本論文では、グローバル化する金融市場として株式市場と債券市場に焦点を当てる。金融のグローバル化によって、各国の株式市場、債券市場の市場規模の拡大とともに、そうした市場間の連関がどの程度強まったかを数量的に明らかにする。

本論文はまた、市場の不安定化(ボラティリティの増大)にも焦点を当てる。市場間の連関が強まったことにより、一国の金融市場の不安定化は他国の金融市場の不安定化をもたらす。金融グローバル化によって各国の金融市場の不安定化がどの程度増大したかを数量的に明らかにする。

周知のように、金融のグローバル化を推進してきたIMF(2001)は、アジア通貨危機の経験を踏まえ、急速な金融グローバリゼーションによる金融市場の不安定化が開発途上国経済に与える負の側面を指摘している⁵。しかし、金融のグローバル化の進展は、開発途上国だけでなく先進諸国にも負の影響を与える。この点は、ユーロ危機やリーマンショックの経験からも明らかである。金融グローバル化は、株式や債券の現物市場だけではなく、CDSに代表される金融デリバティブを通じて、各国経済を不安定化させる。21世紀は、進展する金融グローバリズムをもたらすこうした負の側面への制御とセーフティネットの構築が必要である。

以上のように、本論文の目的は、金融市場の国際連関と国際連関の高まりによる各国金融市場の不安定化(ボラティリティの増大)の程度を数量的に明らかにすることにある。金融グローバル化の進展によって株式市場や債券市場の国際連関が強まったが、同時に市場の不安定性も高まったことを検証する。

本論文の実証に使用する計量分析手法は、標準的な金融市場のボラティリティ時系列分析である。すなわち、株式市場のボラティリティ・クラスタリング(Volatility Clustering)の現象を分析するためにEngle(1982)、Bollerslev(1990)等によって開発されたARCH-GARCHモデル等のボラティリティ時系列分析の計量分析手法である。本論文では、そうしたボラティリティ分析の中で、Nelson(1991)のEGARCHモデル、Engle(2002)のDCCモデル(Dynamic Conditional Correlation)、Cappiello, Engle and Sheppard (2006)のEGARCH-DCCモ

⁵ 世界各国の金融自由化を主導してきたIMFが金融グローバリズムの負の側面に気づき始めてきたことは興味深い。

デルに関する非線形最尤法の EViews プログラムを作成して個々の実証分析を行う⁶。

1.2 本論文の分析対象

金融市場の国際連関の分野は多様な分析が可能である。本論文は、金融市場の国際連関に関する論文を渉猟し、包括的な分析を試みるものではない。多様なアプローチの中で、かなりテーマを絞って分析を行うことになる。

本論文は以下の 2 つのテーマを分析対象とする。第 1 は、金融市場の統合化と金融市場の国際連関の問題であり、第 2 は、金融グローバル化の時代での外的ショックに対する金融政策対応の問題である。

第 1 の金融市場の統合化と金融市場の国際連関の問題では、金融市場の統合によってどの程度金融市場の国際連関が強まったか、また、金融市場の不安定性がどの程度増大したかを数量的に分析する。本論文では、この問題を、EU の創設や共通通貨ユーロの導入等による欧州地域の金融市場統合の制度改革に焦点を当てて分析する。1990 年代の EU の創設や共通通貨ユーロの導入が欧州の金融市場の連関をどの程度高めたか、欧州市場が世界最大の金融市場である米国市場との連関をどの程度高めたか、また、米国市場との結びつきが強化されたことによって欧州の金融市場がどの程度不安定化したかを実証する。

第 2 の金融政策の問題については、金融グローバル化の時代における各国の金融政策の役割に焦点を当てる。Ehrmann, Fratzscher and Rigobon(2005)が強調するように、金融市場の国際的な連動性が強まると、ある国の経済ショック、特に米国に端を発する攪乱ショックが世界の金融市場に伝播し、各国の国内金融市場に影響を与える⁷。その攪乱ショックに対する各国の金融政策の対応が遅れると、たとえ他国の攪乱ショックでも国内金融市場の大きな混乱を招く。金融市場の不安定化、さらには実体経済の変動を抑えるには、他国の攪乱ショックに対するすばやい金融政策の対応が必要である。本論文は、2000 年代の米国発のグローバルショックであるリーマンショックを中心に、欧州、米国、日本のイールドカーブの関連の変化によって各国の金融政策の対応を分析する。

⁶ 本論文での実証分析に使われるアプリケーションパッケージソフトは EViews, Ver.7 である。

⁷ Ehrmann, Fratzscher and Rigobon(2005)の実証分析の結果、ショックの国際的な波及は、欧米の市場間では、ショックが波及する方向として、米国から欧州への影響が大きいと指摘する。1989 年から 2004 年のデータでは、米国の金融市場の変動は、平均して、欧州市場の 25%以上を説明し、反対に、欧州市場の変動は、米国市場の 8%しか説明できないと主張する。

金融市場の統合化は国際分散投資に大きな影響を与える。そこで、第 1 の分析を行う上で、1990 年代の欧州を始めとする各国の株式市場の連関を分析対象とする。欧州地域で金融市場の統合化が進んで欧州地域内の株式収益率の相関が高くなれば、欧州地域内で株式国際分散投資によるリスク軽減のメリットが低下する。その結果、国際分散投資は米国市場に向かい、欧州市場と米国市場との相関も高まることになる。

第 2 の分析は、金融政策の問題と関わる。各国の実体経済の動向及び金融政策の対応がストレートに反映されるのはイールドカーブである。イールドカーブの国際連関の変化を見ることによって各国の金融政策対応の相違を分析することができる。本論文では、2008 年のリーマンショック時前後のイールドカーブの相関の変化を分析する。

実証分析手法としては後に詳しく説明するが、基本的に金融ボラティリティ分析で使われる GARCH モデル、EGARCH モデル、DCC モデル、EGARCH-DCC モデルを使用する。

1.3 本論文の概要

本論文の構成

本論文は 5 章からなる。第 1 章と第 5 章は本論文の紹介と要約であり、本論文の骨格を成すのは第 2 章、第 3 章、第 4 章である。以下、第 2 章、第 3 章、第 4 章での実証分析の内容を簡単に紹介する。第 2 章、第 3 章、第 4 章を 2 つに分けることができる。第 2 章、第 3 章が株式市場の連関分析、第 4 章がイールドカーブの連関分析である。

攪乱ショックの波及効果 (Spillover Effects)

金融市場の国際連関の実証分析を行う場合、通常、多変量 GARCH タイプのモデルを使う。その多変量 GARCH タイプのモデルにおいて、自国の攪乱ショックが他国にどのような形で伝播するか、あるいは、他国の攪乱ショックが自国にどのような形で伝播するか、いわゆる攪乱ショックの波及効果 (Spillover Effects) をモデル化しなければならない。先行研究では、いくつかの 3 つのタイプが想定されている。

- (1) 自国の株式収益率に他国の前期の攪乱ショックを説明変数に入れる。
- (2) 株式収益率の条件付分散式に他国の前期の攪乱ショックを説明変数に入れる。
- (3) 任意の 2 国の株式収益率間の共分散式に 2 国の前期の攪乱ショックの交差項を説明変数に入れる。

(1) は他国(自国)の攪乱ショックの影響を自国(他国)株式収益率で捉えるタイプである。例えば、前期の米国のプラス(マイナス)の攪乱ショックは今期の自国の株式収益率を低下(上昇)させる。(2)は他国(自国)の攪乱ショックの影響を自国(他国)の株式収益率のボラティリティ(条件付分散)で捉えるタイプである。例えば、前期の米国の攪乱ショックは今期の自国の株式収益率のボラティリティ(条件付分散)を大きくする。(3)は他国(自国)の攪乱ショックの影響を自国と他国の株式収益率の共分散(あるいは相関係数)で捉える。例えば、今期の米国の攪乱ショックは翌期の自国と他国の株式収益率の共分散(あるいは相関係数)に影響を与える。

理論的には、上記の 3 つのタイプの波及効果をすべて取り込んだモデルを使うことが望ましいが、現実の推定は非線形最尤法を使って行われるので、すべてのパラメータを一度に推定すれば解の収束が得られない可能性がある。そこで、(1)、(2)、(3)のいずれかに焦点をあてて実証する方法が妥当である。

上記の(1)、(2)、(3)のルートを通じた他国の攪乱ショックの波及効果は、(1)は Koutmos and Booth (1995)の多変量 EGARCH モデル、(2)は Mun(2007) ,Koutomas and Booth(1995)の同じく多変量 EGARCH モデル、(3)は Engle(2002)の DCC で捉えることができる。本論文では、(1)、(2)の波及効果は第 2 章で、(3)の波及効果は第 3 章で扱う。

株式ボラティリティの非対称性効果 (Asymmetric Effects)

本論文では、先行研究の成果をもとに、株式ボラティリティの非対称性効果 (Asymmetric Effects)を考慮に入れて分析する。株式ボラティリティの非対称性効果とは、株式ボラティリティはプラスの攪乱ショック(good news)よりもマイナスの攪乱ショック(bad news)に対してより大きく反応するという現象である。悪いニュースの方が良いニュースに比べ株式収益率は大きく変動する。この株式ボラティリティの非対称性効果 (Asymmetric Effects)は、Nelson(1991)の EGARCH モデルで分析できる。

為替レートの変動効果

株式市場の国際連関の実証分析の多くは、米国ドル建ての平均株価指数の変化率を株式収益率として用いる。第 2 章では、為替市場の変動を考慮に入れた株式市場の国際連関の分析を行うために、米ドル建ての株式収益率に加え、各国の通貨建て株式収益率を用いる。

Fooladi and Rumsey (2006)は、米国の株式収益率と各国通貨建て株式収益率、米国ドル建て株式収益率の連関を分析する。Fooladi and Rumsey (2006)は、為替レートの変動により、米国の株式収益率と各国の米国ドル建て株式収益率の連関が米国の株式収益率と各国通貨建て株式収益率の連関よりも低いことを明らかにする。第 2 章では、Fooladi and Rumsey (2006)に基づき、株式ボラティリティに対する為替レートの変動による影響について分析する。欧州及びアジア太平洋州の計 8 か国(英国、フランス、ドイツ、イタリア、豪州、香港、日本、シンガポール)の株式市場と米国の株式市場の連関を、各国通貨建て、米国ドル建ての株式収益率に分けて分析する。

各国の米国ドル建て株式収益率の変動は、各国の現地通貨建て株式収益率の変動と為替レートの変動に分解できる。第 2 章では、2 変量 EGARCH モデルの実証結果を使って、Mun (2007)の分析と同様に、各国の米国ドル建て株式収益率の変動における為替レートの変動の割合を求める。

各国の取引時間の相違

第 2 章ではまた、株式市場の取引時間の相違の問題を分析する。取引時間の差は、上記の波及効果が生ずる原因でもある。各国の証券取引所の取引時間の相違によって、日次データでの株式収益率に系列相関の問題が発生する。そこで、Hamao, Masulis and Ng(1990) は日々のデータの始値(Open)と終値(Close)の平均株価指数の変化率、終値(Close)と翌日の始値(Open)の平均株価指数の変化率を時系列データとして時差の問題に対応した。第 2 章では、週次データについても時差の問題が存在することを証明した上で、平均値式に 1 期前の誤差項を導入することによりこの問題に対処する。したがって、波及効果は上記の(1)で捉えることになる。

動学的条件付相関(Dynamic Conditional Correlation、DCC)

第 3 章では、Engle (2002) をもとに、動学的条件付相関(Dynamic Conditional Correlation、DCC)モデルを用いて株式の国際連関の分析を行う。第 2 章のモデルは分析期間を通して、市場間の「条件付相関が一定である(constant conditional correlation)」と仮定している。しかし、その仮定の制約は強い。そこで、条件付相関が可変的な動学的条件付相関(DCC)モデルを用いる。

さらに、第 3 章では、ボラティリティの非対称性を考慮した Cappiello, Engle and Sheppard

(2006) の動学的条件付き相関(DCC)モデルを用いて、欧州株式市場の国際連関についての動学的分析を行う。分析対象国は、1999年に共通通貨ユーロが導入された欧州の主要国のドイツ、フランスとユーロ非導入国の英国である。ユーロ導入により動学的条件付き相関がどのように変化したかを分析する。さらに、Cappiello, Engle and Sheppard (2006) の動学的条件付き相関(DCC)モデルを使い、欧州の主要国と米国の株式市場の連関についても分析する。

イールドカーブの国際連関

第4章では、動学的条件付き相関(DCC)による日米欧のイールドカーブの連関について実証分析を行う。分析の関心は、リーマンショック、その後のグローバルな金融危機が、日米欧のイールドカーブの連関にどのような変化を与えたかにある。また、金融政策の対応の相違が日米欧のイールドカーブの連関にどのような影響を与えたかを検証する。

分析方法としては、最初にイールドカーブの主成分分析を行い、各国のイールドカーブを代表する指標として、寄与率に応じて上位2個の主成分を抽出する。主成分が単位根を持つことを確認した上で、日米欧の主成分間の共和分関係の有無を検定する。共和分分析は、日米欧のイールドカーブの長期的な安定関係を確認するものである。

次いで、主成分の共和分関係の有無に応じて、適正なベクトル自己回帰(VAR)モデルを推定し、そのVARモデルを平均値式とする動学的条件付き相関(DCC)モデルを用いて、日米欧のイールドカーブの動学的相関分析を行う。

1.4 先行研究

株式市場の国際連関の初期の研究

株式市場の国際連関への関心の高まりは、1987年10月の株式市場暴落に端を発する。Gagnon and Karolyi (2006)は、株式市場の国際連関に関する初期の研究として以下の文献を挙げる。すなわち、Eun and Shim (1989)、Becker, Finnerty and Friedman (1990)、King and Wadhvani (1990)、Hamao, Masulis and Ng(1990)、Koch and Koch (1991)、Lin, Engle and Ito (1991)、Ng, Chang and Chou (1991)などである。これらの研究は、

- (1) 国際分散投資に関する研究
- (2) 株式市場の国際連関の特徴に関する研究

(3) 証券取引市場間の時差に関する研究

である。つまり、(1)は、国際分散投資によって国内市場に限定した投資よりもリスク軽減をはかることができるかどうかの研究、(2)は、株式市場の国際連関にどのような構造的なパターンが存在するかの研究、そして、(3)は、証券取引市場間の時差が国際連関にどのような影響を与えるかの研究である。

それら3つの研究において、(1)の国際分散投資のリスク軽減効果は肯定的で、事実、現実の投資信託でも国際分散投資のメリットを生かしたファンドが次々に誕生している。(2)の株式市場の連関の構造的な特徴の問題に関しては、以下の諸点を指摘している。すなわち、主要な株式市場の変動が大きい時、株式市場間の連関が高まること、1987年の暴落以降、株式市場の国際連関のパターンは、米国のショックが他国へ波及すること、ある国の株式市場の悪いニュースは良いニュースに比べて他国の市場により大きな影響を与えることなどである。また、(3)の取引所の時差に関しては、時差の存在は、ある国のショックが他の国に時間をかけて増幅しながら影響を及ぼす伝播(contagion)効果の存在と関係している点を指摘している。

その後、株式など資産間の国際連関に関する研究は、国際連関が生ずる原因の解明に向けられるが、金融市場の国際連関の高まりを決定づける具体的な経済の基礎的要因を列挙することは困難である。一般的には、各国の金融自由化の進展、情報通信技術(ICT)の発展などが各国の金融市場の連関が高まった主な理由と理解されている。

国際連関における為替市場の役割

株式の国際連関に関する研究は、分析データの入手可能性の問題もあるが、分析において、米国のドル建てによる各国の平均株価指数のデータが用いられる場合が多い。国際連関の問題を取り上げる場合、為替レートの影響にも関心を払う必要があるが、Bodart and Reding (1999)によれば、為替レートの影響を考慮に入れた国際連関の研究は少ないと指摘する。

共通の通貨建てでの株式連関の研究として、Taylor and Tonks (1989)、Kasa (1992)があり、一方、現地通貨建てでの株式連関の研究として、Shiller (1989)、Beltratti and Shiller (1993)、Engsted and Lund (1997)などがある。また、共通通貨、自国通貨の両面から分析した研究として、Hassan and Naka (1996)がある。彼らは、各国の株価に対して共和分検定を行い、現地通貨建ての株価だけに共和分があり長期的に国際連関があるとした。これは、

主に実物ショックが株価の国際連関を引き起こすとする見解と整合的である。

筒井・平山(2009)は、米国ドル建ての株式収益率と現地通貨建ての株式収益率では、国際連関の説明力が異なるか否かを分析する必要があると指摘する。また、国際連関に対する為替変動の影響を明示的に取り扱った数少ない研究として Mun (2007)がある。

国際連関に関する時系列分析モデル

Koutmos and Booth (1995)によれば、株式の国際連関に関する時系列分析の研究は、各市場の株式収益率間の単純な相関分析が最初である。代表的な研究に、Eun and Shim (1989)、King and Wadhvani (1990)、Koch and Koch (1991)などがある。その後、株式の国際連関に関する研究は、株式収益率の条件付分散、つまり、株式のボラティリティ分析に焦点が移る。その代表的な研究に Hamao, Masulis and Ng (1990)などがある。

株式のボラティリティ分析の計量分析モデルとして、ARCHモデル、GARCHモデルがある。株式ボラティリティ分析は、最初、Becker, Finnerty and Gupta(1990)などの単変量の GARCH モデルによる分析だったが、その後、Bollerslev (1990)などの多変量の GARCH モデルによる分析へと移行する。国際連関を捉えるには、単変量モデルではなく多変量のボラティリティ・モデルが必要である。

Koutmos and Booth (1995)は、株式ボラティリティの特徴のひとつであるボラティリティの非対称性を捉えることのできる多変量の指数型 exponential GARCH モデル、EGARCH モデルを用いた最初の研究である。

多変量の ARCH、GARCH モデルを用いて株式ボラティリティを求める Bollerslev (1990)などの研究に対して、そこで設定されるモデルの仮定について疑問が投げかけられる。その仮定は、分析期間を通して「条件付き相関が一定である(Constant Conditional Correlation、CCC)」の仮定である。Longin and Solnik (1995)は、CCC の仮定は株式市場の現実にそぐわないと指摘している。

これを受けて、Engle (2002)は、条件付相関を時变的とする動学的条件付相関モデル(Dynamic Conditional Correlation、DCC)、DCC モデルを提案する。Engle(2002)の多変量のボラティリティ・モデルは、Bollerslev (1990)などの多変量の GARCH モデルに比べ、係数の推定が容易になる利点がある。すなわち、各市場それぞれのボラティリティ(条件付分散)の推定と市場間の動学的相関の推定を分けて非線形最尤法による推定を行うことができる。その後、Cappiello, Engle and Sheppard(2006)は、DCC を株式ボラティリティの非対称性を

捉えることができるように EGARCH-DCC モデルを提案する。本論文では、Cappiello、Engle and Sheppard(2006)を用いる。

イールドカーブの国際連関の分析

国債などの債券市場(イールドカーブ)の国際連関に関する研究は、株式に比べると限定的である。Laopodis (2010)によると、国債市場の連関に関する初期の研究は、Clare, Maras and Thomas (1995)が VAR(Vector Autoregressive)モデルを用いて、米国、英国、ドイツ、そして、日本の国債市場の間に共和分関係が存在するかどうかを分析した研究に遡る。

これまで、国債市場の連関について分析が行われる場合、分析対象国における、10 年物の国債などの標準金利や、イールドカーブを代表する恣意的な指数(インデックス)が用いられるケースが多い。しかし、その方法では、その国のイールドカーブ全体を代表する適正な変数とは言い難い。

この様な問題に対応するために用いられるのが主成分分析である。イールドカーブの主成分分析を用いて、イールドカーブ全体の変動を説明する主成分を抽出し、それら主成分の連関をもってイールドカーブの連関を分析する。Litterman and Scheinkman (1991)は、イールドカーブの主成分分析により抽出された第 1 主成分をイールドカーブを平行シフトさせるファクター、第 2 主成分をイールドカーブの傾きを変化させるファクター、そして第 3 主成分をイールドカーブの曲率を変化させるファクターであると分析する。この 3 つのファクターで、イールドカーブの変動はほとんど説明される⁸。

イールドカーブの主成分分析を用いて国債の連関を分析した研究として、Drissen, Melenberg and Nijman (2003)、Perignon, Smith and Villa (2007)などがある。彼らは、主成分分析によるイールドカーブの国際連関分析の必要性を強調するが、同時に主成分分析を用いたイールドカーブの分析の問題点も指摘する。それは、各国のイールドカーブから得られる主成分の負荷量(factor loadings)にはそれほど大きな違いはないが、各主成分が持つ、イールドカーブの変動の説明力(explained variance)は大きく異なる点である。こうした指摘を踏まえ、本論文でも、イールドカーブの変動を説明する割合の寄与率を考えて、第 1 主成分だけでなく第 2 主成分を考慮に入れて各国のイールドカーブの連関を分析する。

⁸ 有名な Nelson-Siegel モデル(1987)は、これら 3 つのファクターをパラメトリックな関数で捉えるモデルである。

2 株式市場の国際連関に関する実証分析

2.1 はじめに

1995年のWTOの創設や自由貿易協定(FTA)の推進、情報通信技術(ICT)の発展に伴う金融市場のグローバル化の推進、欧州でのEUの設立や共通通貨ユーロ創設の決定⁹など、1990年代に世界経済の連関は飛躍的に強まった。その世界経済の連関の強まりを背景に、先進各国の株式市場の連関性も高まった。

Gagnon and Karolyi (2006)によれば、株式市場の国際連関の研究は、1987年10月の世界的な株式市場暴落(ブラックマンデー)が契機である。その後、上述した1990年代の世界経済の連関の強まりを受け、国際連関の研究は株式市場分析の主要テーマの1つとなった。Gagnon and Karolyi (2006)は、株式市場の国際連関の初期の研究は、(1)国際分散投資の利点の有無、(2)国際連関の構造的なパターンの有無、(3)市場間の取引時間の相違と国際連関の関係などが中心的なテーマであったと整理している。

Gagnon and Karolyi (2006)は、また、これまでの株式市場の国際連関に関する研究の成果として、(1)株式収益率のボラティリティは時変である、(2)株式収益率のボラティリティが大きい時には、主要株式市場の株式収益率間の相関が高まる、(3)1987年10月の世界的な株式市場暴落以降、株式市場の国際連関は、米国株式市場の変化が他の先進国株式市場へ伝播(contagion)する形をとる、(4)伝播にはタイムラグが存在する、(5)悪いニュースほど他国市場により大きな影響を与えるなどの点を挙げている。

Gagnon and Karolyi (2006)が指摘するように、国際連関が強まることによって、米国株式市場の影響が他の先進諸国株式市場に伝播する。米国株式市場は圧倒的に大きな市場であり、将来の世界経済の動向を予想する上でも、米国株式市場の役割は大きい。King and Wadhvani (1990)は、株式市場の国際連関が強まる中で、投資家にとって米国の市場動向が自国の市場動向を予想する上で有益な情報となる点を強調する。例えば、自国の株式市場が大きく変動すれば、時として自国株式市場の動向は投資家の予想から大きく乖離する。その時、投資家は、自国株式市場の将来的な動向に関する情報を、海外市場、特に世界最大の株式市場であり、世界の中心的な株式市場である米国市場に求

⁹ 実際に通貨ユーロが欧州の法定通貨になったのは、2002年1月である。

める。King and Wadhvani (1990)は、このことが米国株式市場と他の先進諸国株式市場との結びつきを強くすると主張する。

株式市場の国際連関に関する先行研究の多くは、米国の投資家の立場から、すべて米国ドル建ての株式収益率が用いられてきた。しかし、米国ドル建ての株式収益率を用いると、各国の現地通貨建て株式収益率や為替レートの変化が表にあらわれない。例えば、米国の株式収益率が10%上昇し、日本の円建て株式収益率もそれに連動して8%上昇しても、同時に為替レートが6%円安になれば、ドル建ての日本の株式収益率は2%の上昇となる。この場合、円建ての日本の株式収益率と米国の株式収益率の国際連関は強いが、ドル建ての日本の株式収益率と米国の株式収益率の国際連関は弱いということになる。

国際的な分散投資を考える場合は、ドル建ての日本の株式収益率と米国の株式収益率の連関が重要だが、原油価格の変動リスクなど世界のマクロ経済ファクターの日米国内経済への影響の連関性を捉える場合には、円建ての日本の株式収益率と米国の株式収益率の相関によって国際連関を測るべきでなる。そのことによって、株式収益率を通してみた各国国内経済間の連関を見ることができる。

第2章では、Gagnon and Karolyi (2006)が指摘した上述の株式市場の国際連関の研究成果を踏まえ、株式市場の国際連関が強まった1990年代を中心に、株式市場の国際連関の実証分析を行う。分析の対象となるのは、欧州地域(英国、フランス、ドイツ、イタリア)とアジア太平洋州地域(豪州、香港、日本、シンガポール)の国々の株式市場と、世界の中心市場である米国の株式市場との連関である。

分析対象期間である1990年代は、欧州では共通通貨ユーロの導入決定、アジア太平洋州地域ではアジア通貨危機・金融危機のイベントがある。こうしたイベントが株式市場の国際連関にどのような影響を与えたかを分析する。

上述した株式市場の国際連関における為替レートの影響を分析するために、Mun (2007)、Koutmos and Booth (1995)を参考にして、各国の株式収益率を、ドル建ての株式収益率と各国の現地通貨建て株式収益率に分けて分析する。

また、Gagnon and Karolyi (2006)が指摘したように、株式市場の国際連関の実証分析を行う場合に、市場間の取引時間のタイムラグを考慮することが重要となる。例えば、ある世界的なショックが日本の株式市場の取引時間に起きたとする。それを受けて、日本の株式収益率は変化するが、そのショックは米国の株式市場にも影響を与える。さらにその影響が日本の株式市場に帰ってくる。Hamao, Masulis and Ng(1990)が分析したように、

こうしたタイムラグの問題は日次ベースの収益率に顕著にみられる。第 2 章では週次データを用いるが、週次データの場合にも同様の傾向が見られることを明らかにする。

以下、第 1 節では、実証分析手法として、Nelson (1991)の Exponential GARCH (EGARCH)¹⁰ をもとに、2 変数のモデルを用いた株式収益率のボラティリティ分析を行う。株式収益率のボラティリティは、条件付分散(conditional variance)で捉える。株式収益率のボラティリティに関しては、正(プラス)のショックよりも負(マイナス)のショックに対してより大きな影響を受けるとする、ボラティリティの非対称性が指摘される。EGARCH モデルは、ショックの株式収益率ボラティリティへの影響の非対称性を分析できるモデルである。

さらに、Hamao, Masulis and Ng(1990)の分析をもとに、市場間に株式取引のタイムラグがあることから生ずる株式収益率の系列相関の問題を考慮する。系列相関をモデルに組み入れて、株式市場の国際連関の実証を行う。

2.2 為替変動を考慮した株式市場の国際連関分析

株式市場の国際連関に関する初期の実証研究は、各国市場の株式収益率間の相関に着目したものが多く、代表的なものに、Eun and Shim (1989)、King and Wadhvani (1990)、Koch and Koch (1991)などの実証研究がある。その後の実証研究は、株式収益率の 2 次のモーメント(分散)に着目する。例えば、Hamao, Masulis and Ng (1990)などの実証研究が挙げられる。

株式収益率の分散、いわゆる、ボラティリティ分析の研究は、その流れとして、単変量の ARCH、GARCH モデルを用いるものから、多変量の ARCH、GARCH モデルへと移行する。単変量のモデルよりも多変量のモデルの方が株式収益率の変動(ボラティリティ)とその相関を的確に捉えることができる。

第 2 章では、株式ボラティリティのひとつの特徴である、ボラティリティの非対称性に関心を払い、Nelson (1991)の EGARCH モデルを用いる。分析手順としては、Koutmos and Booth (1995)を踏襲する。Koutmos and Booth (1995)は、多変量の EGARCH モデルを用いて株式収益率の国際連関に関する実証研究の嚆矢と言える。

¹⁰ 沖本(2010)、p.158 参照。

Bodart and Reding (1999)は、株式など資産間の国際連関を分析する上で為替レートの変動を考慮した研究の必要性を強調している。しかし、これまでの研究では、米国ドル建てによる各国の平均株価指数データが用いられることが多い。

Mun(2007)は、株式市場の国際連関を考える上で為替レートの変動の影響を分析している。第2章の分析でも、Mun(2007)に従って、ドル建ての株式収益率の変動を現地通貨建ての株式収益率の変動と為替レートの変動を分けて分析する。

2.2.1 分析データ

Mun (2007)に基づいて、以下の分析対象国における株式市場、為替市場のデータを用いて分析を行う。データの頻度は Mun (2007)との比較を可能にするため、Mun(2007)と同様に週次データ¹¹を用いる。また、サンプル期間も Mun(2007)に合わせる。データの詳細は以下の通りである。

(1) 分析対象国と平均株価指数

- ① 米国 (US) (S&P 500 Index)
- ② 英国 (UK) (FTSE 100)
- ③ フランス (FR) (Paris CAC)
- ④ ドイツ (GE) (DAX)
- ⑤ イタリア (IT) (Milan Stock Exchange MIB)
- ⑥ 豪州 (AU) (ASX All Index)
- ⑦ 香港 (HK) (Hang Seng Index)
- ⑧ 日本 (JP) (TOPIX)
- ⑨ シンガポール (SG) (SES All Share Index)

(2) 為替レート

各国の通貨 1 単位あたりの米ドル通貨¹²

(3) データ期間

1990年1月5日(金) - 2003年9月5日(金)の週次データ。サンプル数は714。

¹¹ 週次データは、原則、金曜日のデータを用いる。金曜日が休日の場合は前日の木曜日のデータを用いる。

¹² 例えば、1ドル=100円の場合、1円=0.01ドルとなる。

(4) データ出所

EcoWin (Thomson Reuter)

図 2.1 は、各国の株式市場、為替市場の推移を図示したものである。図 2.1 は、1990 年 1 月 5 日の平均株価指数の値を 100 として指数化したものである。図 2.1 において、UK は英国、FR はフランス、GE はドイツ、IT はイタリア、AU は豪州、HK は香港、JP は日本、SG はシンガポールを表している。FX_国名は為替レートである。例えば、FX_JP は、1990 年 1 月 5 日のドル建ての円為替レートを 100 とした円為替レートの推移である。

欧州の分析対象国として、英国、フランス、ドイツ、イタリアが含まれる。これらの国の株式収益率の推移は、欧州統合化の動きもあり、1996 年からほぼ同じような傾向を示している。為替市場についても、英国を除きほぼ同じような傾向を示している。フランス、ドイツ、イタリアは、2002 年 2 月から 6 月を移行期間として、それぞれの自国通貨から共通通貨ユーロに移行したが、その後も国内で自国通貨の効果や紙幣は流通した。

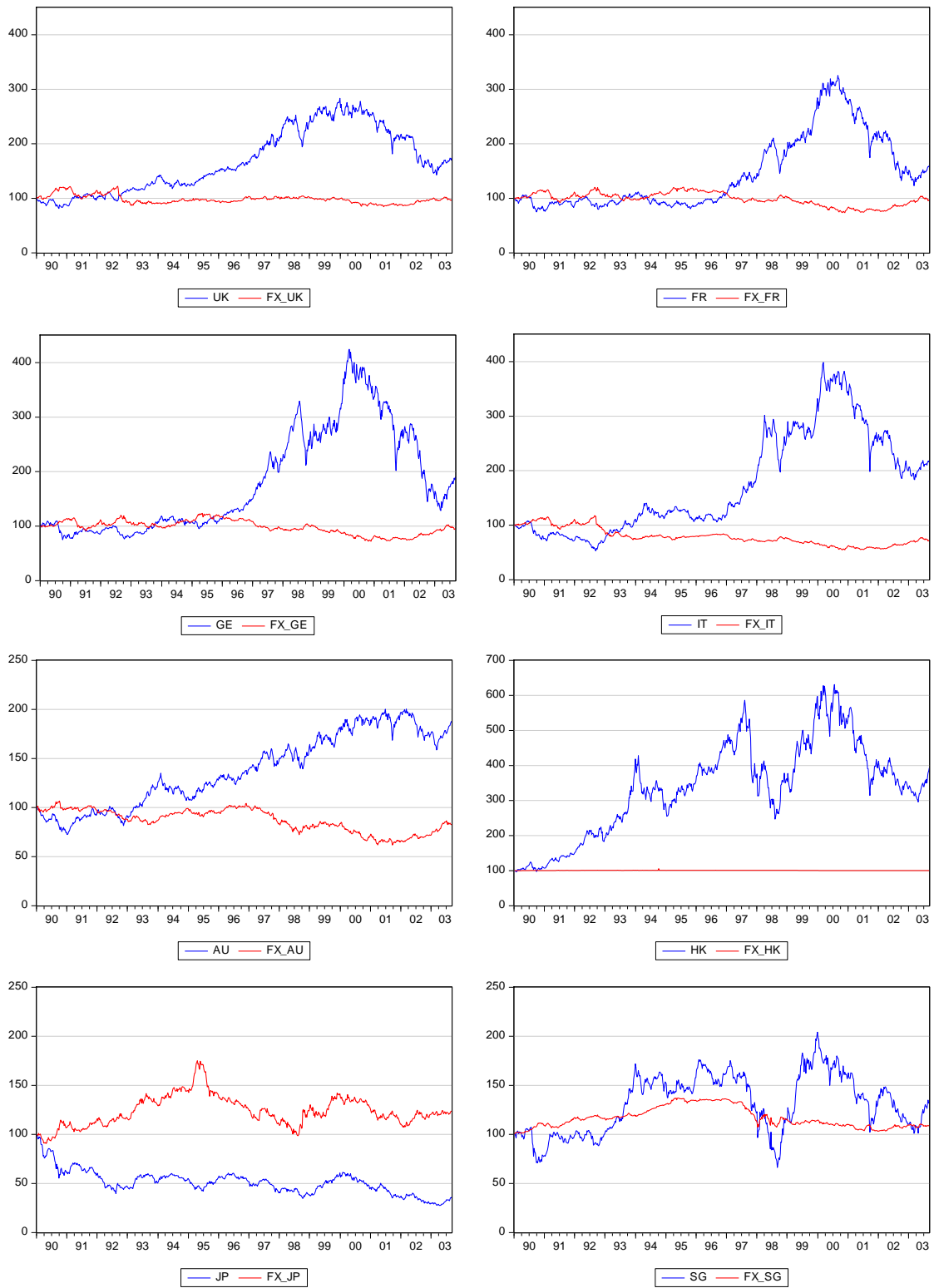
一方、アジア太平洋地域では、豪州、日本、香港、シンガポールが含まれる。日本を除く 3 ヶ国の平均株価指数は 2000 年初頭まで上昇傾向にあるが、香港、シンガポールは 1997 年、1998 年のアジア通貨危機・金融危機の影響により、株式収益率は、一時、大きく落ち込んだことがわかる。

アジア通貨危機・金融危機による自国通貨の為替レートの下落は、これら諸国に関しては大きなものではない。特に、香港ドルはドルペッグ制を採用している。為替レートはほぼ一定である。

日本は、1980 年代後半のバブルが 1990 年代に入って崩壊し、その後は長期の景気後退期を迎える。そのことが株式市場の低迷につながっている。為替レートは 1995 年から円高が進行したが、1997 年、1998 年に円安に転じ、その後、円高が続いている。

表 2.1.1 は、米国の株式市場と各国の株式市場、各国の株式市場と為替市場の動向に関する基礎統計である。株式市場では、各国の株式収益率(平均株価指数の変化率)の標本平均(%)と標本標準偏差(%)を与えている。為替市場では、各国の米国ドル建て為替レート変化率の標本平均と標本標準偏差を与えている。

図 2.1 各国の平均株価指数と為替レートの推移



注) UK=英国、FR=フランス、GE=ドイツ、IT=イタリア、AU=豪州、HK=香港、JP=日本、SG=シンガポール。
FX は為替レート。

表 2.1.1 株式収益率と為替レート変化率に関する基礎統計

株式収益率	UK	FR	GE	IT	AU	HK	JP	SG
標本平均	0.0778 (0.9348)	0.0664 (0.6032)	0.0903 (0.7541)	0.1098 (0.9769)	0.0887 (1.3506)	0.1921 (1.4043)	-0.1425 (-1.3630)	0.0403 (0.3198)
標本標準偏差	0.0220	0.0294	0.0320	0.0300	0.0175	0.0365	0.0279	0.0336
為替レート変化率	UK	FR	GE	IT	AU	HK	JP	SG
標本平均	-0.0040 (-0.0815)	-0.0036 (-0.0675)	-0.0060 (-0.1108)	-0.0453 (-0.8258)	-0.0267 (-0.5376)	0.0002 (0.0262)	0.0299 (0.4877)	0.0117 (0.4120)
標本標準偏差	0.0131	0.0141	0.0144	0.0147	0.0133	0.0025	0.0164	0.0076

注) UK=英国、FR=フランス、GE=ドイツ、IT=イタリア、AU=豪州、HK=香港、JP=日本、SG=シンガポール。()の中の数値は t-値。数値の単位はすべて%。

表 2.1.1 の各国の株式収益率の標本平均を見ると、日本を除き各国で正の値になっている。一方、為替レート変化率の標本平均では、香港、日本、シンガポールだけが正の値である。香港、日本、シンガポールの通貨の米国ドルに対する増価である。負の値は米国ドルに対する減価である。しかし、t-値で判断すると、株式収益率も為替レート変化率も平均値がゼロである帰無仮説を棄却できない。

表 2.1.2 は、米国の株式収益率 R_t^{US} と各国の株式収益率(現地通貨建て) R_{jt}^L の相関係数、各国の株式収益率(現地通貨建て) R_{jt}^L と各国の為替レート変化率 Z_{jt} の相関係数、米国の株式収益率 R_t^{US} と各国の為替レート変化率 Z_{jt} の相関係数を与えている。ここで、変数の記号 R_{jt}^L, R_{jt}^{US} の上の添え字の L, US は、 L は現地通貨建ての株式収益率を意味し、 US は米国ドル通貨建ての収益率を意味する。また、下の添え字 jt は、 t 時点の第 j 国 (j =英国、フランス、ドイツ、イタリア、豪州、香港、日本、シンガポール) の株式収益率を意味する。 Z_{jt} の下付きの添え字 jt も同様である。

表 2.1.2 株式収益率と為替レート変化率の相関係数

相関係数	UK	FR	GE	IT	AU	HK	JP	SG
R_{jt}^L と R_t^{US}	0.6311	0.6135	0.5916	0.4546	0.4306	0.3824	0.3179	0.3698
R_{jt}^L と Z_{jt}	-0.2074	-0.3391	-0.2552	-0.1987	0.0883	-0.0214	0.0740	0.3420
R_t^{US} と Z_{jt}	-0.0962	-0.1244	-0.1151	-0.0944	0.0894	-0.0477	-0.0877	0.0352

注) UK=英国、FR=フランス、GE=ドイツ、IT=イタリア、AU=豪州、HK=香港、JP=日本、SG=シンガポール。

米国と各国の株式市場の相関を見ると、各国の株式収益率 R_{jt}^L は総じて米国の株式収益率 R_t^{US} とプラスの相関関係にあることが分かる。特に、米国との相関は、欧州地域の国の方がアジア太平洋州地域の国よりも高いことがわかる。

また、各国の株式収益率 R_{jt}^L と為替レート変化率 Z_{jt} の相関係数は、豪州、日本、シンガポールを除き負の値である。負の値は、株式収益率が上昇（低下）する時は、各国の通貨価値の変化率が低下（上昇）するケースが多いことを意味している。これに対して、豪州、日本、シンガポールは正の値となっている。正の値は、株式収益率が上昇（低下）する時は、各国の通貨価値の変化率も上昇（低下）するケースが多いことを意味している。

欧州の国々の株式収益率と各国の為替レート変化率の関係は、弱いながらも負の相関が認められるが、アジア太平洋州地域の国々の株式収益率と為替レート変化率の関係は、ほとんど認められない。

最後に、米国の株式収益率 R_t^{US} と各国の為替レート変化率 Z_{jt} の相関係数は、豪州、シンガポールを除き、負の値を示している。しかし、この場合も総じて相関係数の値が小さく、強い相関は認められない。

2.2.2 分析モデル

本節の目的は、各国と米国の株式市場の連関について、各国の米国ドル建て株式収益率のボラティリティを、各国の現地通貨建て株式収益率のボラティリティと各国の米国ドル建て為替レート変化率のボラティリティの部分に分け、それぞれの影響度について調べることにある。すなわち、(1)各国の米国ドル建て株式収益率のボラティリティの同国の対米国ドル為替レート変化率のボラティリティによる影響度、(2)各国の米国ドル建て平均株価指数変化率と米国の平均株価指数変化率との相関（連関）の同国の対米国ドル為替レート変化率のボラティリティによる影響度について分析する。

株式収益率の変動、株式収益率間の相関における為替レートの影響

投資家が国際的な分散投資を行う場合、為替レートの変動は、その投資からの収益率を左右する重要な要因である。最初に、Mun (2007)に従って、各国の米国ドル建ての株式収益率の変動の為替レートの影響、各国の米国ドル建ての株式収益率と米国の株式収益率との相関の為替レートの影響を明らかにする。

今、 t 時点の j 国における現地通貨建て株価（平均株価指数）を P_{jt}^L とする。株式収益率を平均株価指数の変化率として定義すると、株式収益率 R_{jt}^L は、 $R_{jt}^L = \ln P_{jt}^L - \ln P_{jt-1}^L$ となる。また、 t 時点の j 国の米国ドル建て為替レート（現地通貨 1 単位あたり米国ドル）を S_{jt} とする。株式収益率と同様に、為替レート変化率 Z_{jt} は、 $Z_{jt} = \ln S_{jt} - \ln S_{jt-1}$ となる。これらから、 j 国の現地通貨建て株式収益率 R_{jt}^L と米国ドル建て株式収益率 R_{jt}^{US} の間には、(2.1)式の関係が成立する。

$$(2.1) \quad R_{jt}^{US} = \ln(P_{jt}^L S_{jt}) - \ln(P_{jt-1}^L S_{jt-1}) = (\ln P_{jt}^L - \ln P_{jt-1}^L) + (\ln S_{jt} - \ln S_{jt-1}) \\ = R_{jt}^L + Z_{jt}$$

(2.1)式から、各国の米国ドル建て株式収益率 R_{jt}^{US} は、現地通貨建て株式収益率 R_{jt}^L と同国の米国ドル建て為替レート変化率 Z_{jt} の和であることを意味する。同じく(2.1)式から、各国の米国ドル建て株式収益率 R_{jt}^{US} の分散は(2.2)式のように書くことができる。

$$(2.2) \quad \text{Var}(R_{jt}^{US}) = \text{Var}(R_{jt}^L) + \text{Var}(Z_{jt}) + 2\text{Cov}(R_{jt}^L, Z_{jt})$$

(2.2)式から、為替レート変化率の分散（ボラティリティ） $\text{Var}(Z_{jt})$ が大きければ、米国ドル建て株式収益率の分散（ボラティリティ） $\text{Var}(R_{jt}^{US})$ が大きいとは限らない。米国ドル建て株式収益率の分散（ボラティリティ） $\text{Var}(R_{jt}^{US})$ は、現地通貨建て株式収益率 R_{jt}^L と為替レート変化率 Z_{jt} の共分散 $\text{Cov}(R_{jt}^L, Z_{jt})$ の影響を受けるからである。

(2.2)式の両辺を米国ドル建て株式収益率の分散 $\text{Var}(R_{jt}^{US})$ で割ると、

$$(2.3) \quad 1 = \frac{\text{Var}(R_{jt}^L) + \text{Var}(Z_{jt}) + 2\text{Cov}(R_{jt}^L, Z_{jt})}{\text{Var}(R_{jt}^{US})}$$

あるいは、

$$(2.4) \quad \phi_V = 1 - \frac{\text{Var}(R_{jt}^L)}{\text{Var}(R_{jt}^{US})} = \frac{\text{Var}(Z_{jt}) + 2\text{Cov}(R_{jt}^L, Z_{jt})}{\text{Var}(R_{jt}^{US})}$$

を得る。(2.4)式で定義される ϕ_V は、米国ドル建て株式収益率の分散(ボラティリティ) $\text{Var}(R_{jt}^{US})$ から現地通貨建て株式収益率の分散(ボラティリティ) $\text{Var}(R_{jt}^L)$ の影響を除いた、為替レート変化率の変動からの影響部分の割合である。 ϕ_V は、米国ドル建て株式収益率の変動における為替レート変化率の変動の影響を測る尺度である。

次に、Mun(2007)は、 j 国の米国ドル建て株式収益率 R_{jt}^{US} と米国の株式収益率 R_t との相関について調べる。相関係数は次の(2.5)式で定義される。

$$(2.5) \quad \rho(R_{jt}^{US}, R_t) = \frac{\text{Cov}(R_{jt}^{US}, R_t)}{\sqrt{\text{Var}(R_{jt}^{US})}\sqrt{\text{Var}(R_t)}} = \frac{\text{Cov}(R_{jt}^L, R_t) + \text{Cov}(Z_{jt}, R_t)}{\sqrt{\text{Var}(R_{jt}^{US})}\sqrt{\text{Var}(R_t)}} \\ = \rho(R_{jt}^L, R_t) \sqrt{\frac{\text{Var}(R_{jt}^L)}{\text{Var}(R_{jt}^{US})}} + \rho(Z_{jt}, R_t) \sqrt{\frac{\text{Var}(Z_{jt})}{\text{Var}(R_{jt}^{US})}}$$

あるいは、

$$(2.6) \quad 1 = \frac{\rho(R_{jt}^L, R_t)}{\rho(R_{jt}^{US}, R_t)} \sqrt{\frac{\text{Var}(R_{jt}^L)}{\text{Var}(R_{jt}^{US})}} + \frac{\rho(Z_{jt}, R_t)}{\rho(R_{jt}^{US}, R_t)} \sqrt{\frac{\text{Var}(Z_{jt})}{\text{Var}(R_{jt}^{US})}}$$

(2.6)式は、各国の米国ドル建ての株式収益率 R_{jt}^{US} と米国の株式収益率 R_t の相関を、右辺第1項の各国の現地通貨建て株式収益率 R_{jt}^L と米国の株式収益率 R_t の相関、右辺第2項の各国通貨の為替レート変化率 Z_{jt} と米国の株式収益率 R_t の相関に分けたものである。

(2.6)式の右辺第2項を ϕ_R とおく。すなわち、

$$(2.7) \quad \phi_R = \frac{\rho(Z_{jt}, R_t)}{\rho(R_{jt}^{US}, R_t)} \sqrt{\frac{\text{Var}(Z_{jt})}{\text{Var}(R_{jt}^{US})}}$$

ϕ_R は、米国ドル建て株式収益率 R_{jt}^{US} と米国の株式収益率 R_t の相関のうち、各国通貨の為替レートの変化率 Z_{jt} と米国の株式収益率 R_t の相関の影響を測る尺度である。

ボラティリティ分析モデル(EGARCH)

株式のボラティリティには2つの特徴がある。1つの特徴は、ボラティリティ・クラスタリング(volatility clustering)と呼ばれる現象である。ボラティリティ・クラスタリングは、ボラティリティがいったん上昇すると、ボラティリティの高い期間がしばらく続き、反対にボラティリティが低下すると、ボラティリティの低い期間が続くという現象である。

もう1つの株式ボラティリティに関する特徴は、株式ボラティリティに与える攪乱ショック(news)の影響の非対称性(asymmetric)である。プラスの攪乱ショックよりも、マイナスの攪乱ショックの方が株式ボラティリティに与える影響は大きい。この株式ボラティリティの非対称性効果は、通常のARCH、GARCHモデルでは捉えることができない。

株式ボラティリティの非対称性を分析できるモデルとして、Nelson(1991)によるEGARCHモデルがある。株式ボラティリティ・モデルは、条件付分散であるボラティリティが負にならないように、モデルの係数パラメータに非負制約を課すことになる。この制約は、パラメータの推定を難しくする。そこで、Nelson(1991)は、この問題を乗り越えるため、ボラティリティの対数値を取るモデルを提唱する。ボラティリティの対数値を取るモデルであることから、Nelson(1991)のモデルはExponential GARCH(EGARCH)モデルと呼ばれる。

第2章では、Mun(2007)の分析手法を参考に、単変量、2変量のEGARCHモデルを用いて、各国と米国株式市場の連関に関する為替変動の影響を数量的に分析する。

最初に、各国の現地通貨建て及び米国ドル建て株式収益率 R_{jt}^L, R_{jt}^{US} に関する単変量のEGARCHモデルを与える。単変量EGARCHモデルは、以下の(2.8)式から(2.10)式で表される。

$$(2.8) \quad R_{jt}^i = \mu_j^i + u_{jt}^i \quad u_{jt}^i \sim N(0, h_{jt}^i) \quad i = US, L$$

$$(2.9) \quad \varepsilon_{jt}^i = u_{jt}^i \sqrt{h_{jt}^i}^{-1} \quad \varepsilon_{jt}^i \sim N(0,1) \quad i = US, L$$

$$(2.10) \quad \ln h_{jt}^i = \omega_j^i + \alpha_j^i |\varepsilon_{jt-1}^i| + \gamma_j^i \varepsilon_{jt-1}^i + \beta_j^i \ln h_{jt-1}^i \quad i = US, L$$

ここで、 R_{jt}^i は各国の現地通貨建て($i=L$)及び米国ドル建て($i=US$)株式収益率、 μ_j^i は定数項(R_{jt}^i の平均)、 u_{jt}^i はi.i.dで平均0、条件付分散 h_{jt}^i の正規分布に従う攪乱項である。(2.8)式は、平均方程式(mean equation)と呼ばれる。

(2.9)式の ε_{jt}^i は、 u_{jt}^i を条件付分散 h_{jt}^i で基準化したもので、平均 0、分散 1 の標準正規分布に従う攪乱項である。

(2.10)式は、条件付分散 h_{jt}^i を特定化する式である。 $\varepsilon_{jt-1}^i > 0$ であれば、 ε_{jt-1}^i の $\ln h_{jt}^i$ に与える効果は $\gamma_j^i + \alpha_j^i$ だが、 $\varepsilon_{jt-1}^i < 0$ であれば ε_{jt-1}^i の $\ln h_{jt}^i$ に与える効果は $\gamma_j^i - \alpha_j^i$ である。したがって、 $\alpha_j^i < 0$, $\gamma_j^i > 0$, $\alpha_j^i + \gamma_j^i > 0$ であれば、 ε_{jt}^i のマイナスの時の効果が ε_{jt}^i のプラスの時の効果よりも大きい非対称性効果が確認できる。

条件付分散の Nelson(1991)の EGARCH モデルの定式化は、以下の(2.11)式である。

$$(2.11) \quad \ln h_{jt}^i = \omega_j^i + \alpha_j^i \left(\left| \varepsilon_{jt-1}^i \right| - E \left| \varepsilon_{jt-1}^i \right| \right) + \gamma_j^i \varepsilon_{jt-1}^i + \beta_j^i \ln h_{jt-1}^i$$

ここでは、ラグ次数が 1、 ε_{jt}^i は標準正規分布を仮定しているので、 $E \left| \varepsilon_{jt-1}^i \right| = \sqrt{2/\pi}$ となる。し

たがって、 $\omega_j^i - \alpha_j^i \sqrt{2/\pi}$ を新たに ω_j^i と置けば Nelson(1991)の EGARCH モデルは(2.10)式の EGARCH モデルになる。

株式収益率と同様に、為替レート変化率 Z_{jt} についても、EGARCH モデルを適用し、条件付分散 π_{jt} を求める。すなわち、

$$(2.12) \quad Z_{jt} = \eta_j + v_{jt} \quad v_{jt} \sim N(0, \pi_{jt})$$

$$(2.13) \quad \xi_{jt} = v_{jt} \sqrt{\pi_{jt}}^{-1} \quad \xi_{jt} \sim N(0, 1)$$

$$(2.14) \quad \ln \pi_{jt} = a_{0j} + a_{1j} \left| \xi_{jt-1} \right| + a_{2j} \xi_{jt-1} + a_{3j} \ln \pi_{jt-1}$$

為替レート変化率についても、(2.14)式のボラティリティの非対称性効果を考慮する。その場合、ボラティリティの非対称性効果は $a_{1j} < 0$, $a_{2j} > 0$, $a_{1j} + a_{2j} > 0$ が満たされた時に確認できる。

次に、各国の現地通貨建て、米国ドル建て株式収益率の条件付分散(ボラティリティ)が自国の攪乱ショックだけでなく米国の攪乱ショックにも影響を受けるケースを分析する。

Koutmos and Booth (1995)を参考にして、次の(2.15)式から(2.21)式で表される 2 変量 EGARCH モデルを用いる。

(各国の現地通貨建て、米国ドル建ての株式収益率の条件付分散 h_{jt}^i, h_{jt} 共分散 λ_{jt}^i)

$$(2.15) \quad R_{jt}^i = \mu_j^i + u_{jt}^i \quad i = US, L$$

$$(2.16) \quad R_t = \mu + u_t$$

$$(2.17) \quad \varepsilon_{jt}^i = u_{jt}^i \sqrt{h_{jt}^i}^{-1} \quad i = US, L$$

$$(2.18) \quad \varepsilon_t = u_t \sqrt{h_{jt}}^{-1}$$

$$(2.19) \quad \ln h_{jt}^i = b_{0j}^i + b_{1j}^i |\varepsilon_{jt-1}^i| + b_{2j}^i |\varepsilon_{t-1}| + b_{3j}^i \varepsilon_{jt-1}^i + b_{4j}^i \varepsilon_{t-1} + b_{5j}^i \ln h_{jt-1}^i \quad i = US, L$$

$$(2.20) \quad \ln h_{jt} = b_{0j} + b_{1j} |\varepsilon_{t-1}| + b_{2j} |\varepsilon_{jt-1}^i| + b_{3j} \varepsilon_{jt-1} + b_{4j} \varepsilon_{t-1} + b_{5j} \ln h_{jt-1} \quad i = US, L$$

$$(2.21) \quad \lambda_{jt}^i = \rho_j^i \sqrt{h_{jt}^i h_{jt}} \quad i = US, L$$

(2.15)式、(2.16)式は、各国の現地通貨建て ($i=L$) あるいは米国ドル建て ($i=US$) の株式収益率の平均方程式及び米国の株式収益率の平均方程式である。(2.17)式、(2.18)式は平均方程式の誤差項 u_{jt}^i, u_t の基準化(normalization)である。(2.19)式、(2.20)式は j 国及び米国の株式収益率の条件付分散 h_{jt}^i, h_{jt} である。条件付分散 h_{jt}^i は、自国の攪乱ショック ε_{jt-1}^i と米国の株式収益率の攪乱ショック ε_{t-1} の影響を受ける。EGARCH モデルなので、それぞれの攪乱ショックの効果の非対称性を捉えている。 $\varepsilon_{jt-1}^i, \varepsilon_{t-1}$ がプラスの場合とマイナスの場合では、条件付分散 h_{jt}^i に与える効果は異なる。(2.18)式は各国の現地通貨建て ($i=L$) あるいは米国ドル建て ($i=US$) の株式収益率の条件付共分散 λ_{jt}^i の定義式である。 ρ_j^i は相関係数である。相関係数は一定である。

(各国の為替レート変化率と米国の株式収益率の条件付分散 π_{jt}, h_{jt} 及び条件付共分散)

$$(2.22) \quad Z_{jt} = \eta_j + v_{jt}$$

$$(2.23) \quad R_t = \mu + u_t$$

$$(2.24) \quad \xi_{jt} = v_{jt} \sqrt{h_{Z,jt}}^{-1}$$

$$(2.25) \quad \varepsilon_t = u_t \sqrt{h_t}^{-1}$$

$$(2.26) \quad \ln \pi_{jt} = a_{0j} + a_{1j} |\varepsilon_{t-1}| + a_{2j} |\xi_{jt-1}| + a_{3j} \varepsilon_{t-1} + a_{4j} \xi_{jt-1} + a_{5j} \ln \pi_{jt-1}$$

$$(2.27) \quad \ln h_{jt} = b_{0j} + b_{1j} |\varepsilon_{t-1}| + b_{2j} |\xi_{jt-1}| + b_{3j} \varepsilon_{t-1} + b_{4j} \xi_{jt-1} + b_{5j} \ln h_{jt-1}$$

$$(2.28) \quad \tau_{jt} = \rho_{\pi j} \sqrt{\pi_{jt} h_{jt}}$$

(2.22)式、(2.23)式は、各国の為替レート変化率と米国の株式収益率の平均方程式及び米国の株式収益率の平均方程式である。(2.24)式、(2.25)式は平均方程式の誤差項 v_{jt}, u_t の基準化(normalization)である。(2.26)式、(2.27)式は各国の為替レート変化率と米国の株式収益率の条件付分散 π_{jt}, h_{jt} の定式化である。条件付分散 h_{jt}, h_t は、各国の株式収益率の攪乱ショック ε_{jt}^i と米国の株式収益率の攪乱ショック ε_t の影響を受ける。(2.28)式は各国の為替レート変化率と米国の株式収益率の条件付共分散 τ_{jt} の定義式で、ここでも相関係数 $\rho_{\pi j}$ は一定と仮定している。

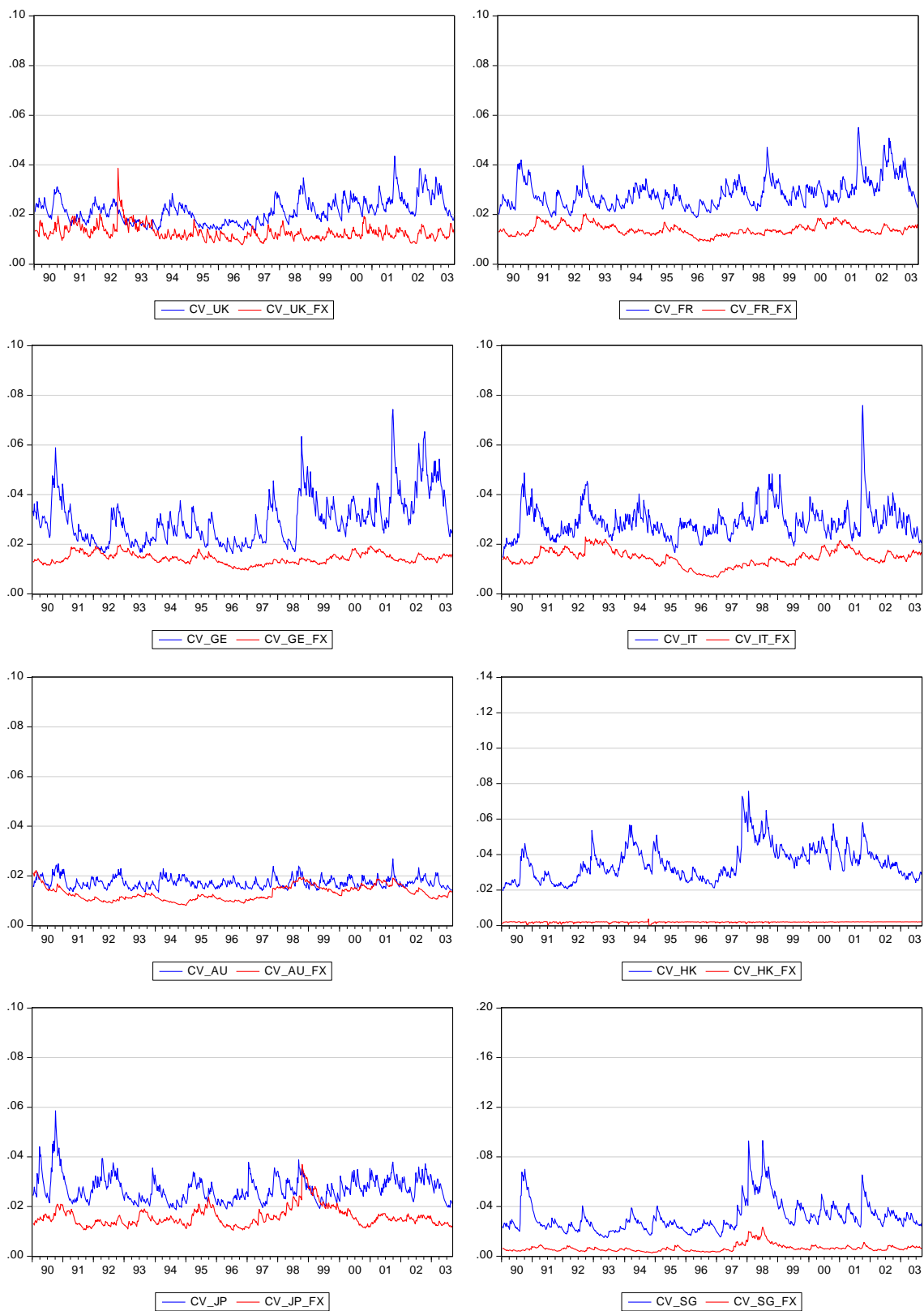
2.2.3 分析結果

Mun (2007)は、株式市場の国際連関を分析する上で、各国の現地通貨建て株式収益率のボラティリティと同国の為替レート変化率のボラティリティとを明確に区別して分析する。Mun (2007)の方法により、国際連関の問題が、株式市場、為替市場、いずれのボラティリティの影響によるものかを定量的に分析できる。

図 2.2 は、単変量の EGARCH モデルを用いて、各国の現地通貨建て株式収益率の条件付分散 $h_{jt}^i (i=LCD)$ と各国の為替レート変化率の条件付分散 π_{jt} を求め、それらの時変的な推移を示したものである。上記(2.19)式 ($i=L, US$) と(2.26)式の推定結果である。

図 2.2 は、英国(UK)、フランス(FR)、ドイツ(GE)、イタリア(IT)の欧州地域、豪州(AU)、香港(HK)、日本(JP)、シンガポール(SG)のアジア太平洋地域の株式市場、為替市場のボラティリティの推移を示している。株式収益率の条件付分散であるボラティリティの表記は、CV_国名、為替レート変化率の条件付分散であるボラティリティの表記は、CV_国名_FX である。例えば、英国の場合、CV_UK は、英国の株式市場の株式収益率の条件付分散の推移を示している。CV_UK_FX は、英国の通貨ポンドのドル建て為替レートの変化率の条件付分散の推移を示している。株式収益率は現地通貨建て平均株価指数の変化率に基づいている。

図 2.2 株式収益率、為替レート変化率の条件付分散の推移¹³



¹³ 凡例での CV_国名 (UK:英国,FR:フランス,GE:ドイツ,IT:イタリア,AU:豪州,HK:香港,JP:日本,SG:シンガポール)は株式収益率の条件付分散、CV_国名_FXは為替レート変化率の条件付分散。

株式収益率、為替レート変化率の条件付分散の推移は、欧州地域とアジア太平洋地域において、それぞれの特徴を指摘することができる。欧州地域では、1990年代末から欧州の統合化に向けた思惑から、株式収益率のボラティリティが高まっている。特に、その傾向はドイツに顕著に顕れている。一方、アジア太平洋地域では、1997年、1998年のアジア通貨危機・金融危機の影響を見ることができる。特に、香港、シンガポールの株式収益率のボラティリティがその時期に大きくなっている。

為替レートの変化率の条件付分散に関しては、ユーロ通貨加盟国であるフランス、ドイツ、イタリアのボラティリティがほぼ同じように推移している。一方、アジア太平洋地域では、アジア通貨危機・金融危機の影響によるボラティリティの高まりが、特に日本、シンガポールについて顕著である。香港は、香港ドルが米国ドルにペッグしているため、為替レート変化率の変動は見られない。

Mun (2007)は、各国の現地通貨建て株式収益率 R_{jt}^L とドル建て現地通貨為替レートの変化率 Z_{jt} に負の相関の可能性を指摘している。これは以下の理由による。現地通貨為替レートの変化率 Z_{jt} がマイナスで自国通貨安の傾向にある時は株式収益率 R_{jt}^L が上昇しているケースが多いことを意味している。例えば、日本円と言えば、円安の時は株式市場が活況だということである。円安であれば輸出企業にとってプラスになるので株価が上がる。また、円安であればドルベースで測った日本株は割安なので外国投資家の日本株買いが進むということである¹⁴。

表 2.2 は、各国の現地通貨建て株式収益率 R_{jt}^L と米国の株式収益率 R_t の相関係数 $\rho(R_{jt}^L, R_t)$ 、各国のドル建て株式収益率 R_{jt}^{US} と米国の株式収益率 R_t の相関係数 $\rho(R_{jt}^{US}, R_t)$ 、各国の現地通貨建て株式収益率 R_{jt}^L と各国通貨のドル建て為替レート変化率 Z_{jt} との相関係数 $\rho(R_{jt}^L, Z_{jt})$ を表したものである。

表 2.2 から、わずかであるが欧州地域では、各国の現地通貨建て株式収益率と各国通貨のドル建て為替レート変化率との相関係数 $\rho(R_{jt}^L, Z_{jt})$ はマイナスである。一方、欧州地域と比べてアジア太平洋地域では、日本を除き $\rho(R_{jt}^L, Z_{jt})$ はプラスである。日本はアジア太平洋地域では例外で、 R_{jt}^{LCD} と Z_{jt} の相関は値が小さいがマイナスである。

表 2.2 は、現地通貨建て、ドル建てのいずれで測っても、欧州地域と米国の株式収益率の相関は高い。しかし、アジア太平洋地域の国々と米国の平均株価収益率の相関は欧州

¹⁴ もっとも、外資の流入が大きくなれば円高ドル安をもたらすので、円安傾向が終わる可能性もある。

地域ほど高くない。このことも、アジア太平洋地域よりも欧州地域の方が米国の株式市場との連関が高いとすることができる。

以上のように、為替の効果から各国の現地通貨建て株式収益率よりも米国ドル建て株式収益率の方が米国の株式収益率との相関が低い。Fooladi and Rumsey (2006)の主張するように、金融市場のグローバル化が進展する中でも、米国ドル建ての国際投資ポートフォリオの分散効果はある程度有効と判断される。

表 2.2 各国と米国の平均株価収益率及び各国の為替レートの相関係数

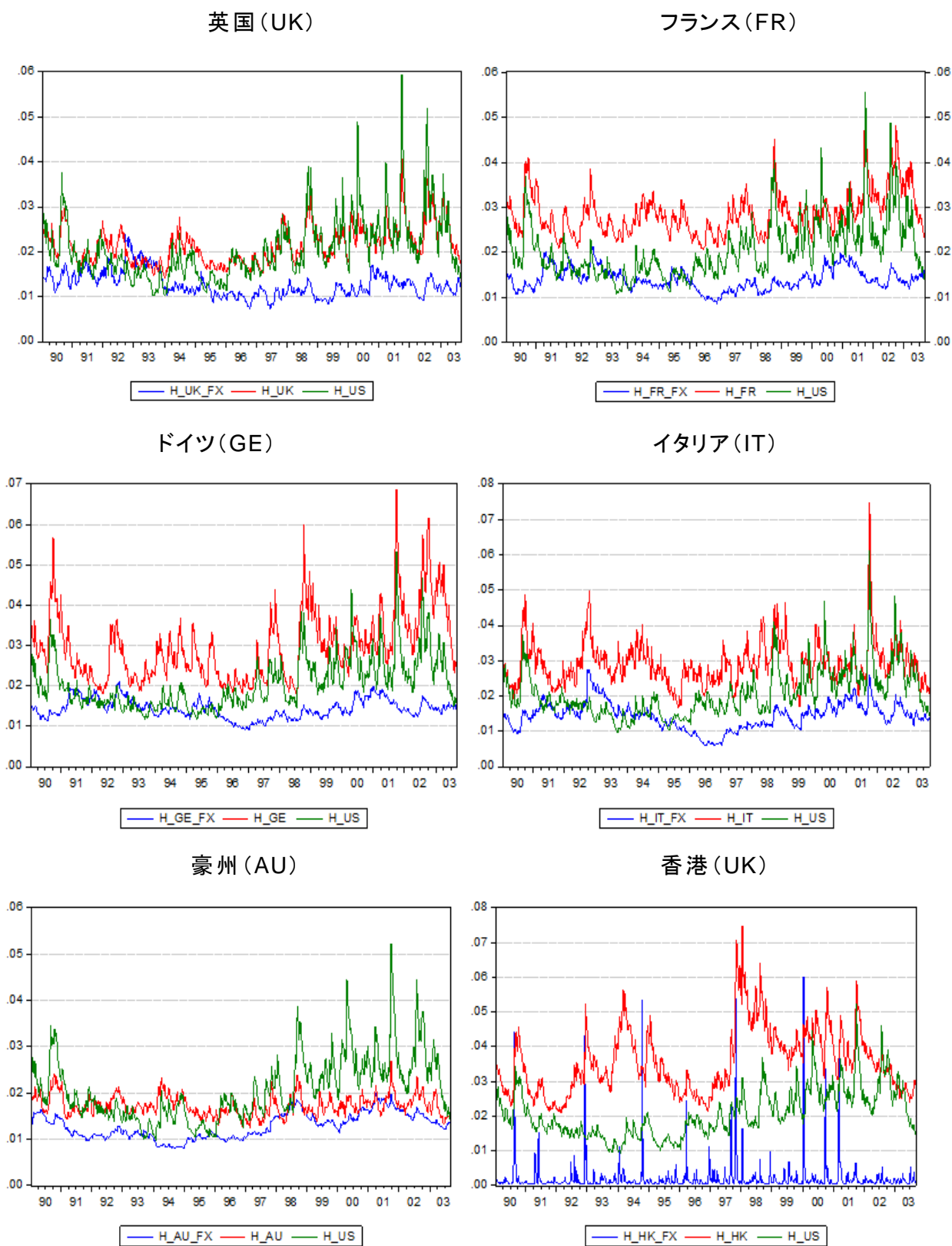
	UK	FR	GE	IT	AU	HK	JP	SG
$\rho(R_{jt}^L, R_t)$	0.5807	0.5720	0.5237	0.4054	0.4084	0.3529	0.3055	0.3299
$\rho(R_{jt}^{US}, R_t)$	0.5148	0.5502	0.4901	0.3600	0.3587	0.3478	0.2091	0.3186
$\rho(R_{jt}^L, Z_{jt})$	-0.089	-0.126	-0.118	-0.091	0.074	0.158	-0.070	0.008

注) UK=英国、FR=フランス、GE=ドイツ、IT=イタリア、AU=豪州、HK=香港、JP=日本、SG=シンガポール。

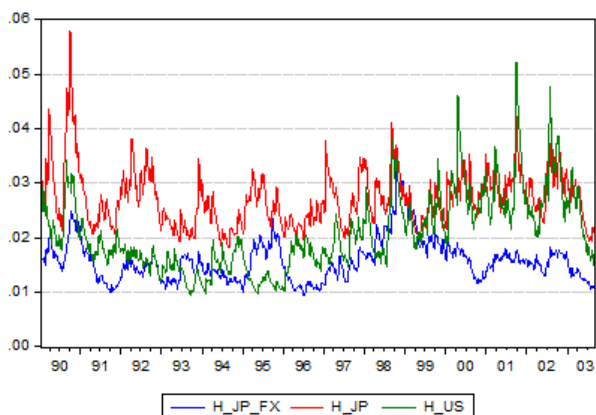
図 2.3 は、(2.26)式の各国の米国ドル建て為替レート変化率 Z_{jt} の条件付分散 π_{jt} 、(2.19)式の現地通貨建て株式収益率 R_t^L 及び米国ドル建て株式収益率 R_t^{US} の条件付分散 h_{jt}^L, h_{jt}^{US} の推移である。H_UK_FX は米国ドル建てのポンド為替レート変化率の条件付分散である。また、H_UK、H_US は、各国の現地通貨建て株式収益率の条件付分散、米国ドル建て株式収益率の条件付分散の推定結果である。以下同様である。

図 2.3 において、豪州を除いて現地通貨建て株式収益率の条件付分散は米国ドル建て株式収益率の条件付分散よりも大きいことがわかる。また、欧州地域では、共通通貨ユーロ創設決定後に、株式収益率や為替レート変化率の条件付分散が大きくなっていることが読み取れる。アジア太平洋地域では、1997年、1998年のアジア通貨危機・金融危機の時に、現地通貨建て及び米国ドル建ての株式収益率の条件付分散、為替レート変化率の条件付分散が大きくなっていることが読み取れる。

図 2.3 2 変量 EGARCH モデルによる株式収益率及び為替レート変化率の条件付分散の推定



日本 (JP)



シンガポール (SG)

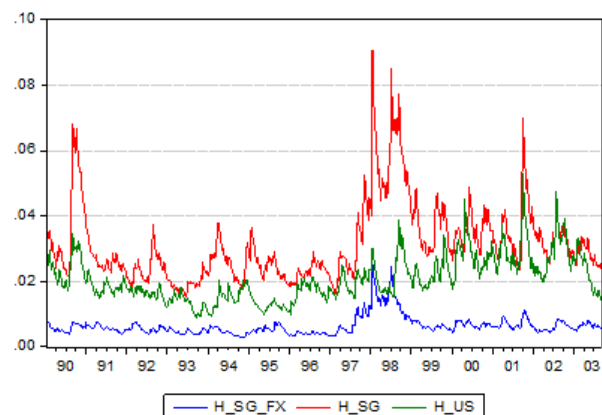
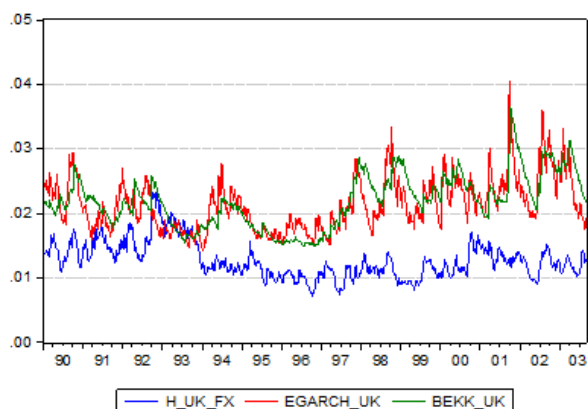


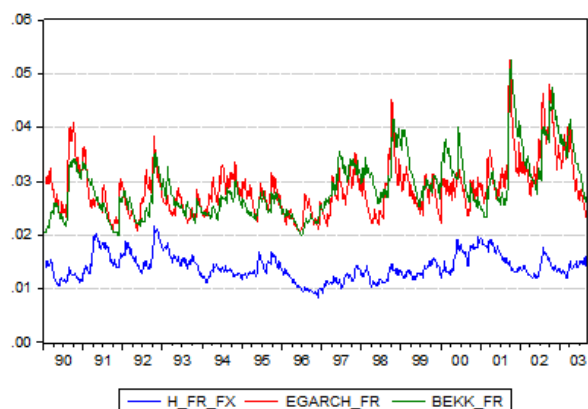
図 2.4 は、補足として、多変量 GARCH モデルの推定上の問題を克服するために提案された GARCH BEKK モデル¹⁵を用いて、図 2.3 と同様の条件付分散を推定した結果である。BEKK モデルによる推定結果は、現地通貨建て、米国ドル建ての株式収益率の条件付分散の違いが明瞭ではない。EGARCH モデルの方が両者の違いを明瞭に把握できていることが分かる。

図 2.4 2 変量 BEKK モデルによる株式収益率及び為替レート変化率の条件付分散

英国 (UK)

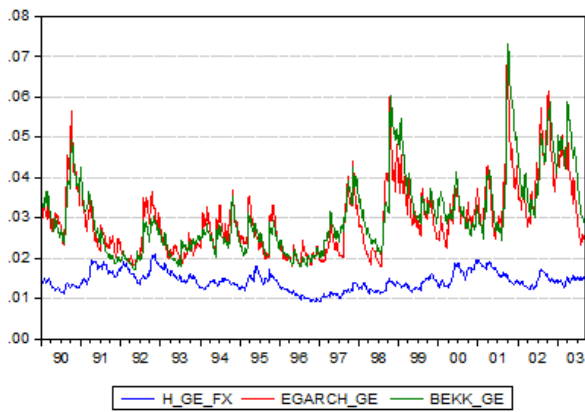


フランス (FR)

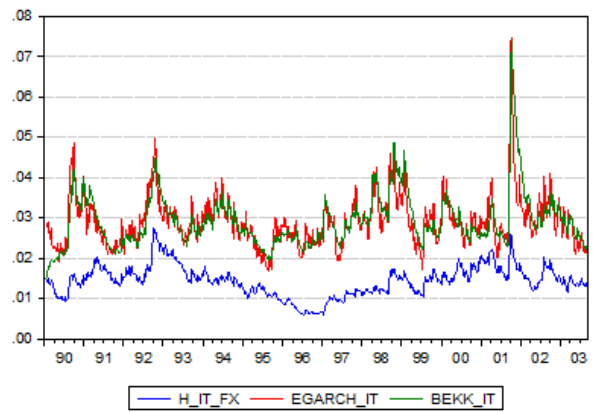


¹⁵ 例えば、沖本(2010)参照。

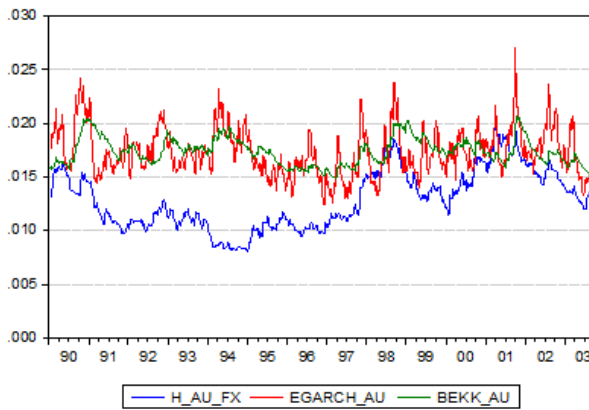
ドイツ(GE)



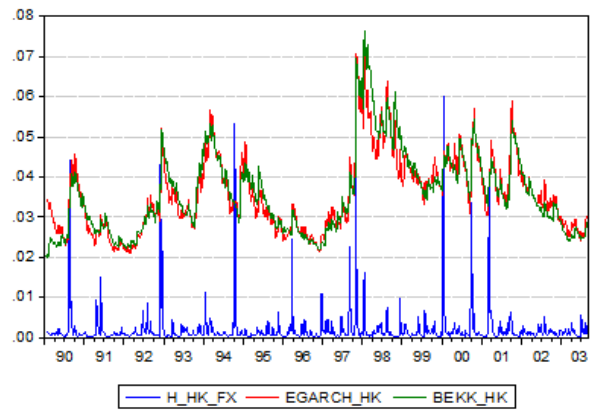
イタリア(IT)



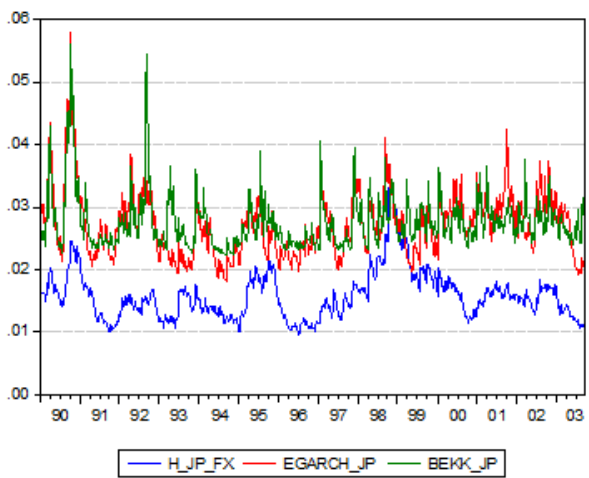
豪州(AU)



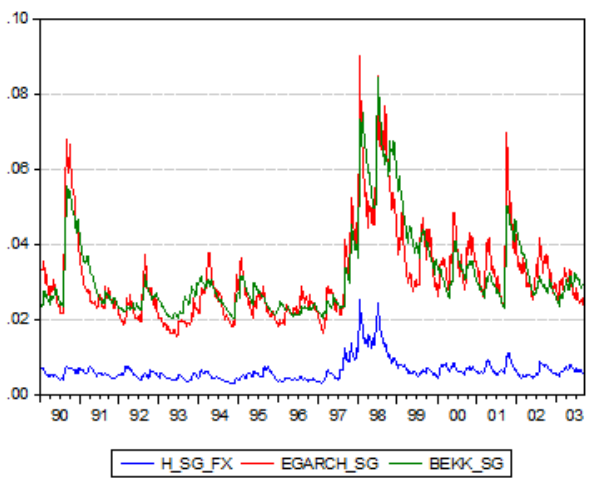
香港(HK)



日本(JP)



シンガポール(SE)



上述の(2.4)式の ϕ_V は、各国の米国ドル建て株式収益率のボラティリティ(条件付分散)のうち為替レート変化率のボラティリティの影響の割合である。また、(2.7)式の ϕ_R は、各国の米国ドル建て株式収益率と米国の株式収益率の相関のうち各国通貨のドル建て為替レートの変化率と米国の平均株価指数収益率の相関の割合である。

これら ϕ_V と ϕ_R について、2通りの計算を行う。すなわち、1つの方法は、(2.4)式に基づいて、直接、株式収益率のデータ、為替レート変化率のデータから標本分散 $\text{var}(R_{jt}^L)$ 、 $\text{Var}(R_{jt}^{US})$ を計算して ϕ_V を求める方法である。もう1つの方法は、上記の2変量EGARCHモデルで推定した条件付分散 h_{jt}^i ($i=L, US$)を使う方法である。 ϕ_V は h_{jt}^i ($i=L, US$)の平均値として求める。 ϕ_R についても同様に、原データから求める方法、2変量EGARCHモデルで推定した条件付分散(平均値)、相関係数を使って求める方法で ϕ_R を求める。

表2.3は、原データで求める方法、EGARCHモデルで求める方法による ϕ_V と ϕ_R の計算結果である。

表 2.3 株式ボラティリティと相関に対する為替の影響

国名	ϕ_V		ϕ_R	
	現データ	EGARCH	現データ	EGARCH
UK	9.60	8.58	-9.71	-9.81
FR	-10.54	-10.89	-11.5	-11.62
GE	-2.77	-0.81	-11.06	-11.11
IT	4.22	4.42	-12.02	-12.26
AU	41.33	41.01	12.01	12.2
HK	0.17	0.14	3.1	2.27
JP	30.09	30.3	-16.49	-16.59
SG	16.96	15.01	0.52	0.49

注) 数字の単位は%。UK=英国、FR=フランス、GE=ドイツ、IT=イタリア
AU=豪州、HK=香港、JP=日本、SG=シンガポール。

ϕ_V 、 ϕ_R の両方とも、原データを使った場合と2変量EGARCHモデルを使った場合とではほぼ同じような値である。 ϕ_V がプラスの場合は、為替レートのボラティリティが米国ドル建て

の株式収益率のボラティリティを現地通貨建ての株式収益率のボラティリティよりも大きくさせている原因となっている。逆に、 ϕ_V がマイナスの場合は、為替レートのボラティリティが米国ドル建ての株式収益率のボラティリティを現地通貨建ての株式収益率のボラティリティより小さくさせている原因となっている。豪州、日本、シンガポールなどのアジア太平洋地域は、為替レートのボラティリティが米国ドル建ての株式収益率のボラティリティを豪州、日本、シンガポールのそれぞれの通貨建ての株式収益率のボラティリティよりも大きくさせている。逆に、フランス、ドイツなどの欧州地域では、為替レートのボラティリティが米国ドル建ての株式収益率のボラティリティをフランス、ドイツのそれぞれの通貨建ての株式収益率のボラティリティよりも小さくさせている。

ϕ_R がマイナスの場合は、各国の米国ドル建て為替レートと米国の株式収益率がマイナスのケースである。 ϕ_R がマイナスで絶対値が大きい場合は、各国の米国ドル建て株式収益率と米国の株式収益率の相関係数に比して、各国の米国ドル建て為替レートと米国の株式収益率のマイナスの相関係数の値が大きい場合である。欧州地域の国々は ϕ_R がマイナスだが、アジア太平洋地域では日本を除いてプラスである。各国の米国ドル建て為替レートと米国の株式収益率の相関係数がマイナスということは、米国の株式収益率が上昇している時は、各国の為替レートは対米国ドルに対して自国通貨安の時が多いことを意味している。その原因の 1 つとして、米国の株式収益率がプラス(マイナス)の時は各国から米国へ資本流出が起こる可能性が考えられる。このことは、資本移動の活発さを示唆するものである。したがって、 ϕ_R がマイナスということはその国と米国との間での資本移動の活発さを表していると解釈することができる。

EGARCH モデルの推定に関して、Koutmos and Booth(1995)と同様に波及効果を分析するが、Koutmos and Booth(1995)と異なり、条件付分散式において他国の 1 期前の攪乱ショックの影響を省いている。これは一部の国において非線形最尤法の推定がうまくいかなかったためである。条件付分散式では自国の攪乱ショックのみを考慮している。これは、(2.19)式において b_{2j}^i, b_{4j}^i をゼロと仮定することに他ならない。

パラメータの推定値及びボラティリティの非対称性効果については、次節の結果と併せて表 2.6 にまとめている。

2.3 系列相関に対処した 2 変量 EGARCH モデルによる国際連関分析

2.3.1 データの同期性 (synchronization)

株式の国際連関分析を行う場合、分析する株価データが同時に得られたものか、つまり、株価に含まれる情報が、同時に発生したイベント(事象)から生じたものかという問題に注意を払う必要がある。実際、国際的な株式の取引は、時差の関係から、例えば、東京、ロンドン、ニューヨークという順に取引が行われる。

そこで、東京で発生した株価に影響を与えるニュース(情報)も、時差により、東京、ロンドン、ニューヨークという順で影響を与えることになる。これは、データの同期性 (synchronization)と呼ばれ、時系列データにおいて系列相関をもたらすとされる。そこで、2.3 では、前節のモデルを系列相関に対応したモデルに拡張し、それを用いて各国株式市場間の相互作用(interactions)の波及効果(spillovers)について分析を行う。

2.3.2 分析モデル

収益率データにおける系列相関の問題

2.2 では、ボラティリティ分析モデルとして 2 変量 EGARCH モデルを用いて、国際連関の分析を行った。ここで注意が必要なのは、EGARCH を含む、ARCH、GARCH モデルの平均値式(mean equation)の誤差項は、「系列相関なし」と仮定されていることである。

ところが、株式国際連関の分析を行う場合、用いられるデータについて見れば、実際、各国の株式市場取引は、例えば、東京からロンドン、そして、ニューヨークへと時差を伴って移行し、さらに、ロンドンとニューヨークでは、取引時間が数時間重複していることから、株式データに系列相関が生じる原因となり、その結果、用いるデータが、分析モデルの仮定を満たさない可能性がある。

ボラティリティ分析モデルを用いた国際連関の分析において、株式データの系列相関問題へ対処するためには、次の 2 つの方法などがある。ひとつは、株式データが日次ベースの場合、close-to-close(終値の収益率)ではなく、close-to-open(前日の取引時間外)、open-to-close(取引時間中)の半日ベースに分割した収益率を用いる。もう 1 つは、ボラテ

イリティ分析モデルの平均値式(mean equation)の説明変数として、一期前の誤差項を入れる方法である。

これまで、株式収益率の日次データに系列(自己)相関のあることは、Fama (1965)などで報告されている。つまり、株価の変化は、いずれの方向においても、大きな変化の後には同様な変化が続き、小さな株価変化の後にも同様な変化が続くことが示されている。

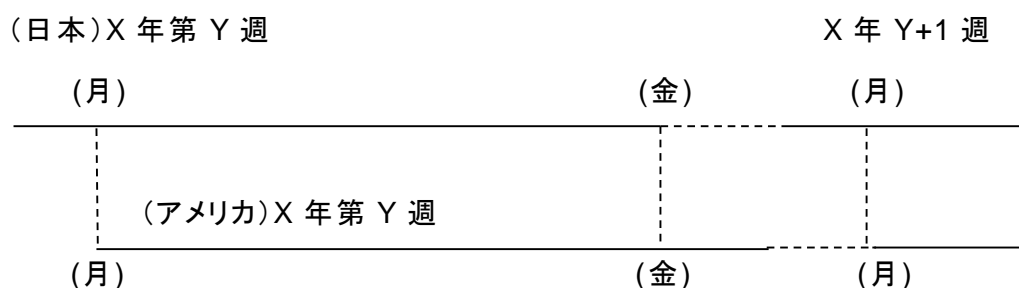
Hamao, Masulis and Ng (1990)は、株価データにおける系列相関の問題を明示的に扱って株式国際連関の分析を行った。それまでの研究では、単純な株式の日次データ(終値収益率)を用いられていたが、彼らは、各国の株式市場で発生したショックを純粹に取り出すため、各国間での取引時間が重複しないように日次データ(終値収益率)を、前日の終値から翌日の始値(close-to-open)、取引日の始値から終値(open-to-close)までに分割し、それぞれの収益率を用いて分析した。

これにより、前日、他国市場で生じたニュース(ショック)が、自国の始値に与える影響(spillover effects)、そして、自国の取引時間中に生じたニュース(ショック)が自国市場に与える影響を明示的に取り扱えるとした。また、そうすることで、ボラティリティの波及における市場間の因果関係(causal phenomenon)を明らかにするだけでなく、各国株式市場のボラティリティに同時に影響を与えるグローバル・ファクターの有無も明らかにできるとした。

Hamao, Masulis and Ng (1990)では、日次データの系列相関の問題を扱ったが、第2章では、週次データを用いて分析を行っている。しかし、週次データについても、系列相関の存在する可能性がある。以下では、この点を確認する。

以下では、例を挙げて週次データでの系列相関を説明する。以下の図 2.5 を想定する。

図 2.5 週次データの系列相関(例)



いま、X 年 Y 週の日本の株価に与える週次の誤差項を u_{XY}^J とすれば、

$$(2.29) \quad u_{XY}^J = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 u_{XY}(i)^J$$

ここで、 $u_{XY}(i)^J$ は、X 年 Y 週第 i 曜日 ($i=1$ は月曜日、 $i=2$ は火曜日、 $i=3$ は水曜日、 $i=4$ は木曜日、 $i=5$ は金曜日である)の平均値式 (mean equation) の誤差項である。以下では、説明の便宜上、日本と米国の X 年 Y 週の金曜日 ($i=5$) と X 年 Y+1 週の月曜日 ($i=1$) 曜日のみ固有の攪乱ショックを想定する。

X 年 Y 週の金曜日	日本の固有の攪乱ショック	$\varepsilon_{XY}(5)^J$	(米国に伝播)
X 年 Y 週の金曜日	米国の固有の攪乱ショック	$\varepsilon_{XY}(5)^A$	(日本に伝播)
X 年 Y+1 週の月曜日	日本の固有の攪乱ショック	$\varepsilon_{XY+1}(1)^J$	(米国に伝播)
X 年 Y+1 週の月曜日	米国の固有の攪乱ショック	$\varepsilon_{XY+1}(1)^A$	(伝播せず)

簡単化のために、それ以外の X 年 Y 週及び Y+1 週の日本、米国の日次の固有のショックはないものと想定する。

従って、

$$\begin{aligned}
 u_{XY}(5)^J &= \varepsilon_{XY}(5)^J \\
 &\swarrow \\
 u_{XY}(5)^A &= \rho_J^A \varepsilon_{XY}(5)^J + \varepsilon_{XY}(5)^A \\
 &\swarrow \\
 u_{XY+1}(1)^J &= \rho_A^J \varepsilon_{XY}(5)^A + \varepsilon_{XY+1}(1)^J \\
 &\swarrow \\
 u_{XY+1}(1)^A &= \rho_J^A \varepsilon_{XY+1}(1)^J + \varepsilon_{XY+1}(1)^A
 \end{aligned}$$

これら日次の攪乱ショックをもとに、週次の誤差項を求めると、

$$u_{XY}^J = \frac{u_{XY}(5)^J}{5} = \frac{\varepsilon_{XY}(5)^J}{5}$$

$$u_{XY}^A = \frac{u_{XY}(5)^A}{5} = \frac{\rho_J^A \varepsilon_{XY}(5)^J + \varepsilon_{XY}(5)^A}{5}$$

$$u_{XY+1}^J = \frac{u_{XY+1}(1)^J}{5} = \frac{\rho_A^J \varepsilon_{XY}(5)^A + \varepsilon_{XY+1}(1)^J}{5}$$

$$u_{XY+1}^A = \frac{u_{XY+1}(1)^A}{5} = \frac{\rho_J^A \varepsilon_{XY+1}(1)^J + \varepsilon_{XY+1}(1)^A}{5}$$

上の関係から次式を得る。

$$u_{XY+1}^J = \frac{\rho_A^J \varepsilon_{XY}(5)^A + \varepsilon_{XY+1}(1)^J}{5} = \rho_A^J \left(\frac{5u_{XY}^A - \rho_J^A \varepsilon_{XY}(5)^J}{5} \right) + \frac{\varepsilon_{XY+1}(1)^J}{5}$$

$$= \rho_A^J u_{XY}^A - \rho_A^J \rho_J^A u_{XY}^J + \frac{\varepsilon_{XY+1}(1)^J}{5}$$

従って、

$$(2.30) \quad u_{XY+1}^J = c_1 u_{XY}^A - c_2 u_{XY}^J + \eta_{XY+1}^J$$

ここで、 $c_1 = \rho_A^J$ 、 $c_2 = \rho_A^J \rho_J^A$ 、 $\eta_{XY+1}^J = \frac{\varepsilon_{XY+1}(1)^J}{5}$ である。さらに、上の関係から次式を得る。

$$u_{XY+1}^A = \frac{\rho_J^A \varepsilon_{XY+1}(1)^J + \varepsilon_{XY+1}(1)^A}{5} = \rho_J^A (u_{XY+1}^J - \rho_A^J \frac{\varepsilon_{XY}(5)^A}{5}) + \frac{\varepsilon_{XY+1}(1)^A}{5}$$

$$= \rho_J^A (c_1 u_{XY}^A - c_2 u_{XY}^J + \eta_{XY+1}^J - \rho_A^J (u_{XY}^A - \rho_J^A u_{XY}^J)) + \frac{\varepsilon_{XY+1}(1)^A}{5}$$

$$= (\rho_J^A c_1 - \rho_J^A \rho_A^J) u_{XY}^A + (\rho_A^J \rho_J^A - \rho_J^A c_2) u_{XY}^J + \rho_J^A \eta_{XY+1}^J + \eta_{XY+1}^A$$

すなわち、以下の式を得る。

$$(2.31) \quad u_{XY+1}^A = d_1 u_{XY}^A + d_2 u_{XY}^J + \eta_{XY+1}^A$$

ここで、 $d_1 = \rho_J^A c_1 - \rho_J^A \rho_A^J$ 、 $d_2 = \rho_J^A c_2 + \rho_A^J \rho_J^{A^2}$ 、 $\eta_{XY+1}^A = \rho_J^A \eta_{XY+1}^J + \eta_{XY+1}^A$ 。
 (2.30)式、(2.31)式は、互いの誤差項が系列相関を持つことがわかる。また、 η_{XY+1}^J と
 η_{XY+1}^A は互いに相関している。

以上の例から、週次データの誤差項にも系列相関の可能性があるとわかる。つまり、週末、取引が不連続となり、その結果、自国の市場は、直前まで開場していた市場の影響を受けると考えられる。

系列相関に対応した分析モデル

本節では、ボラティリティ分析モデルの平均値式(mean equation)の説明変数として、一期前の誤差項を入れることで、株価データの系列相関の問題に対応したモデルを用いて、国際連関の分析を行う。

2.2 では、Mun(2007)の分析手法を参考にして、単変数、2変数の EGARCH モデルを用いて、各国と米国株式市場の連関に対する為替変動の影響について分析した。2.3 では、Koutmos and Booth(1995)を参考にして、Mun(2007)の単純な平均値式(mean equation)(式(2.32))から、データの系列相関の影響を除去するため、平均値式(mean equation)(式(2.33))に1期前の残差の移動平均項(ma(1))を含めた拡張モデルを用いて分析を行い、2.2での結果の頑健性を検証する。

分析モデルは平均値式が変更するだけで、条件付分散方程式は2.2のものとは変わらない。すなわち、

平均値式(mean equation)

(Mun model)

$$(2.32) \quad R_{jt} = \mu_j + u_{jt} \quad j = 1, 2$$

(Koutmos and Booth model)

$$(2.33) \quad R_{jt} = a_j + \sum_{i=1}^2 a_{ij} u_{it-1} + u_{jt} \quad j = 1, 2$$

ここで、表記の簡単化のために、 $j=1$ は英国、ドイツ、フランス、イタリア、豪州、香港、日本、シンガポールの8か国、 $j=2$ は米国である。したがって、(2.33)式の a_{1j} は自国の1期前の攪乱ショックの影響、 a_{2j} は米国の1期前の攪乱ショックの影響を捉える係数である。

2.3.3 分析結果

Koutmos and Booth(1995)は、東京、ニューヨーク、ロンドンの3市場の株式収益率(平均値式)及び株式収益率の条件付分散(ボラティリティ)が、自国及び他国の1期前の攪乱のショック(news)から、どのような影響を受けるかを実証した。ニューヨークから東京、東京・ニューヨークからロンドンへの波及効果が顕著であるが、ロンドンからニューヨークへの波及は顕著ではないと言う結果を得ている。2.3では、Koutmos and Booth(1995)と同様に、波及効果を分析するが、Koutmos and Booth(1995)と異なり、波及効果を捉えるのは平均値式のみである。条件付分散式での波及効果は省いている。これは一部の国において非線形最尤法の推定がうまくいかなかったためである。条件付分散式では自国の攪乱ショックのみを考慮している。これは、(2.19)式において b_{2j}^i, b_{4j}^i をゼロと仮定することに他ならない。

平均値式で捉えた波及効果の結果は表2.4で与えられる。表2.4が示すように、自国通貨建て、米国ドル建て株式収益率のいずれの場合においても、米国から各国への波及効果((2.33)式の a_{2j})はフランスを除いて統計的に有意な結果が得られている¹⁶。さらに、波及効果は、欧州地域よりもアジア太平洋地域の方が大きく、また格段に統計的に有意である。このことから、米国の攪乱ショックからの影響は、欧州諸国よりもアジア太平洋諸国の方が大きいと言える。

表 2.4 2変量 EGARCH モデルの推定結果
(自国通貨建て株式収益率のケース)

	UK	FR	GE	IT	AU	HK	JP	SG
a_{2j}	0.1130	0.0128	0.1191	0.0941	0.1618	0.2653	0.1916	0.2584
p 値	0.0219	0.8373	0.0499	0.0659	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000

¹⁶ 正確に言えば、英国 UK は、米国ドル建ての株式収益率のケースでは p 値から判定して有意ではない。

(米国ドル建て株式収益率のケース)

	UK	FR	GE	IT	AU	HK	JP	SG
a_{2j}	0.0797	-0.0196	0.1053	0.1067	0.2106	0.2657	0.2788	0.2724
p 値	0.1149	0.7396	0.0545	0.0475	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000

注) UK=英国、FR=フランス、GE=ドイツ、IT=イタリア、AU=豪州、HK=香港、JP=日本、SG=シンガポール。

次に、Koutomas and Booth(1995)に基づいて、非対称性指標(asymmetry ratio、AR)を求める。非対称性指標 AR は以下のように定義される¹⁷。

$$(2.34) \quad AR = \frac{|-b_{1j}^i + b_{3j}^i|}{b_{1j}^i + b_{3j}^i} \quad i = L, US, j = UK, FR, GE, IT, AU, HK, JP,$$

表 2.5 は、2.2 での Mun タイプ((2.32)式)と Koutomas and Booth タイプ((2.33)式)の EGARCH モデルの非対称性指標 AR、相関係数の推定結果を、各国通貨建て($i = L$)と米国ドル建て($i = US$)のケースに分けて示したものである。

非対称性効果 AR は、自国通貨建てでは、欧州はフランス、アジア太平洋地域は日本が高かった。米国ドル建てでは、欧州ではフランス、アジア太平洋地域では豪州が高かった。しかし、各国と米国との株式市場の連関を捉える相関係数では、欧州の方がアジアよりも高い。非対称性効果 AR のパラメータの推定値は、イタリア(IT)の結果だけが統計的に有意ではない。

英国の AR は非対称性効果に関する符号条件を満たしていない¹⁸。その結果、AR はマイナスの値を取っている。

以上の結果から、各国と米国の株式市場の連関についてまとめると、欧州地域の国々の方がアジア太平洋地域の国々よりも結びつきは強い。しかし、米国の攪乱ショックの影響(Spillover Effects)や株式ボラティリティの非対称性(Asymmetric Effects)に関してはアジア太平洋地域の国々の方が欧州地域の国々よりも大きいと結論付けることができる。

¹⁷ AR の導出、Koutomas and Booth(1995)の AR との相違については補論参照。

¹⁸ 第 2 章補論を参照。

表 2.5 b_{1j}^i b_{3j}^i ($i=L, US$) の推定値と非対称性尺度 AR

各国通貨建て $i=L$																
	UK		FR		GE		IT		AU		HK		JP		SiG	
	(Mun)	(Koutmas)	(Mun)	(Koutmas)	(Mun)	(Koutmas)	(Mun)	(Koutmas)	(Mun)	(Koutmas)	(Mun)	(Koutmas)	(Mun)	(Koutmas)	(Mun)	(Koutmas)
b_{1j}^L	0.1065	0.1182	0.1111	0.1126	0.1769	0.1855	0.2869	0.2769	0.0767	0.0811	0.206	0.2235	0.1393	0.183	0.1733	0.1691
p-値	(-0.0057)	(0.0030)	(0.0043)	(0.0076)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.1237)	(0.0677)	((0.0000)	(0.0000)	(0.0009)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0000)
b_{3j}^L	-0.127	-0.1213	-0.0889	-0.0848	-0.1162	-0.1115	-0.0132	-0.009	-0.0508	-0.0502	-0.0434	-0.0436	-0.1127	-0.1166	-0.0963	-0.0989
p-値	(0.0003)	(0.0001)	(0.0014)	(0.0013)	(0.0000)	(0.0000)	(0.6592)	(0.7542)	(0.1043)	(0.0804)	(0.0464)	(0.0204)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
AR	-11.3902	-77.2581	9.0091	7.1007	4.8287	4.0135	1.0965	1.0672	4.9228	4.2492	1.5338	1.4847	9.4737	4.5120	3.5013	3.8177
相関係数	0.5807	0.5934	0.5720	0.5760	0.5237	0.5364	0.4054	0.4163	0.4064	0.4417	0.3529	0.3717	0.3055	0.3241	0.3299	0.3493

米ドル建て $i=US$																
	UK		FR		GE		IT		AU		HK		JP		SG	
	(Mun)	(Koutmas)	(Mun)	(Koutmas)	(Mun)	(Koutmas)	(Mun)	(Koutmas)	(Mun)	(Koutmas)	(Mun)	(Koutmas)	(Mun)	(Koutmas)	(Mun)	(Koutmas)
b_{1j}^{US}	0.0546	0.0675	0.1105	0.1085	0.1832	0.1869	0.19	0.1942	0.1218	0.1159	0.2028	0.2196	0.151	0.2119	0.1861	0.1742
p-値	(0.2854)	(0.1669)	(0.0157)	(0.0190)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0318)	(0.0116)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0000)
b_{3j}^{US}	-0.1933	-0.1656	-0.0889	-0.0873	-0.0913	-0.0877	0.0027	0.0031	-0.0916	-0.078	-0.0429	-0.049	-0.0606	-0.0598	-0.1013	-0.1023
p-値	(0.0000)	(0.0000)	(0.0119)	(0.0095)	(0.0025)	(0.0016)	(0.9240)	(0.9114)	(0.0072)	(0.0016)	(0.0475)	(0.0178)	(0.0003)	(0.0022)	(0.0000)	(0.0000)
AR	-1.7873	-2.3761	9.2315	9.2358	2.9869	2.7682	0.9702	0.9686	7.0662	5.1161	1.5366	1.5744	2.3407	1.7863	3.3892	3.8456
相関係数	0.5148	0.5326	0.5502	0.5545	0.4901	0.5033	0.3600	0.3708	0.3587	0.3773	0.3478	0.3667	0.2091	0.2317	0.3186	0.3375

注) UK=英国、FR=フランス、GE=ドイツ、IT=イタリア、AU=豪州、HK=香港、JP=日本、SG=シンガポール。

補論 EGARCH モデルと非対称性効果 (Asymmetric Effects)

1 Nelson(1991)の EGARCH モデル

Nelson(1991)の Exponential ARCH モデルは、以下の(A-1)式、(A-2)式で与えられる¹⁹。

$$(A-1) \quad \ln \sigma_t^2 = \alpha_t + \sum_{k=1}^{\infty} \beta_k g(z_{t-k}) \quad \sum_{k=1}^{\infty} \beta_k^2 < \infty$$

$$(A-2) \quad g(z_{t-k}) = \theta z_{t-k} + \gamma(|z_{t-k}| - E|z_{t-k}|) \quad k = 1, 2, \dots$$

ここで、 σ_t^2 は資産収益率の条件付分散 (conditional variance)、 z_t は i.i.d で random sequence (平均 0、分散 1) の攪乱ショックである。また、 $\{\alpha_t\}_{t=-\infty, +\infty}$ $\{\beta_t\}_{t=1, +\infty}$ は real, non-stochastic, scalar sequence、 θ, γ はパラメータである。

(A-1)式、(A-2)式の Exponential ARCH モデルの一般形に対して、以下の仮定をおく。

$$(A-3) \quad \alpha_t = \alpha_0 \beta^t + \alpha \frac{1 - \beta^t}{1 - \beta} \quad \text{あるいは、} \quad \alpha_t = \beta \alpha_{t-1} + \alpha$$

$$\beta_k = \beta^{k-1}$$

$$\alpha_0, \alpha, \beta = \text{const} \quad 0 < \beta < 1$$

$$z_t \sim N(0,1), \text{ i. i. .}$$

(A-3)式の仮定のもとで、資産収益率の条件付分散 (対数) $\ln \sigma_t^2$ は strictly stationary and ergodic である。また、(A-3)式の仮定のもとで、(A-1)式、(A-2)式の Exponential ARCH モデルは、以下のような EGARCH モデル (Exponential GARCH モデル) になる。

$$(A-4) \quad \ln \sigma_t^2 = \alpha + \theta z_{t-1} + \gamma(|z_{t-1}| - E|z_{t-1}|) + \beta \ln \sigma_{t-1}^2$$

¹⁹ Nelson(1991, pp.352-353)の(2.1)式、(2.2)式参照。

あるいは、 $E|z_{t-1}| = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$ であることから、 $\alpha' = \alpha - \gamma E|z_{t-1}| = \alpha - \gamma \sqrt{\frac{2}{\pi}}$ と定義し直すと、(A-4)式は以下

の(A-5)式のように書くことができる。

$$(A-5) \quad \ln \sigma_t^2 = \alpha' + \theta z_{t-1} + \gamma |z_{t-1}| + \beta \ln \sigma_{t-1}^2$$

これが実証分析でよく用いられる EGARCH モデルである。

(σ_t^2 と z_{t-1} の asymmetric relation)

σ_t^2 と z_{t-1} の asymmetric な関係は、(A-5)式において、 z_{t-1} がプラスの場合は、

$$(A-6) \quad \ln \sigma_t^2 = \alpha' + (\theta + \gamma) z_{t-1} + \beta \ln \sigma_{t-1}^2$$

z_{t-1} がマイナスの場合は、

$$(A-7) \quad \ln \sigma_t^2 = \alpha' + (\theta - \gamma) z_{t-1} + \beta \ln \sigma_{t-1}^2$$

となる。したがって、パラメータ θ , γ に関して以下の条件 (A-8)式が満足されると、 z_{t-1} の σ_t^2 に与える効果の非対称性 (Asymmetric relation) が得られる。すなわち、 z_{t-1} がプラスで増加する時よりも、 z_{t-1} がマイナスでその絶対値が増加する時の方が条件付分散 (対数) $\ln \sigma_t^2$ への影響は大きくなる。

$$(A-8) \quad \theta < 0 \quad |\theta| < \gamma$$

2 Koutmas and Booth(1995)の SYSTEM EGARCH モデル

Koutmas and Booth(1995)の system EGARCH モデルは、複数の資産収益率の条件付き分散・共分散を定式化する。例えば、2 国の資産収益率の条件付共分散、共分散の関係を、以下の (A-9)式～(A-11)式のように表す。

$$(A-9) \quad \ln \sigma_{it}^2 = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} g_1(z_{1,t-1}) + \alpha_{i2} g_2(z_{2,t-1}) + \gamma_i \ln \sigma_{it-1} \quad (i=1,2)$$

$$(A-10) \quad \sigma_{12t} = \rho_{12} \sigma_{1t} \sigma_{2t}$$

$$(A-11) \quad g_i(z_{it-1}) = \delta_i z_{it-1} + (|z_{it-1}| - E|z_{it-1}|) \quad (i=1,2)^{20}$$

ここで、 σ_{it}^2 ($i=1,2$)は*i*国の資産収益率の条件付分散、 σ_{12t} は1国と2国の資産収益率の条件付共分散、 z_{it} ($i=1,2$)は*i*国の資産収益率に与える攪乱ショックである。 z_{it} は i.i.d の random sequence で、平均 0、分散 1 の標準正規分布に従うものとする。 ρ_{12} は1国と2国の資産収益率の相関係数で、ここでは一定と仮定する。 α_{i0} , α_{i1} , α_{i2} , δ_i ($i=1,2$)は係数パラメータである。

(A-9)式からわかるように、それぞれの資産収益率の条件付分散は、自国のみならず他国の資産収益率の攪乱ショックにも影響を受ける。

(A-11)式の $E|z_{it-1}|$ については、 z_{it-1} が標準正規分布に従うことから $E|z_{it-1}| = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$ ($i=1,2$)となる。(A-5)式と同様に $E|z_{it-1}|$ を定数項に含め、(A-9)式を(A-12)式のように書き換える。すなわち、

$$(A-12) \quad \ln \sigma_{it}^2 = \alpha_{i0}' + \alpha_{i1}(\delta_1 z_{1,t-1} + |z_{1,t-1}|) + \alpha_{i2}(\delta_2 z_{2,t-1} + |z_{2,t-1}|) + \gamma_i \ln \sigma_{it-1} \quad (i=1,2)$$

ここで、 $\alpha_{i0}' = \alpha_{i0} - (\alpha_{i1} + \alpha_{i2}) \sqrt{\frac{2}{\pi}}$ ($i=1,2$)である。

(σ_{it}^2 と $z_{1,t-1}$, $z_{2,t-1}$ の asymmetric relation)

攪乱ショック z_{jt-1} ($j=1,2$)がプラスのケースもマイナスのケースも、 $|z_{jt-1}|$ の1単位の増加は条件付分散 $\ln \sigma_{it}^2$ ($i=1,2$)にプラスの影響を及ぼす。しかし、マイナスのケースの方がプラスのケースよりもその影響は大きく、非対称的(asymmetric)であると想定する。

攪乱ショック z_{jt-1} ($j=1,2$)の条件付分散 $\ln \sigma_{it}^2$ ($i=1,2$)への影響を考えるために、 z_{jt-1} がプラス、マイナスの合計4つのケースに分けて、(A-12)式の右辺の(第2項+第3項)を表記する。

²⁰ Koutmas and Booth(1995, p.750)の(1)式~(4)式参照。ただし、ここでは、簡単化のために2国の関係を取り上げる。

表 A-1 (A-12)式の右辺の(第2項+第3項)

$z_{1t-1} > 0 \quad z_{2t-1} > 0$	$z_{1t-1} < 0 \quad z_{2t-1} < 0$	$z_{1t-1} > 0 \quad z_{2t-1} < 0$	$z_{1t-1} < 0 \quad z_{2t-1} > 0$
$\alpha_{i1}(1+\delta_1)z_{1t-1}$ $+ \alpha_{i2}(1+\delta_2)z_{2t-1}$	$\alpha_{i1}(\delta_1-1)z_{1t-1}$ $+ \alpha_{i2}(\delta_2-1)z_{2t-1}$	$\alpha_{i1}(1+\delta_1)z_{1t-1}$ $+ \alpha_{i2}(\delta_2-1)z_{2t-1}$	$\alpha_{i1}(\delta_1-1)z_{1t-1}$ $+ \alpha_{i2}(1+\delta_2)z_{2t-1}$

注) $i = 1, 2$

表 A-1 に基づいて、攪乱ショック z_{jt-1} ($j=1,2$)の資産収益率の条件付分散 $\ln \sigma_{it}^2$ ($i=1,2$) への影響を整理する。

$z_{jt-1} > 0$ ($j=1,2$)のケースで、 z_{jt-1} の1単位増加に対する $\ln \sigma_{it}^2$ ($i=1,2$) への効果はプラスであると想定する。表 1 より、係数パラメータは以下の条件を満足しなければならない。

$$(A-13) \quad \alpha_{ij}(1+\delta_j) > 0 \quad (i, j = 1, 2)$$

$z_{jt-1} < 0$ のケースで、 $|z_{jt-1}|$ の1単位増加に対する $\ln \sigma_{it}^2$ ($i=1,2$) への効果はプラスであると想定する。表 1 より、係数パラメータは以下の条件を満足しなければならない。

$$(A-14) \quad \alpha_{ij}(\delta_j - 1) < 0 \quad (i, j = 1, 2)$$

$z_{1t-1} > 0$ のケースで z_{1t-1} の1単位増加に対する $\ln \sigma_{it}^2$ ($i=1,2$) への効果よりも、 $z_{1t-1} < 0$ のケースで、 $|z_{1t-1}|$ の1単位増加に対する $\ln \sigma_{it}^2$ ($i=1,2$) への効果の方が大きく、非対称性が存在すると想定する。表 1 より、係数パラメータは以下の条件を満足しなければならない。

$$(A-15) \quad |\alpha_{ij}(\delta_j - 1)| > \alpha_{ij}(1+\delta_j) \quad (i, j = 1, 2)$$

以上の(13)式から(15)式の間関係をまとめると以下のようなになる。

$$(A-16) \quad \alpha_{ij} > 0 \quad (i, j = 1, 2) \quad 0 > \delta_j > -1 \quad (j = 1, 2)$$

(A-16)式の関係は、Nelson の(A-8)式と同じである。すなわち、(A-5)式の右辺の z_{t-1} 及び $|z_{t-1}|$ の項を抜き出すと、

$$(A-17) \quad \theta z_{t-1} + \gamma |z_{t-1}| = \gamma \left(\frac{\theta}{\gamma} z_{t-1} + |z_{t-1}| \right)$$

となる。ここで、 $\alpha_{ij} = \gamma$ 、 $\delta_i = \frac{\theta}{\gamma}$ とおけば、(A-16)式から、以下の(A-18)式の関係を得る。

$$(A-18) \quad \alpha_{ij} = \gamma > 0, \quad 0 > \delta_i = \frac{\theta}{\gamma} > -1$$

(A-18)式の関係は、Nelson の(A-8)式と同じであることが容易に確認できる。

(非対称性の尺度 asymmetric measure)

Koutmas and Booth(1995)は、 $|z_{t-1}|$ の1単位増加に対する $\ln \sigma_{it}^2$ ($i=1,2$)への効果の非対称性の尺度を次のように定義している。

$$(A-19) \quad \frac{|-1 + \delta_j|}{1 + \delta_j}$$

z_{t-1} がプラスの時の効果が $\alpha_{ij}(1 + \delta_j)$ 、マイナスの時の効果が $|\alpha_{ij}(-1 + \delta_j)|$ なので、asymmetric measure は、それら効果の比較として定義される。すなわち、

$$(A-20) \quad \frac{|\alpha_{ij}(-1 + \delta_j)|}{\alpha_{ij}(1 + \delta_j)} = \frac{|-1 + \delta_j|}{1 + \delta_j} > 1$$

3 第2章での SYSTEM EGARCH モデル

第2章での SYSTEM EGARCH モデルの定式化は、以下の(A-21)式の通りである。

$$(A-21) \quad \ln h_{jt} = b_{0j} + b_{1j} |\varepsilon_{jt-1}| + b_{3j} \varepsilon_{jt-1} + b_{4j} \ln \sigma_{jt-1}$$

ここで、 j は英国(UK)、フランス(France)、ドイツ(Germany)、イタリア(Italy)、オーストラリア(Australia)、香港(Hon Kong)、日本(Japan)、シンガポール(Singapore)である。(A-21)式の右辺の(第2項+第3項)は以下の表2の通りになる。

表 A-2 (A-21)式の右辺

$\varepsilon_{jt-1} > 0$	$\varepsilon_{jt-1} < 0$
$(b_{1j} + b_{3j})\varepsilon_{jt-1}$	$(-b_{1j} + b_{3j})\varepsilon_{jt-1}$

ε_{jt-1} がプラスの時、マイナスの時の $\ln h_{jt}$ に与える効果はともにプラスであること、 ε_{jt-1} がマイナスの時の効果がプラスの時の効果よりも絶対値で大きいこと(非対称性)から、表 A-2 より、係数パラメータは以下の関係を満たしていなければならない。

$$(A-22) \quad b_{1j} + b_{3j} > 0 \quad b_{3j} - b_{1j} < 0 \quad b_{1j} + b_{3j} < |b_{3j} - b_{1j}|$$

(A-22)式の関係は、以下の(A-23)式のように集約することができる。

$$(A-23) \quad b_{1j} > 0 \quad b_{3j} < 0 \quad b_{1j} > -b_{3j}$$

(Koutomas and Booth(1995)モデルとの関係)

Koutomas and Booth(1995)と(A-23)式を比較すると、パラメータ間に以下の(A-24)式の関係が成立する。

$$(A-24) \quad \alpha_{ij} = b_{1j} \quad \alpha_{ij}\bar{\delta}_j = b_{3j}$$

したがって、Koutomas and Booth(1995)の非対称性の尺度(asymmetric measure) AR を(A-23)式のパラメータで表すと、

$$(A-25) \quad AR = \frac{|\alpha_{ij}(-1 + \bar{\delta}_j)|}{\alpha_{ij}(1 + \bar{\delta}_j)} = \frac{|-b_{1j} + b_{3j}|}{b_{1j} + b_{3j}} > 1$$

となる。第 2 章での非対称性の尺度の計算は、(A-25)式に基づいている。

3 動学的条件付相関(DCC)モデルによる株式市場の国際連関分析

3.1 DCC モデルによる株式市場の国際連関分析

3.1.1 はじめに

第 2 章の分析では、株式ボラティリティの非対称性の問題を考慮して単変量、2 変量 EGARCH モデルを用い、株式収益率の国際連関について分析した。また、単変量、2 変量 EGARCH モデルを用いて、株式収益率の国際連関の実証する上での系列相関の問題を分析した。

第 2 章で用いた EGARCH モデルでは、各国の株式収益率間の相関係数が一定であると仮定している。相関係数一定の仮定は計算を容易にするが、分析期間を通して 2 国間の株式収益率の相関係数が一定であるとする仮定することは制約的である。

Longin and Solnik(1995)は、1960 年から 1990 年までの主要 7 カ国の月次株式収益率データを使い、国際的な共分散(相関)構造が時变的か否かを検証した。検証の結果、共分散構造の時変性を強調している。

そこで、3.1 では Engle(2002)の動学的な条件付相関(dynamic conditional correlation、DCC)モデルを用いて、株式市場の国際連関について分析を行う。

3.1.2 分析データ

3.1 では、第 2 章の分析結果、そして、Mun (2007)との比較を可能にするため、第 2 章と同じデータを用いる。使用するデータは以下の通りである。

- ・ 分析対象国と平均株価指数

米国(US)(S&P 500)、英国(UK)(FTSE 100)、フランス(FR)(CAC 40)

ドイツ(GE)(DAX)、イタリア(IT)(Milan Stock Exchange MIB)

豪州(AU)(ASX All Index)、香港(HK)(Hang Seng Index)

日本(JP)(TOPIX)、シンガポール(SG)(SES All Share Index)

- ・ データ種類(株式) - 株式市場指数(価値加重)(終値)、週次データ

- ・ データ期間 - 1990 年 1 月 5 日 - 2003 年 9 月 5 日(714 個)

3.1.3 DCC モデル

動学的相関係数の定義

本節では、Engle(2002)の動学的な条件付相関(Dynamic Conditional Correlation、DCC)モデルをもとに、米国と上記 8 か国の株式収益率間の動学的条件付相関係数を推定する。

DCC モデルは、2 段階の方法でモデルの推定を行う。第 1 段階では、単変量 GARCH モデルを推定する。そして、第 2 段階では、第 1 段階の単変量 GARCH モデルの推定結果をもとに DCC モデルの推定を行う。

Engle(2002)が 2 段階の推定方法を用いるのは、以下の理由による。GARCH モデルと DCC モデルの同時推定では、非線形最尤法の計算で大きな負荷がかかる。また、初期値の設定も困難である。2 段階推定方法は、こうした計算上の問題を和らげる。さらに、2 段階推定方法は、後に説明するように、パラメータ推定量の一致性を保証する。こうした理由により、2 段階推定方法は正当化される。

以下では、最初に、Engle(2002)の動学的相関係数を説明する。説明の便宜上、第 1 国と第 2 国の株式収益率の動学的相関係数を説明する。実証分析では、第 1 国が米国であり、第 2 国が英国、フランス、ドイツ、イタリア、豪州、香港、日本、シンガポールに該当する。

第 1 国の株式収益率を R_{1t} 、第 2 国の株式収益率を R_{2t} とする。最初に、それら株式収益率を定数項で回帰する。すなわち、

$$(3.1) \quad R_{it} = \beta_{i0} + u_{it} \quad (i = 1, 2)$$

ここで、 β_{i0} は定数項パラメータ、 u_{it} は i.i.d で平均 0、分散 h_{it} (条件付分散) の正規分布に従う攪乱項である。(3.1)式の定数項の推定量は R_{it} の平均値である。(3.1)式は平均方程式(mean equation)である。

(3,1)式の誤差項 u_{it} を条件付分散 h_{it} で基準化する。すなわち、

$$(3.2) \quad \varepsilon_{it} = u_{it} \sqrt{h_{it}^{-1}} \quad (i=1,2)$$

基準化された攪乱項 ε_{it} は i.i.d で平均 0、分散 1 の標準正規分布に従う。

GARCH モデルに従い、条件付分散 h_{it} を以下のように特定化する。

$$(3.3) \quad h_{it} = \omega_i + \alpha_i u_{it-1}^2 + \beta_i h_{it-1} \quad (i=1,2)$$

$\omega_i, \alpha_i, \beta_i$ は係数パラメータである。 h_{it} が定常であるためには、これらの係数パラメータは以下の関係を満足する。

$$(3.4) \quad \omega_i, \alpha_i, \beta_i > 0, 1 > \alpha_i + \beta_i \quad (i=1,2)$$

Engle(2002)の動学的相関係数 $\rho_{12,t}$ は以下のように定義される。

$$(3.5) \quad \rho_{12,t} = \frac{(1-\lambda) \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k u_{1,t-k-1} u_{2,t-k-1}}{\sqrt{(1-\lambda) \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k u_{1,t-k-1}^2} \sqrt{(1-\lambda) \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k u_{2,t-k-1}^2}} \quad 0 < \lambda < 1$$

過去の $u_{1,t-k-1} u_{2,t-k-1}$ に逓減的なウェイト λ がかかる。(3.2)式の関係を使うと、(3.5)式は、

$$(3.6) \quad \rho_{12,t} = \frac{(1-\lambda) \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k \varepsilon_{1,t-k-1} \varepsilon_{2,t-k-1}}{\sqrt{(1-\lambda) \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k \varepsilon_{1,t-k-1}^2} \sqrt{(1-\lambda) \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k \varepsilon_{2,t-k-1}^2}}$$

となる。ここで、以下の(3.7)式で与えられる $q_{ij,t}$ を定義する。すなわち、

$$(3.7) \quad q_{ij,t} = (1-\lambda) \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k \varepsilon_{i,t-k-1} \varepsilon_{j,t-k-1} \quad i, j = 1, 2 \quad i \neq j$$

あるいは、(3.7)式は、以下の(3.8)式のように書き換えることができる。

$$(3.8) \quad q_{ij,t} = (1-\lambda)\varepsilon_{it-1}\varepsilon_{jt-1} + \lambda q_{ij,t-1} \quad i, j = 1, 2 \quad i \neq j$$

(3.8)式の両辺から $q_{ij,t}$ の期待値 (unconditional expectations) $\bar{q}_{ij} = E(q_{ij,t})$ ²¹ を控除すると、

$$(3.9) \quad q_{ij,t} - \bar{q}_{ij} = (1-\lambda)(\varepsilon_{it-1}\varepsilon_{jt-1} - \bar{q}_{ij}) + \lambda(q_{ij,t-1} - \bar{q}_{ij}) \quad i, j = 1, 2 \quad i \neq j$$

となる。さらに、Engle(2002)は、(3.9)式の関係をより一般化する。すなわち、

$$(3.10) \quad q_{ij,t} = (1-a-b)\bar{q}_{ij} + a\varepsilon_{it-1}\varepsilon_{jt-1} + bq_{ij,t-1} \quad i, j = 1, 2 \quad i \neq j$$

ここで、 a, b は係数パラメータで以下の条件を満足する。

$$(3.11) \quad a+b \leq 1, 0 < b < 1$$

$a+b=1$ が(3.9)式のケースである。(3.10)式は以下の(3.12)式に書き換えることができる。

$$(3.12) \quad q_{ij,t} = \left(\frac{1-a-b}{1-b}\right)\bar{q}_{ij} + a \sum_{k=0}^{\infty} b^k \varepsilon_{i,t-k-1} \varepsilon_{j,t-k-1}$$

Engle(2002)の動学的相関係数は、より一般化された(3.10)式の $q_{ij,t}$ を使って、最終的に以下のように定義される。

$$(3.13) \quad \rho_{12,t} = \frac{q_{12,t}}{\sqrt{q_{11,t}}\sqrt{q_{22,t}}}$$

²¹ $E(\bar{q}_{ij}) = 1$ である。

動学的相関係数の推定

u_{it} ($i=1,2$) の分散共分散行列 H_t は、以下の(3.14)式で与えられる。

$$(3.14) \quad H_t = \begin{bmatrix} h_{1t} & h_{12t} \\ h_{12t} & h_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{1t}^2} & \rho_{12t}\sqrt{h_{1t}}\sqrt{h_{2t}} \\ \rho_{12t}\sqrt{h_{1t}}\sqrt{h_{2t}} & \sqrt{h_{2t}^2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{1t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12t} \\ \rho_{12t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{1t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2t}} \end{bmatrix}$$

ここで、

$$(3.15) \quad D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{1t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2t}} \end{bmatrix} \quad R_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12t} \\ \rho_{12t} & 1 \end{bmatrix}$$

とおくと、(3.14)式は次の(3.16)式となる。

$$(3.16) \quad H_t = D_t R_t D_t$$

$u_t = [u_{1t}, u_{2t}]'$ とその分散共分散行列 H_t を使って、対数尤度関数 L を求めると、(3.17)式の通りである。

$$(3.17) \quad L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (2\ln(2\pi) + \ln|H_t| + u_t' H_t^{-1} u_t)$$

T はサンプル数である。

対数尤度関数 L の(3.17)式の右辺第 2 項、第 3 項は、(3.2)式、(3.16)式の関係を使って、以下の(3.18)式のように書き換えることができる。

$$(3.18) \quad \ln|H_t| = \ln|D_t R_t D_t| = 2\ln|D_t| + \ln|R_t|$$

$$u_t' H_t^{-1} u_t = u_t' D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} u_t = \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t$$

(3.18)式の関係を用いて(3.17)式の対数尤度関数 L に代入すると、

$$(3.19) \quad L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (2\ln(2\pi) + 2\ln|D_t| + \ln|R_t| + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t)$$

となる。(3.2)式から、以下の(3.20)式の関係が成立する。

$$(3.20) \quad u_t' D_t^{-1} D_t^{-1} u_t = \varepsilon_t' \varepsilon_t$$

(3.20)式を(3.19)式の対数尤度関数 L に代入すると、

$$(3.21) \quad L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (2\ln(2\pi) + 2\ln|D_t| + u_t' D_t^{-1} D_t^{-1} u_t + \ln|R_t| + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t - \varepsilon_t' \varepsilon_t) \\ = L_V(\theta) + L_C(\theta, \Phi)$$

となる。ここで、

$$(3.22) \quad L_V(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (2\ln(2\pi) + 2\ln|D_t| + u_t' D_t^{-1} D_t^{-1} u_t)$$

$$(3.23) \quad L_C(\theta, \Phi) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln|R_t| + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t - \varepsilon_t' \varepsilon_t)^{22}$$

$\theta = (\theta_1, \theta_2)$, $\theta_i = (\beta_{0i}, \omega_i, \alpha_i, \beta_i)$ ($i=1,2$), $\Phi = (a, b)$ である。(3.22)式の右辺第2項、第3項は、(3.24)式のように書き換えることができる。

$$(3.24) \quad 2\ln|D_t| + u_t' D_t^{-1} D_t^{-1} u_t = 2\left(\frac{1}{2}\ln|h_{1t}| + \frac{u_{1t}^2}{2h_{1t}}\right) + 2\left(\frac{1}{2}\ln|h_{2t}| + \frac{u_{2t}^2}{2h_{2t}}\right)$$

(3.24)式を(3.22)式に代入すると、

²² (3.22)式の $-\varepsilon_t' \varepsilon_t$ はパラメータ Φ に依存しないので、 $L_C(\theta, \Phi)$ を最大にするパラメータ Φ を求める際は、定数項とみなすことができる。

$$(3.25) \quad L_V(\theta) = L_{V_1}(\theta_1) + L_{V_2}(\theta_2), \quad L_{V_i}(\theta_i) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(2 \ln(2\pi) + \ln h_{it} + \frac{u_{it}^2}{2h_{it}} \right) \quad i = 1, 2$$

となる。(3.25)式は、個々($i = 1, 2$)の GARCH モデルの対数尤度関数 $L_{V_i}(\theta_i)$ ($i = 1, 2$) の和となっている。したがって、第 1 段階で、個々に GARCH モデルの対数尤度 $L_{V_i}(\theta_i)$ ($i = 1, 2$) を最大にするようにパラメータ $\theta = (\theta_1, \theta_2)$ を推定する。第 2 段階で、パラメータ $\theta = (\theta_1, \theta_2)$ の推定値 $\hat{\theta}$ を使って、(3.23)式の条件付相関係数の対数尤度 $L_C(\hat{\theta}, \phi)$ を最大にするようにパラメータ ϕ を推定する。このような 2 段階推定は、一度に(3.21)式の対数尤度を最大にして解く場合と同じであることを証明している。

第 1 段階で推定したパラメータ θ の推定量 $\hat{\theta}$ は一致性を有する。そして、第 2 段階で、第 1 段階の一致推定量 $\hat{\theta}$ を使ってパラメータ ϕ を推定するので、パラメータ ϕ の推定量 $\hat{\phi}$ も一致性が保証される。

3.1.4 分析結果

以下では、Engle (2002)の DCC を用いた株式市場の国際連関の実証分析の結果を示す。欧州の分析対象国として、英国(UK)、フランス(FR)、ドイツ(GE)、イタリア(IT)を含んでいる。欧州共通通貨ユーロの導入によって、各国株式市場と米国株式市場との連関がどのように変化したかを確認する。

表 3.1 は、DCC モデルの推定結果である。最初の 8 行は、(3.3)式の各国と米国の単変量 GARCH モデルの係数パラメータの推定値と p 値である。最後の 4 行は、米国と 8 か国の株式収益率の動学的相関係数を推定する(3.10)式のパラメータ (a, b) の推定値である。

単変量 GARCH モデルの推定結果は p 値から判断して概ね良好である。DCC モデルのパラメータ (a, b) の推定結果は、p 値から判断して、アジア太平洋地域の国々の結果が良好とは言えない(特に日本、シンガポール)。ただ、すべてのケースで、制約条件 $a + b \leq 1$ を満足している。

図 3.1 は、DCC モデルによる米国と 8 か国の株式収益率間の動学的相関係数の推移を示したものである。結果は、欧州地域、豪州、香港と日本、シンガポールで対照的である。欧州地域では、1999 年 1 月から共通通貨ユーロ(Euro)が導入され、また、域内では欧州中央銀行 ECB の金融政策も行われる。図 3.1 から、共通通貨ユーロの導入国であるフラ

ンス、ドイツ、イタリアの 3 国において、そして、独自通貨ポンドを維持する英国においても 1999 年から動学的相関係数が上昇し、対米国株式市場との連関が強まっている。同時に、連関の振れも大きくなっている。

表 3.1 DCC モデルの推定結果

	UK	FR	GE	IT	AU	HK	JP	SG	US ^a
β_0	0.0016	0.0011	0.0027	0.0006	0.0012	0.0016	-0.0011	0.0013	0.0022
p 値	0.0406	0.2439	0.0048	0.5054	0.0515	0.0406	0.2318	0.1520	0.0007
ω	0.0000	0.0001	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000
p 値	0.0059	0.0667	0.0131	0.0097	0.1862	0.0059	0.0140	0.0728	0.2802
α	0.0881	0.0949	0.1279	0.1308	0.0562	0.0881	0.1192	0.0848	0.0679
p 値	0.0010	0.0058	0.0002	0.0073	0.0461	0.0010	0.0093	0.0062	0.0001
β	0.8738	0.8453	0.8424	0.7852	0.8481	0.8738	0.6974	0.8952	0.9292
p 値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
a	0.0935	0.0667	0.0833	0.0986	-0.0267	0.0811	0.1717	0.0128	
p 値	0.0064	0.0007	0.0002	0.0000	0.0000	0.0000	0.1724	0.8283	
b	0.1590	0.7476	0.5014	0.8177	0.9961	0.2874	0.4749	0.8316	
p 値	0.3124	0.0000	0.0025	0.0000	0.0000	0.2030	0.2802	0.1472	

注) UK は英国、FR はフランス、GE はドイツ、IT はイタリア、AU は豪州、HK は香港、JP は日本、SG はシンガポール。

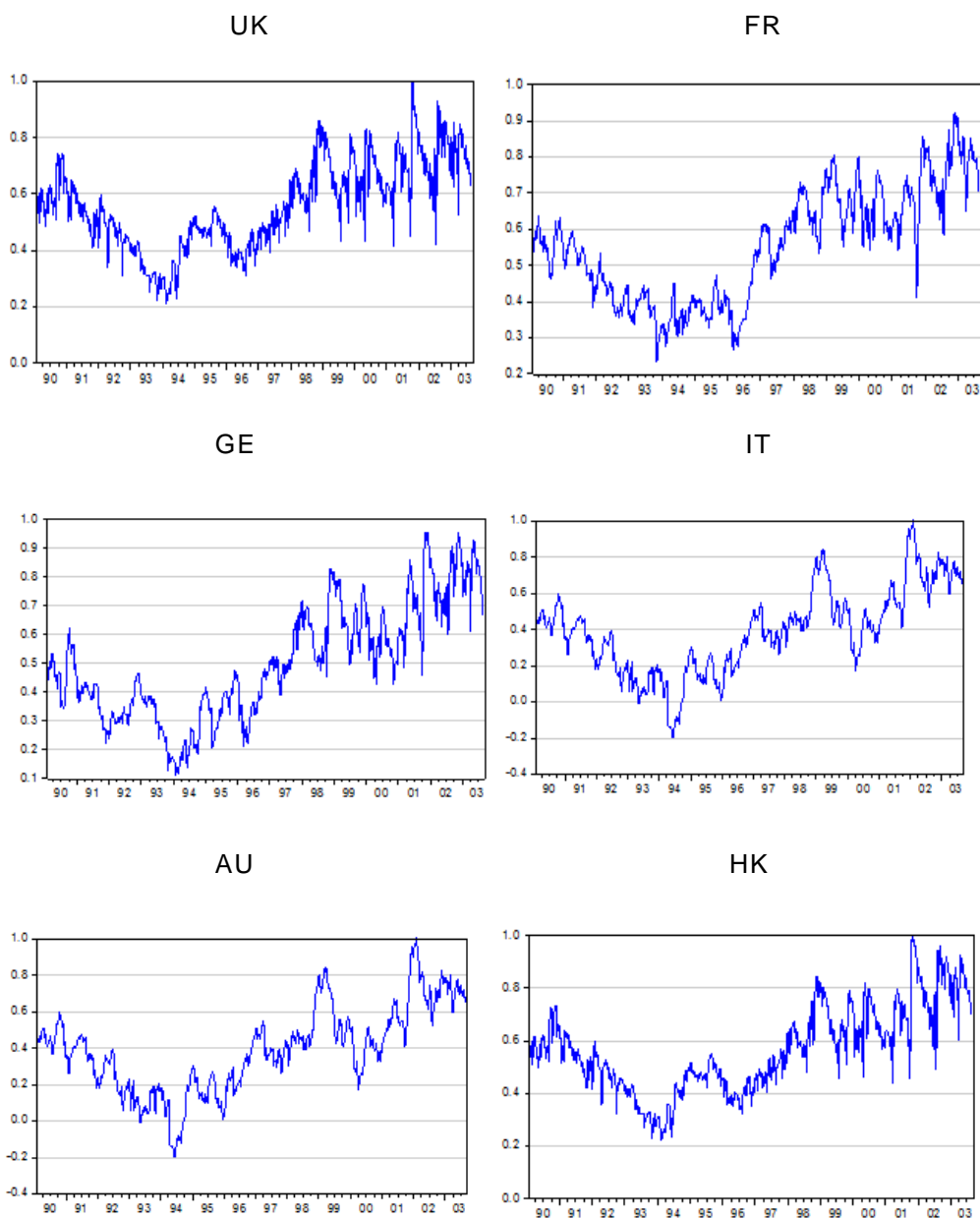
しかし、長期的なトレンドを見ると、動学的相関係数の上昇は、1994 年前後から続いている。これは、EU の誕生によるものと解釈できる。欧州地域は、長期的なトレンドとして EU 創設により米国の株式市場との連関が強まったと言える。そして、共通通貨ユーロの誕生により、その傾向が一層強まったと解釈できる。

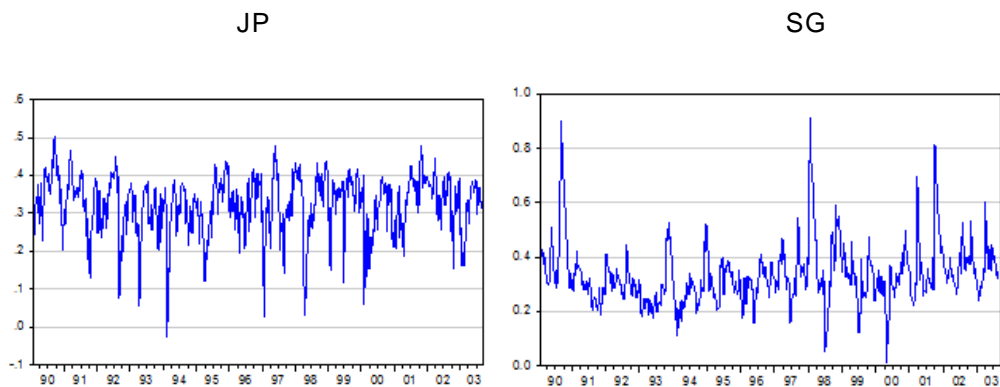
アジア太平洋地域では、日本とシンガポールは、米国の株式市場との連関は強まったり弱まったりしており、傾向的な変化は見られない。豪州と香港は、米国との連関が強まっているが、これは豪州が英連邦の国で英国との影響が強いこと、香港は米国ドルにペッグしていることなどが関係しているのかもしれない。

Gagnon and Karolyi (2006)が指摘したように、これまでの先行研究では、株式市場のボラティリティが高まる場合、条件付相関も同時に高くなることが報告されている。そこで、この点を確認するため、図 3.2 では、各国の株式収益率のボラティリティと各国と米国の株式収益率の動学的相関係数の関係を散布図で見たものである。

図 3.2 は、縦軸は株式収益率の条件付分散(ボラティリティ)、横軸は各国と米国の株式収益率間の動学的相関係数である。各図において、○は1991年1月のユーロ導入前の株式収益率のボラティリティと各国と米国の株式収益率間の動学的相関係数の関係を、×は1991年1月のユーロ導入後の株式収益率のボラティリティと各国と米国の株式収益率間の動学的相関係数の関係を示している。また、各図の左側は、各国の株式収益率は現地通貨建て、右側は、各国の株式収益率は米国通貨建てである。

図 3.1 各国と米国の株式収益率間の動学的相関係数の推移





注) UK:英国、FR:フランス、GE:ドイツ、IT:イタリア、AU:豪州、HK:香港、JP:日本、SG:シンガポール。

図 3.2 においても、各国の株式収益率のボラティリティと条件付相関の関係は、図 3.1 と同じである。欧州地域と豪州、香港は、1991 年のユーロ導入以降は、各国の株式収益率と米国株式収益率との相関係数は上昇するとともに、株式収益率の条件付分散（ボラティリティ）は高まっている。これは、現地通貨建て、米国ドル建てのいずれの株式収益率で測っても同じ傾向である。

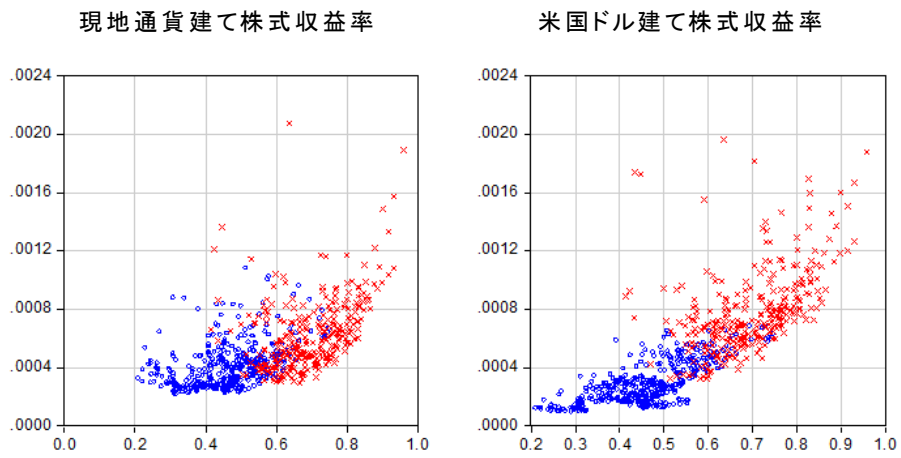
一方、日本とシンガポールは欧州地域とは違った動きをしている。日本は、ユーロ導入後の 1999 年以降は、米国の株式収益率との相関係数は上昇していない。しかし、現地通貨建ての株式収益率のボラティリティはあまり変わらないが、米国ドル建ての株式収益率のボラティリティは高まっている。また、シンガポールは、1999 年以降は、米国の株式収益率との相関係数は上昇していないが、現地通貨建て、米国ドル建ての株式収益率のボラティリティは高まっている。

欧州地域において、1999 年 1 月のユーロ導入後はそれ以前と比べて、米国の株式収益率との相関を強め、同時に株式収益率のボラティリティは高まっている。現地通貨建て、米国ドル建てのいずれの株式収益率でも同じである。これは、共通通貨ユーロの導入によるものと解釈できる。

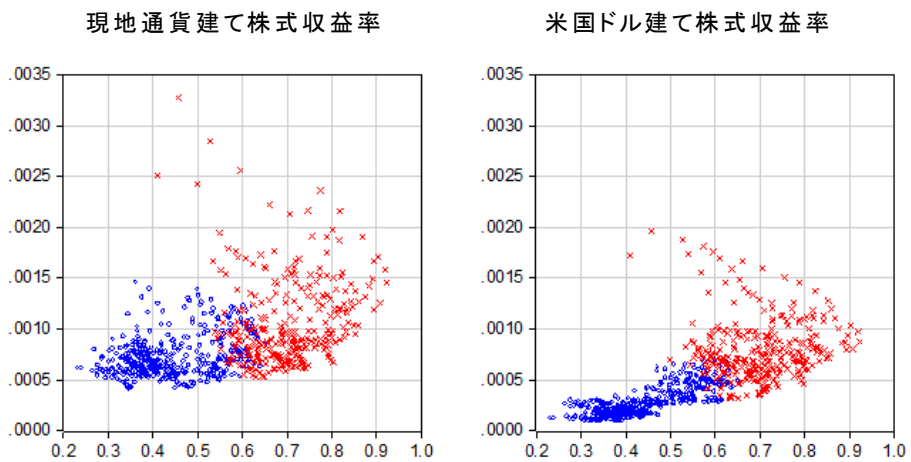
表 3.2 は、欧州共通通貨ユーロの導入前の期間と後の期間の動学的相関係数の平均値を比較したものである。表 3.2 から、欧州地域の株式市場が米国の株式市場との結びつきが強まったということが確認できる。

図 3.2 各国の株式収益率の条件付分散と対米国株式収益率との米動学的相関係数

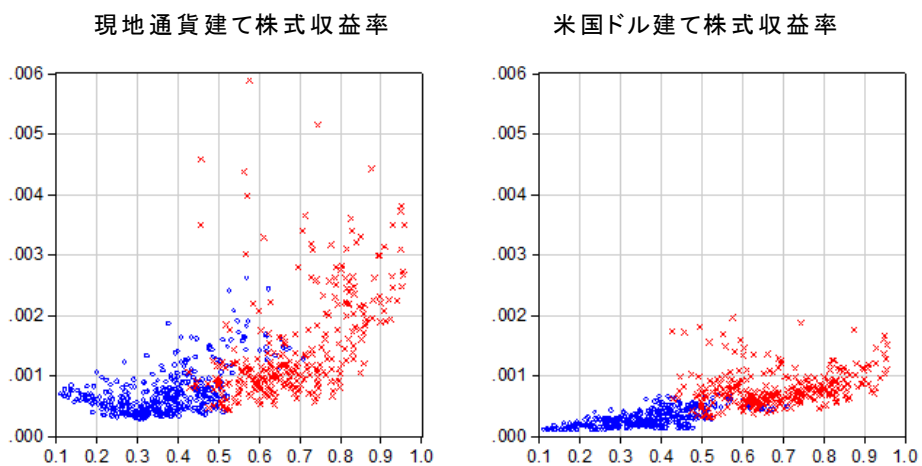
UK(英国)



FR(フランス)



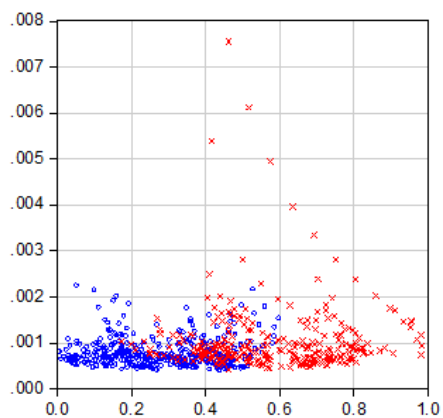
GE(ドイツ)



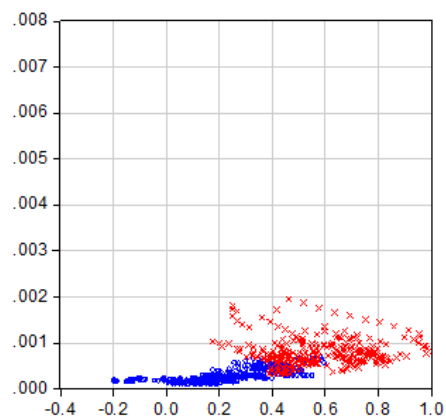
注) ○ユーロ導入前、×ユーロ導入後。

IT(イタリア)

現地通貨建て株式収益率

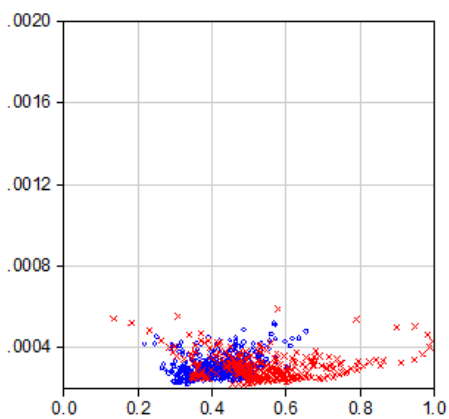


米国ドル建て株式収益率

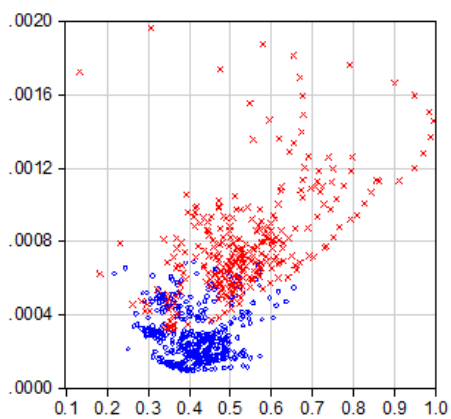


AU(豪州)

現地通貨建て株式収益率

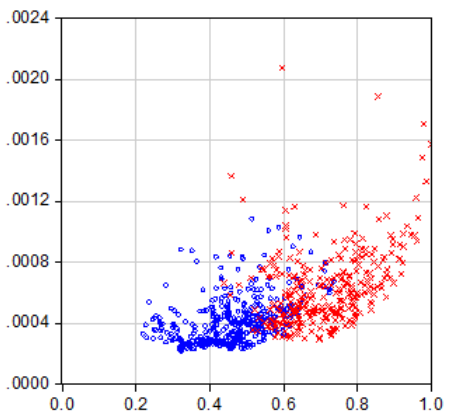


米国ドル建て株式収益率

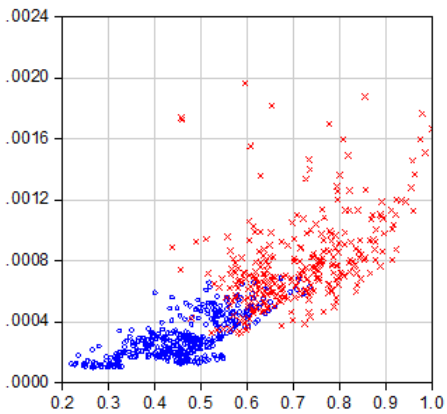


HK(香港)

現地通貨建て株式収益率



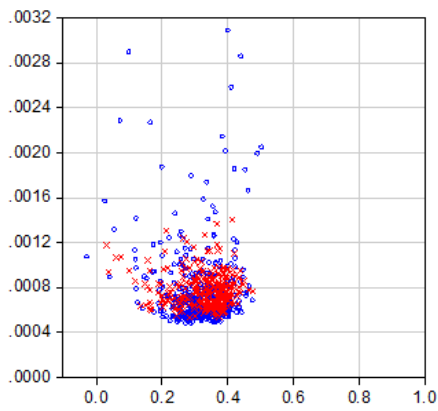
米国ドル建て株式収益率



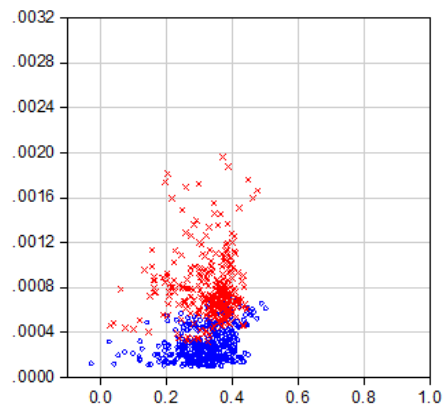
注) ○ユーロ導入前、×ユーロ導入後。

JP(日本)

現地通貨建て株式収益率

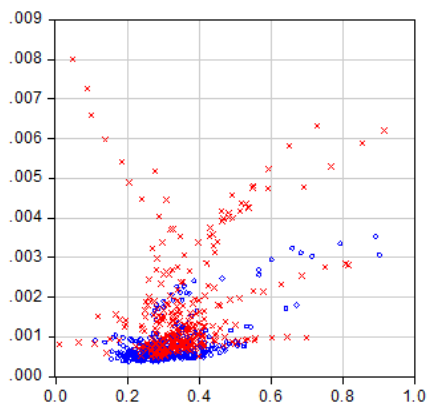


米国ドル建て株式収益率

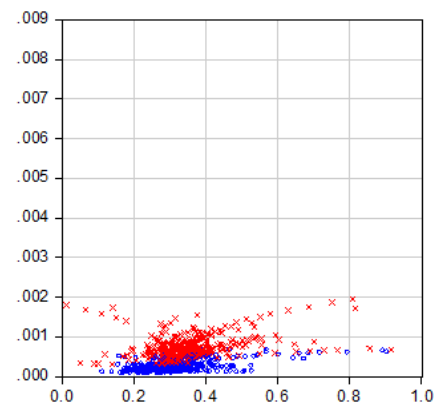


SG(シンガポール)

現地通貨建て株式収益率



米国ドル建て株式収益率



注) ○ユーロ導入前、×ユーロ導入後。

表 3.2 Euro 導入前後の条件付き相関の比較

	UK	FR	GE	IT	AU	HK	JP	SG
条件付き相関 (1997年まで)	0.4618	0.4476	0.3673	0.2528	0.4172	0.4618	0.3195	0.3153
条件付き相関 (1998年から)	0.6965	0.6990	0.6875	0.5823	0.5390	0.7135	0.3276	0.3612

3.2 非対称 DCC モデルによる欧州主要国の株式市場の国際連関分析

3.2.1 はじめに

3.2 では、Cappiello, Engle and Sheppard(2006)のスカラ型非対称 DCC モデル (Scalar Asymmetric Dynamic Conditional Correlation, SA-DCC)を用いて、株式ボラティリティの非対称性効果を分析する。

一般に、株式ボラティリティへの影響は、正の攪乱ショックよりも負の攪乱ショックの方が大きい²³。こうした攪乱ショックに対する株式ボラティリティの非対称性(asymmetric)は、株式収益率間の相関についてもあてはまる。すなわち、株式収益率間の相関も、正の攪乱ショックよりも負の攪乱ショックに大きく反応する。3.2 ではこの点を実証する。

また、3.2 では、株式収益率間の相関の非対称性の実証に加えて、通貨ユーロ導入前後における欧州の主要株式市場の株式ボラティリティ及び欧州の主要株式市場と米国市場との相関の変化を調べる。通貨ユーロの導入に焦点をあてて分析するために、以下では欧州株式市場の分析対象国を、英国、フランス、ドイツに限定する²⁴。

3.2.2 分析データ

分析データは、3.1 で用いたデータの中から、直接的に通貨ユーロ導入の影響を受ける英国、フランス、ドイツの株式収益率のデータ、そして、比較対象国の米国の株式収益率のデータを用いる。株式収益率は各国の平均株価指数の変化率(週次変化率)として定義する。以下にデータの詳細を再述する。

・分析対象国と平均株価指数:

米国(US)(S&P 500)、英国(UK)(FTSE 100)、

フランス(FR)(CAC 40)、ドイツ(GE)(DAX)

・サンプルデータ:平均株価指数(週次データ、金曜日終値)

・サンプル期間:1990年1月5日-2003年9月5日(サンプル数714)

²³ 正の攪乱ショックは株式収益率を上昇させる good news であり、負の攪乱ショックは株式収益率を低下させる bad news である。

²⁴ 英国は通貨ユーロに加盟していないが、英国も欧州の通貨ユーロ導入の影響を受けるものとする。

表 3.3 は、各国 (US: 米国、UK: 英国、FR: フランス、GE: ドイツ) の各国通貨建て株式収益率に関する基礎統計である。サンプル期間は 1990 年 1 月 5 日から 2003 年 9 月 5 日 (約 14 年 8 ヶ月) までで、データの頻度は週次データである。

株式収益率の平均値 (単位、%) は、米国が約 0.15% と欧州 3 カ国に比べてはるかに高い。しかし、 t 値を見ればいずれも有意性は低く、「株式収益率の平均がゼロである」とする仮説を 5% の有意水準で棄却できない。株式収益率の変動を示す標準偏差 (単位、%) は、4 カ国で大きな違いは見られない。

歪度の値から、英国を除く各国の株式収益率の分布は、少し左に裾の長い右に偏った分布をしている。英国の株式収益率の分布はほぼ左右対称である。尖度の値から、いずれの国も標準正規分布より尖った分布をしている²⁵。

正規分布の検定量である Kolmogorov-Smirnov 統計量と p 値から、「株式収益率の分布が正規分布である」とする仮説は、米国、ドイツでは 5% の有意水準で、英国とフランスでは 10% の有意水準で棄却される。表 3.3 の各国の基礎統計は、各国の株式収益率の不均一分散 (conditionally heteroskedastic) の存在を示唆している。

表 3.3 各国通貨建て株式収益率の基礎統計

	US	UK	FR	GE
平均値 (%)	0.1493	0.0778	0.0664	0.0903
t 値	1.8092	0.9348	0.6032	0.7541
標準偏差 (%)	0.0220	0.0222	0.0294	0.0320
歪度	-0.4370	0.0005	-0.1047	-0.2727
尖度	5.8222	4.4300	3.7044	4.5347
KS 検定量	0.0472	0.0331	0.0200	0.0518
p 値	0.0007	0.0611	0.1000	0.0001

注) KS 検定量: Kolmogorov-Smirnov 検定量。US: 米国、UK: 英国、FR: フランス、GE: ドイツ。

3.2.3 SA-DCC モデル

²⁵ ここでは標準正規分布の尖度は 3。

Cappiello, Engle and Sheppard(2006)の SA-DCC モデルは、Engle(2002)の DCC モデルを拡張したものである。3.1 の(3.9)式を以下のように拡張する。

$$(3.26) \quad q_{ij,t} = (1 - a^2 - b^2)\bar{q}_{ij} - c^2\bar{n}_{ij} + a^2\varepsilon_{it-1}\varepsilon_{jt-1} + c^2n_{it-1}n_{jt-1} + b^2q_{ij,t-1}$$

ここで、(3.26)式の \bar{n}_{ij} , n_{it} は、(3.27)式の通りである。

$$(3.27) \quad n_{it} = I(\varepsilon_{it} < 0)\varepsilon_{it}, \quad \bar{n}_{ij} = E(n_{i,t}n_{j,t})$$

$I(\varepsilon_{it} < 0)$ は指示関数(Indicator Function)で、以下の(3.28)式で定義される。

$$(3.28) \quad I(\varepsilon_{it} < 0) = \begin{cases} 1 & \varepsilon_{it} < 0 \\ 0 & \varepsilon_{it} \geq 0 \end{cases}$$

(3.26)式の a, b, c は係数パラメータで、以下の制約条件を満足する。

$$(3.29) \quad a^2 + b^2 + c^2 \leq 1$$

(3.26)式から、 $i = j$ のケースで $\varepsilon_{it} > 0$ ならば、

$$(3.30) \quad q_{ii,t} = (1 - a^2 - b^2)\bar{q}_{ii} - c^2\bar{n}_{ii} + a^2\varepsilon_{it-1}^2 + b^2q_{ii,t-1}$$

$i = j$ のケースで $\varepsilon_{it} < 0$ ならば、

$$(3.31) \quad q_{ii,t} = (1 - a^2 - b^2)\bar{q}_{ii} - c^2\bar{n}_{ii} + (a^2 + c^2)\varepsilon_{it-1}^2 + b^2q_{ii,t-1}$$

となる。また、 $i \neq j$ のケースで $\varepsilon_{it} > 0, \varepsilon_{jt} > 0$ あるいは $\varepsilon_{it} > 0, \varepsilon_{jt} < 0$ ならば、

$$(3.32) \quad q_{ij,t} = (1 - a^2 - b^2)\bar{q}_{ij} - c^2\bar{n}_{ij} + a^2\varepsilon_{it-1}\varepsilon_{jt-1} + b^2q_{ij,t-1}$$

$i \neq j$ のケースで $\varepsilon_{it} < 0, \varepsilon_{jt} < 0$ ならば、

$$(3.33) \quad q_{ij,t} = (1 - a^2 - b^2)\bar{q}_{ij} - c^2\bar{n}_{ij} + (a^2 + c^2)\varepsilon_{it-1}\varepsilon_{jt-1} + b^2q_{ij,t-1}$$

となる。以上のように、(3.26)式は、 $q_{ii,t}$ のみならず $q_{ji,t}$ ($i \neq j$) に対しても、マイナスのショックに対して大きく反応する非対称性効果を捉えることができる。

その他のモデルの構成は 3.1 と同じである。(3.1)式、(3.2)式、(3.3)式を式の番号を新たにして再述すると、

(平均方程式)

$$(3.34) \quad R_{it} = \beta_{i0} + u_{it} \quad (i = 1, 2)$$

(基準化)

$$(3.35) \quad \varepsilon_{it} = u_{it}\sqrt{h_{it}}^{-1} \quad (i = 1, 2)$$

(条件付分散)

$$(3.36) \quad h_{it} = \omega_i + \alpha_i u_{it-1}^2 + \beta_i h_{it-1} \quad (i = 1, 2)$$

(条件付相関係数)

$$(3.37) \quad \rho_{12,t} = \frac{q_{12,t}}{\sqrt{q_{11,t}}\sqrt{q_{22,t}}}$$

$u_t = [u_{1t}, u_{2t}]$ の条件付分散共分散行列 H_t は、

$$(3.38) \quad H_t = \begin{bmatrix} h_{1t} & h_{12t} \\ h_{12t} & h_{2t} \end{bmatrix} = D_t R_t D_t \quad D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{1t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2t}} \end{bmatrix} \quad R_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12t} \\ \rho_{12t} & 1 \end{bmatrix}$$

u_t とその分散共分散行列 H_t を使って、対数尤度関数 L を求める。対数尤度関数 L は、(3.17)と同様に、

$$(3.39) \quad L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (2\ln(2\pi) + \ln|H_t| + u_t' H_t^{-1} u_t)$$

となる。ここでも 3.1 と同様に(3.39)式の対数尤度関数を分解して最尤法推定を行う。

3.2.4 分析結果

攪乱ショックの非対称性(asymmetric)を捉える Capiello, Engle and Sheppard (2006)の SA-DCC モデルを用いて、共通通貨ユーロ導入イベントの欧州主要株式市場と米国市場の連関への影響を実証する。欧州では、1999 年 1 月に共通通貨ユーロが導入され、その結果、欧州各国は共通の影響を受けることになる。

3.1 と同じく、共通通貨ユーロ導入の影響を見るために現実に導入された 1999 年ではなく、1 年前のユーロ導入の影響が表れ始めている 1998 年も、ユーロ導入後の期間に含める。すなわち、1998 年以前をユーロ導入前、1998 年以後をユーロ導入後と定義し、欧州各国の条件付分散と、欧州各国と米国の動学的相関係数の推移を実証する。

表 3.4 は GARCH モデル及び SA-DCC モデルの推定結果である。上から 8 行(p 値を含む)は、(3.35)式の単変数の GARCH モデルの係数の推定結果である。次の 6 行(p 値を含む)は、(3.25)式の SA-DCC モデルの係数の推定結果である。

表 3.5 は、表 3.4 の 9 行目の a^2 、13 行目の c^2 の推定値から、攪乱ショックがマイナスのケースの反応係数 ($a^2 + c^2$)とそれ以外のケースの反応係数 (a^2)を、英国(UK)、フランス(FR)、ドイツ(GE)について比較したものである。表 3.5 が示すように、いずれの国もマイナスの攪乱ショックに大きく反応することがわかる。

各国の攪乱ショックに対する反応係数から、各国と米国の株式収益率の動学的相関係数では、マイナスの攪乱ショックに関しては、ドイツよりもフランスの方が反応が大きい。(0.1185 と 0.0923)。表 3.4 の 11 行目の 1 期前の係数の大きさ(France 0.9264、ドイツ 0.5600)の結果と合わせて判断すると、攪乱ショックの影響はドイツよりもフランスの方が鳩首するのに時間がかかる。ドイツ市場の方がフランス市場よりも、ニュースの吸収力が早いと言える。

表 3.4 GARCH 及び SA-DCC モデルの推定結果

	UK	FR	GE
β_0	0.0016	0.0011	0.0027
p 値	0.0406	0.2439	0.0048
ω	0.0000	0.0001	0.0000
p 値	0.0059	0.0667	0.0131
α	0.0881	0.0949	0.1279
p 値	0.0010	0.0058	0.0002
β	0.8738	0.8453	0.8424
p 値	0.0000	0.0000	0.0000
a^2	0.0266	0.0524	0.0453
p 値	0.0000	0.0000	0.0129
b^2	0.5022	0.9264	0.5600
p 値	0.0000	0.0000	0.0000
c^2	0.0676	0.0661	0.0470
p 値	0.0001	0.0000	0.0174

表 3.5 攪乱ショックの反応係数の比較

	UK	FR	GE
a^2	0.0266	0.0524	0.0453
$a^2 + b^2$	0.0942	0.1185	0.0923

一方、フランス、ドイツの両国と英国を比較すると、プラスショック、マイナスショックの影響は、欧州市場(フランスとドイツの平均)の方が、英国よりも大きい。マイナスショックは英国とドイツはあまり変わらないが、プラスショックの吸収力は明らかに英国の方が大きい(反応係数は小さい)。英国は、プラスショックは速やかにマーケットに吸収されるが、マイナスショックはプラスショックと比べてマーケットの織り込みには時間がかかると推測される。

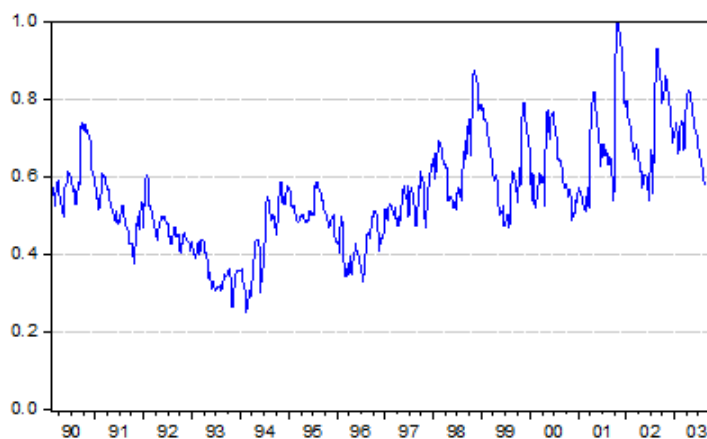
図 3.3 は、SA-DCC モデルにより得られた(3.36)式の条件付相関係数 ρ_{ijt} の傾向を示したものである。縦軸は条件付相関係数、横軸は年である。図 3.3 は、UK/US の英国と米国、FR/US のフランスと米国、GE/US のドイツと米国の動学的相関係数の推移を示している。図 3.3 から、共通通貨ユーロ導入によって以下のことが言える。(1)共通通貨ユーロの主導

国であるフランス、ドイツのいずれの国の株式市場も、米国の株式市場との連関を強めている。(2)共通通貨ユーロの加盟国でない英国の株式市場も、米国の株式市場との連関を強めている。(3)欧州の株式市場と米国市場との連関の程度の変動は、ユーロ導入後に大きくなっている。

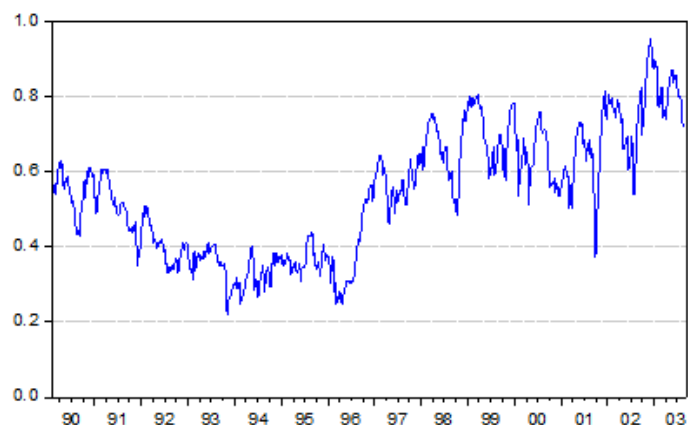
以上のことから、共通通貨ユーロ導入によって、欧州の株式市場と米国の株式市場の連関は強まったと言えるが、同時に連関の程度も安定しておらず、その変動は増していると言える。

図 3.3 条件付相関の推移(各国と米国)

UK/US



FR/US



GE/US

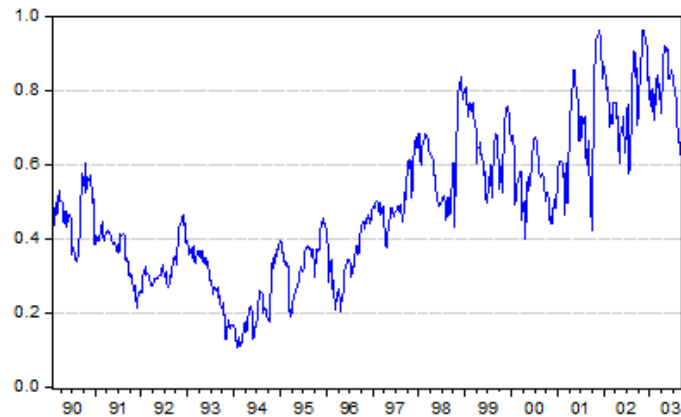


図 3.4 は、英国、フランス、ドイツ各国の株式ボラティリティ(条件付分散 h_{it})と英国、フランス、ドイツ各国の株式市場と米国の株式市場の相関(動学的相関係数 ρ_{ijt})の関係を見たものである。縦軸は各国の株式ボラティリティ(条件付分散 h_{it})、横軸は各国の株式市場と米国の株式市場の相関(動学的相関係数 ρ_{ijt})である。株式収益率に関しては、左の図が現地通貨建ての株式収益率であり、右の図が米国ドル建ての株式収益率である。最後に、図の○がユーロ導入前、●がユーロ導入後のプロットである。

Savva, Osborn and Gill(2009)は、欧州各国の株式市場と米国市場間の株式ボラティリティと相関係数は、1990 年代後半から高まったと指摘する。そして、この傾向は、グローバルな株式市場の統合化が進展したこと、特に、欧州の株式市場では、共通通貨、ユーロ(Euro)の導入によるものと解釈している。図 3.4 でも同様の結果を得る。ユーロ導入後において、フランス、ドイツの株式ボラティリティは高まり、同時に、米国市場との相関も高まったことがわかる。

図 3.4 から、ユーロ導入前も各国の株式市場と米国株式市場の連関が強まれば、自国の株式ボラティリティが高まるという関係にあるが、ユーロ導入後は、その関係はレベル・アップしている。ユーロ導入後は、各国の株式市場と米国株式市場の連関は強まり、各国の株式ボラティリティもいっそう大きくなっている。ただ、その関係はユーロ導入よりも弱くなり、混とんとしているようにも見える。

図 3.4 との関係において、表 3.6 は、英国、フランス、ドイツの株式市場と米国の株式市場の相関(株式収益率の動学的相関係数)が、ユーロ導入前後において、どの様に変化したかを確認するものである。表 3.6 より、総じて各国の株式市場と米国の株式市場の相関

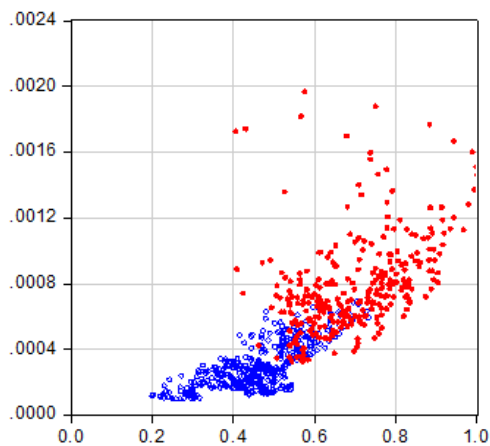
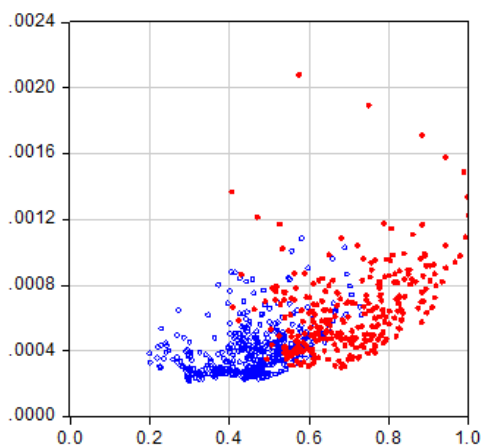
はユーロ導入後において高まったことが分かる。また、この結果から、ユーロ導入を挟んで、これら株式市場では構造的変化を経験したことが分かる。

図 3.4 ユーロ導入前後(1997/1998年)の条件付き相関とボラティリティの比較

UK(英国)

現地通貨建て株式収益率

米国ドル建て株式収益率

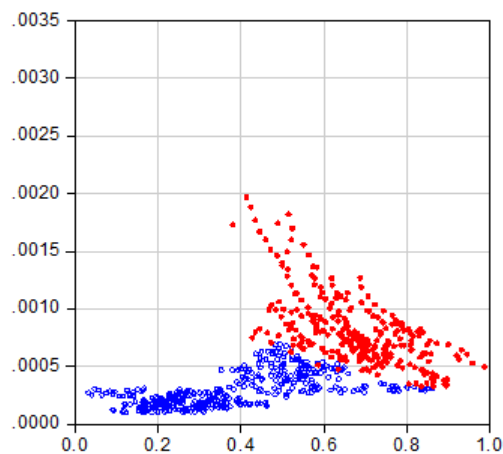
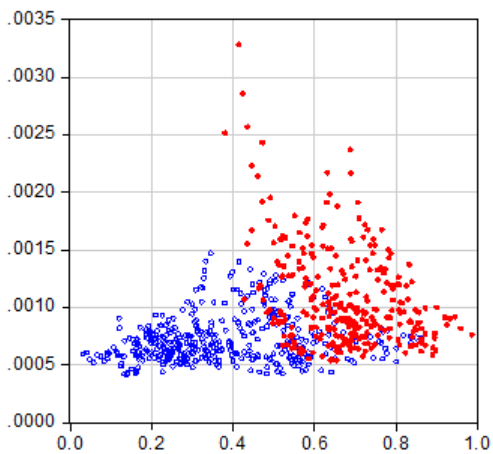


注) ○ユーロ導入前 ●ユーロ導入後

FR(フランス)

現地通貨建て株式収益率

米国ドル建て株式収益率



注) ○ユーロ導入前 ●ユーロ導入後

GE(ドイツ)

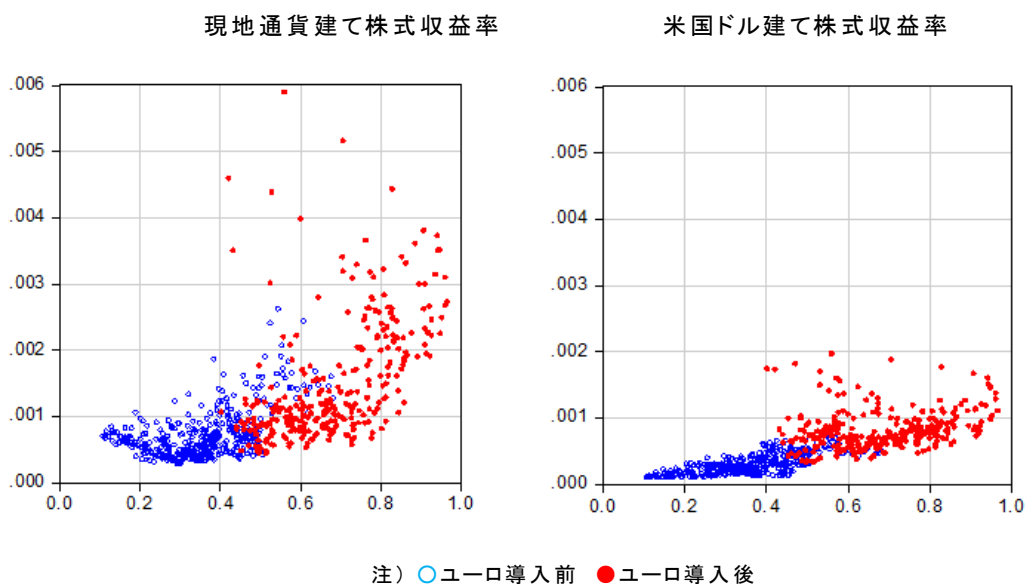


表 3.6 ユーロ導入前と導入後の対米国株式市場との相関

	UK	FR	GE
ユーロ導入前の動学的相関係数の平均	0.4817	0.4313	0.3577
ユーロ導入後の動学的相関係数の平均	0.6711	0.6949	0.6801

注) ユーロ導入前(1990-1997)、ユーロ導入後(1998-2003)

4 日米欧イールドカーブの連関分析

第 4 章は、日本、米国、欧州のイールドカーブの連関について実証分析を行う。分析の関心は、リーマンショック、その後のグローバルな金融危機が、日米欧のイールドカーブの連関にどのような変化を与えたかにある。

分析方法として、最初にイールドカーブの主成分分析を行い、2 国、1 地域のイールドカーブを代表する指標として、寄与率に応じて、上位 2 つの主成分を抽出する。上位 2 つの主成分が単位根も持つことを確認した上で、日米欧の主成分間の共和分関係の有無を検定する。

共和分分析は、イールドカーブ間の長期的な安定関係を確認するものである。次いで、共和分関係の有無に応じて、適正な VAR モデルを推定する。そして、その VAR モデルを平均値式 (mean equation) とする動学的相関 (Dynamic Conditional Correlation (DCC)、Engle(2002)) モデルを用いて、日米欧イールドカーブの動学的相関分析を行う。

4.1 はじめに

Laopodis(2010)によれば、イールドカーブの国際連関に関する初期の研究は、Clare , Maras, and Thomas(1995)に遡る。彼らは、米国、英国、ドイツ、そして、日本の国債市場の間に共和分 (cointegration) の関係が存在するかを検証した。

Clare and Lekkos(2000)は、VAR (Vector Autoregressive) モデルを用いた分析を行い、米国、英国、そして、ドイツの国債市場の国際連関について調べた。彼らは、金融危機の発生など金融市場の不安定が増す時に、国債市場間の共通の変動要因、すなわち、グローバル・ファクターの存在が重要となることを明らかにした。

欧州では、1999 年に共通通貨ユーロが導入された。Laopodis(2008)は、ユーロ導入国 10 カ国と非導入国 4 カ国の国債市場を対象に、1994 年から 2006 年の全期間、ユーロ導入前の期間、ユーロ導入後の期間を 3 つに分けて共和分分析を行った²⁶。ユーロ導入国については、導入前は市場間で共和分関係は確認されなかったが、導入後は、それ程強くはないが共和分の関係が存在することを明らかにした。また、ユーロ導入後は、ユーロ非導

²⁶ ユーロ導入国はオーストリア、ベルギー、フィンランド、フランス、ドイツ、アイルランド、イタリア、オランダ、ポルトガル、スペイン、非導入国はデンマーク、ノルウェー、英国、米国である。

入国の 4 カ国の間では共和分関係の存在が確認された。このように、ユーロ導入は、ユーロ導入国と非導入国の国債市場に関するブロック化を促進したことを実証した。

以上のように、イールドカーブの国際連関の分析は、共和分分析や VAR 分析がよく用いられる。また、国債市場の国際的連関についての分析を行う場合、10 年物の国債金利など標準金利かイールドカーブの恣意的なインデックスが用いられる。しかし、それらはイールドカーブ全体の変動を表す適正な変数とは言い難い。

そこで、イールドカーブ全体の変動を代表する、より正確な変数の抽出が必要となる。この点で最も注目されているのが、イールドカーブの主成分分析を行い、イールドカーブを代表する潜在的な変数を抽出する分析方法である。

Drissen et al. (2003)、Perignon et al. (2007)は、イールドカーブの主成分分析による国際的な連関分析の必要性を強調した。同時に彼らは、主成分分析を用いる上での注意点をも指摘した。通常、各国のイールドから求められる主成分係数(factor loadings)には、それほど違いがないが、主成分によるイールドカーブ変動の説明力(explained variance)は各国で大きく異なる。この点を踏まえ、例えば、各国のイールドカーブの第 1 成分同士の間を分析すれば、国債市場の国際連関分析にミスリーディングな結果を与えることになることを注意を促す。

第 4 章は、以上の点を踏まえ、日本、米国、欧州のイールドカーブの連関について実証分析を行う。まず、最初に、主成分分析を行い、寄与率に応じてイールドカーブの変動を良く説明する上位 3 個の主成分を抽出する。

Litterman and Scheinkman (1991)によれば、第 1 主成分はイールドカーブの平行シフト(level)、第 2 主成分はその傾き(slope)、そして、第 3 主成分はその曲率(curvature)を説明する主成分とされ、下田(2014a)では、第 1 主成分をイールドカーブ全体の変動を捉える指標とした。本章では、第 1、第 2、第 3 の 3 個の主成分を求めるが、イールドの変動を説明する割合(累積寄与率)から、第 1 主成分と第 2 主成分に着目して分析する。

一般にイールドのデータは単位根を持つことが知られている。従って、イールドの線形結合である主成分も単位根を有する。そこで、日米欧のイールドカーブ間に長期的な関係が存在するかどうかを共和分検定で確認する。そして、共和分関係の有無に応じて適正な VAR モデルを選択し、VAR モデルの推定を行う。

最後に、VAR モデルを平均値式(mean equation)として、各国のイールドカーブ間の動学的相関分析を行う。動学的相関分析は、サブプライムローンの問題、ベアスターンズの

破綻など、2008年のリーマンショック前の米国の急速な景気悪化が、日米欧のイールドカーブの相関に短期的にどのような影響を与えたかを明らかにする。

4.2 主成分分析とDCCによるイールドカーブの国際連関分析

4.2.1 分析データ

第4章では、日本、米国、欧州のイールドカーブのデータを使用する。イールドのデータは、1年を超えるイールドはISDA(国際スワップ・デリバティブズ協会)による金利スワップレート(2年物、3年物、4年物、5年物、7年物、10年物)、1年以下のイールドは英国銀行協会(British Bankers Association)のLIBOR²⁷(3ヵ月物、6ヵ月物、1年物)である。データは週次データ(日次の平均)、サンプル期間は1999年1月25日から2013年7月8日であり。サンプル数は755である²⁸。

表 4.1 日本、米国、欧州のイールドデータに関する基礎統計

日本									
満期	3ヶ月	6ヶ月	1年	2年	3年	4年	5年	7年	10年
平均	0.2800	0.3524	0.4559	0.4579	0.5700	0.6967	0.8307	1.1043	1.4594
標準偏差	0.2757	0.2995	0.3425	0.3040	0.3309	0.3606	0.3884	0.4208	0.4208
歪度	1.3721	1.0138	0.5525	0.8840	0.7353	0.5533	0.4001	0.2088	0.0401
尖度	3.6942	2.9996	2.1967	2.7544	2.4252	2.1133	1.9488	2.0081	2.3240
米国									
満期	3ヶ月	6ヶ月	1年	2年	3年	4年	5年	7年	10年
平均	2.6921	2.8270	3.0458	3.1587	3.4409	3.6847	3.8942	4.2181	4.5288
標準偏差	2.1578	2.1021	2.0067	2.0577	1.9616	1.8658	1.7749	1.6252	1.4871
歪度	0.4174	0.4311	0.4794	0.2813	0.1495	0.0532	-0.0091	-0.0720	-0.1096
尖度	1.6917	1.7290	1.8507	1.8801	1.9780	2.0847	2.1844	2.3268	2.4220
欧州									
満期	3ヶ月	6ヶ月	1年	2年	3年	4年	5年	7年	10年
平均	2.5745	2.6880	2.8512	2.9696	3.1571	3.3304	3.4856	3.7507	4.0285
標準偏差	1.4602	1.3993	1.3458	1.3527	1.3155	1.2737	1.2313	1.1673	1.1035
歪度	0.0239	0.0801	0.1266	-0.0979	-0.2313	-0.3175	-0.3633	-0.3856	-0.3785
尖度	1.9182	1.9776	2.0187	2.0344	2.1941	2.3414	2.4508	2.5618	2.5871

(注) 単位は%である。データの出所は、3ヵ月物、6ヵ月物、1年物のイールドは英国銀行協会(British Bankers Association)、2年物、3年物、4年物、5年物、7年物、10年物のイールドはISDA(国際スワップ・デリバティブズ協会)である。週次データは、各週営業日の平均値を用いた。これらデータは、EcoWin(Thomson Reuter)より検索したデータである。

²⁷ London Interbank Offered Rates

²⁸ これらデータは、EcoWin(Thomson Reuter)より検索したデータである。

表 4.1 は、日本、米国、欧州のイールドデータに関する基礎統計である。図 4.1 は、表 4.1 の日米欧のイールドの平均値をグラフにしたものである。サンプル期間において、各満期の欧米のイールド水準は、日本より高いことが分かる。これは、2 国、1 地域の金融政策、そして、マクロ経済政策の相違によると推測され、特に、日本のイールド水準は、バブル経済崩壊後の金融緩和策による低金利を反映している。

次に、図 4.2 は、表 4.1 おけるイールドの平均値、標準偏差を用いて、日米欧のイールドの変動係数 (coefficients of variation) (平均値 1 単位あたりの標準偏差) を計算して、それらをグラフ化したものである。その結果、イールドの変動係数は、それら 2 国、1 地域において、満期が、長期化するに従って減少する傾向にあることが分かる。しかし、満期が短期の場合、欧州イールドのボラティリティは、短期において日米より低く、長期では、日米欧のボラティリティが、ほぼ同じレベルであることを意味する。

さらに、イールドの歪度から、イールドのヒストグラムは、日米欧において、やや異なるものになっている。日本の歪度は、各満期において正の値 (右の裾が長く) であるが、米国は、長期 (5-7 年) において負の値 (左の裾が長く) となり、欧州は、中長期 (2-10 年) において負の値をとる。また、尖度から、米国、欧州のイールドは、満期が長期化するに従い、正規分布に近づくが、一方、日本のイールドには、その様な傾向は観察されない。

図 4.1 日米欧イールドカーブの比較 (平均値)

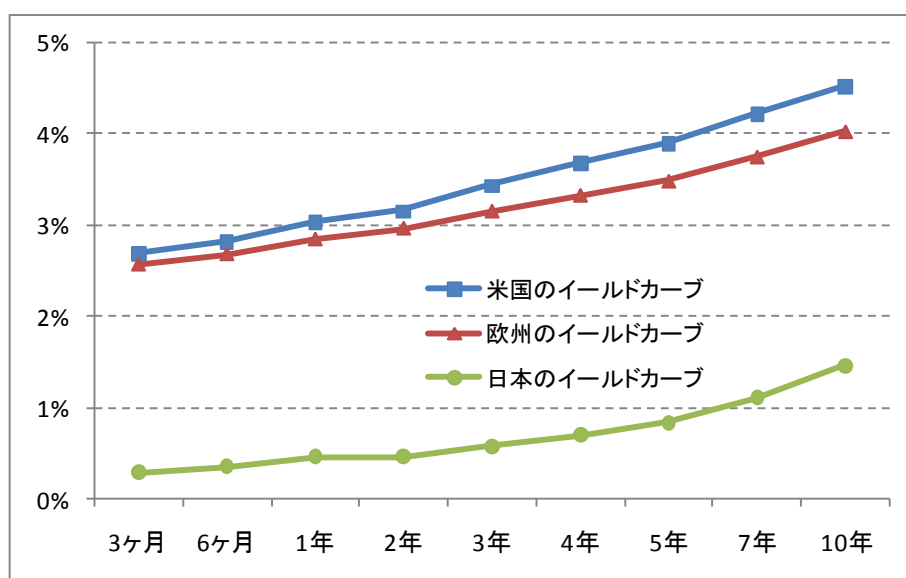
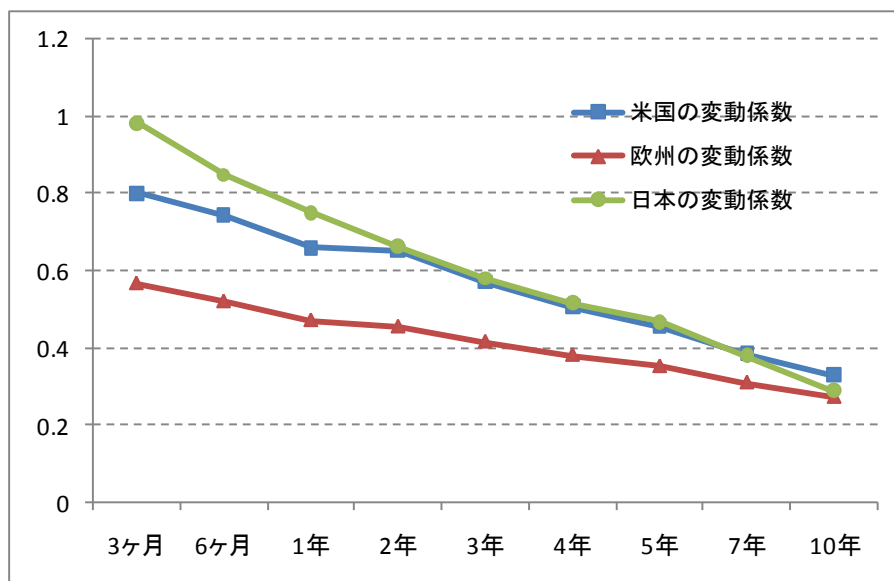


図 4.2 変動係数の推移



4.2.2 分析モデル

本節では、日本、米国、欧州のイールドカーブの連関について実証分析を行う。連関の分析は、イールドカーブの動学的相関 (Dynamic Conditional Correlation, DCC、Engle(2002)) である。

そして、分析の特徴は、主成分分析を行い、寄与率に応じて第 1 主成分、第 2 主成分の上位 2 つの主成分を抽出し、それら主成分を用いてイールドカーブの全体的な変化の連関について分析する。実証手順は以下の通りである。

(1) イールドカーブ全体の変動を表す変数を抽出するため、主成分分析を用いる。主成分分析によって得られた第 1 主成分、第 2 主成分をイールドカーブ全体の変動を説明する代理変数とする。

主成分分析ではデータの定常性が求められる。そこで、最初に、主成分を構成する各イールドデータの単位根 (unit root) 検定を行う。イールドデータが単位根を持つことを確認した上で、イールドカーブの主成分分析は、イールドの階差データを用いて行う²⁹。

(2) 階差をとったイールド変数の主成分分析を行う。その結果、得られた階差の主成分か

²⁹ 一般的に、主成分分析によるイールドカーブの分析はファイナンスの分野で盛んであるが、その場合、イールドが単位根を持つことを考慮していない分析が多い。

ら、レベルの第 1 主成分、第 2 主成分のデータを作成(複製)する。これら主成分は、データの作成上、単位根を持つ。次いで、日米欧のレベル主成分の共和分検定(Johansen 検定)を行う。

もし、共和分関係が存在しなければ、階差 VAR(Vector Autoregressive)モデルを推定する。また、共和分関係が存在すれば、VEC(Vector Error Correction)モデルを推定する。日米欧のレベル主成分が共和分関係にあれば、それらのイールドカーブは長期的に安定した関係にあることを示唆する。

(3) 日米欧のイールドカーブの変動の代理変数である、第 1 主成分、第 2 の主成分の動学的相関係数(DCC)を求め、その推移を確認する。

以下、数式によって簡単に実証手順を説明する。

主成分分析

まず、レベル主成分を以下のように定義する。

$$(4.1) \quad F_t = \sum_{i=1}^n c_i R_{it}$$

c_i は結合係数である。例えば、第 1 主成分の場合、ここで、 F_t は t 時点のレベルの第 1 主成分、 R_{it} は t 時点の満期 i のイールド、 n はイールドカーブを構成するイールドの数である。イールド変数 R_{it} が単位根を持つことを確認した後に、イールドの階差をとって主成分分析を行う。すなわち、

$$(4.2) \quad \Delta F_t = \sum_{i=1}^n c_i \Delta R_{it}$$

主成分分析によって主成分ベクトルを推定し、階差の第 1 主成分を得る。主成分分析の結果から、第 1 主成分はイールドカーブ全体の変動を表す変数である。すなわち、イールドカーブを平行シフトさせる変数である。

階差の第 1 主成分が得られると、レベルの第 1 主成分は、以下の関係から導出される。

$$(4.3) \quad F_t = F_{t-1} + \Delta F_t \quad F_0 = \sum_{i=1}^n c_i R_{i0}$$

あるいは、

$$(4.4) \quad F_t = \sum_{i=1}^n c_i R_{it}$$

共和分分析と VAR モデル

日本、米国、欧州の任意の 2 国間の主成分に関する共和分分析を行う。以下では、日本と米国のレベルの第 1 主成分を用いて説明する。もし、両国のレベルの第 1 主成分の間に共和分関係が存在すれば、両国のイールドカーブが長期的に安定した関係にあることを示唆する。

動学的相関分析を行う前に、VAR モデルを推定する必要がある。共和分関係が存在しなければ、階差主成分の VAR モデルを推定する。また、共和分関係が存在すれば、VEC モデルを推定する。以下の実証結果では、日本と米国のレベルの第 1 主成分間に共和分関係にないことが明らかにされるので、推定する VAR モデルは、以下の通り、階差 VAR モデルとなる。

$$(4.5) \quad \Delta F_{Jt} = a_{J0} + \sum_{k=1}^p a_{Jk} \Delta F_{Jt-k} + \sum_{k=1}^p b_{Jk} \Delta F_{At-k} + u_{Jt}$$

$$(4.6) \quad \Delta F_{At} = a_{A0} + \sum_{k=1}^p a_{Ak} \Delta F_{Jt-k} + \sum_{k=1}^p b_{Ak} \Delta F_{At-k} + u_{At}$$

ここで、変数の下の添え字は、 J なら日本、 A なら米国を意味する。 p はラグ次数である。 a_{i0} , $a_{ik}(k=1,2,\dots,p)$, $b_{ik}(k=1,2,\dots,p)$ ($i=j,A$)は係数パラメータ、 u_{Jt} , u_{At} は誤差項である。

動学的相関分析

階差 VAR モデルをボラティリティ分析の平均値式 (mean-equation) として動学的相関係数 (DCC) を求める。階差主成分は各国のイールドカーブの全体の変動を捉える変数である。したがって、その独立ショックは、各国、それぞれのイールドカーブの独立ショックを意味する。

次に、Engle(2002)に従って、動学的相関係数 (DCC) を定式化するが、その際、各国のイールドカーブの階差主成分の誤差項は、それぞれの分散は一定だが、互いの誤差項の相関は時变的であると仮定する。日米の場合、(4.5)式、(4.6)式の誤差項 u_{Jt}, u_{At} を以下のように想定する。すなわち、

$$(4.7) \quad u_{At} = \sigma_A \varepsilon_{At}$$

$$(4.8) \quad u_{Jt} = \sigma_J (\rho_{JA,t} \varepsilon_{At} + \sqrt{1 - \rho_{JA,t}^2} \varepsilon_{Jt})$$

ここで、 $\varepsilon_{At}, \varepsilon_{Jt}$ はそれぞれ米国、日本の独立ショックである。互いに相関がなく、平均 0、分散 1 の標準正規分布に従うと想定する。したがって、誤差項 u_{Jt}, u_{At} は平均 0、分散 σ_J^2, σ_A^2 の正規分布に従う。また、 $\rho_{JA,t}$ は誤差項 u_{Jt}, u_{At} の相関係数である。すなわち、

$$(4.9) \quad \rho_{JA,t} = \frac{E(u_{Jt}, u_{At})}{\sqrt{E(u_{Jt}^2)} \sqrt{E(u_{At}^2)}}$$

である。(4.7)式、(4.8)式では、米国の独立ショック ε_{At} は日本の誤差項 u_{Jt} に影響を与えるが、日本の独立ショック ε_{Jt} は米国の誤差項 u_{At} に影響を与えない。

最後に、Engle(2002)に従って、動学的相関係数 (DCC) を次の様に定義する。

$$(4.10) \quad \xi_{Jt} = \frac{u_{Jt}}{\sigma_J}, \quad \xi_{At} = \frac{u_{At}}{\sigma_A}$$

$$(4.11) \quad q_{ij,t} = (1 - \alpha - \beta) q_{ij,t} + \alpha \xi_{it-1} \xi_{jt-1} + \beta q_{ij,t-1} \quad (i, j = J, A)$$

$$(4.12) \quad \rho_{JA,t} = \frac{q_{JA,t}}{\sqrt{q_{JJ,t}}\sqrt{q_{AA,t}}}$$

4.3 分析結果

最初に、日本、米国、欧州の各イールドが単位根 (unit root) を持つ時系列データであるかを確認する。単位根検定として Augmented Dickey Fuller 検定 (ADF 検定) を、最初に、レベル変数のイールドに対して、<切片項あり>と<切片項なし>の 2 つ場合について行った。そこで、単位根が認められた場合には、階差についても同様の単位根検定を行った。検定結果は、表 4.2 の通りである。5%の有意水準を採用すれば、日米ともレベルのイールドはすべて単位根を有し、階差のイールドは定常であることがわかる。

表 4.2 イールドの単位根検定 (ADF 検定)

(レベル変数)

	日本		米国		欧州	
	切片項あり	切片項なし	切片項あり	切片項なし	切片項あり	切片項なし
3か月物	-1.472960(1)	-1.328748(1)	-0.892767(1)	-1.481477(1)	-0.836908(3)	-1.068849(3)
6か月物	-1.311737(1)	-1.102271(1)	-0.853059(1)	-1.476831(1)	-0.864106(3)	-1.040544(3)
1年物	-1.046446(1)	-0.734407(1)	-0.822594(1)	-1.484797(1)	-0.858646(3)	-0.994494(3)
2年物	-1.736529(1)	-1.372416(1)	-0.709590(1)	-1.487280(1)	-0.622445(3)	-0.966242(3)
3年物	-2.104960(1)	-1.585961(1)	-0.762337(1)	-1.393332(1)	-0.622445(1)	-0.928933(1)
4年物	-2.330806(1)	-1.686048(1)*	-0.846729(1)	-1.312380(1)	-0.326127(1)	-0.922367(1)
5年物	-2.474384(1)	-1.719854(1)*	-0.936987(1)	-1.241454(1)	-0.336559(1)	-0.918806(1)
7年物	-2.705573(1)*	-1.702356(1)*	-1.079795(1)	-1.131829(1)	-0.326626(1)	-0.923007(1)
10年物	-2.778572(1)*	-1.542692(1)	-1.200126(1)	-1.029250(1)	-0.366097(1)	-0.929872(1)

(階差変数)

	日本		米国		欧州	
	切片項あり	切片項なし	切片項あり	切片項なし	切片項あり	切片項なし
3か月物	-19.59580(0)***	-19.60224(0)***	-13.23074(0)***	-13.17435(0)***	-8.839291(2)***	-8.809530(2)***
6か月物	-16.08946(0)***	-16.09561(0)***	-15.45894(0)***	-15.40728(0)***	-8.565350(2)***	-8.537364(2)***
1年物	-16.69846(0)***	-16.70896(0)***	-18.43355(0)***	-18.38572(0)***	-9.514904(2)***	-9.492720(2)***
2年物	-21.64240(0)***	-21.64793(0)***	-21.09239(0)***	-21.04151(0)***	-12.16417(2)***	-12.14258(2)***
3年物	-22.16291(0)***	-21.16403(0)***	-21.38894(0)***	-21.35184(0)***	-21.74098(0)***	-21.72697(0)***
4年物	-22.65802(0)***	-22.65570(0)***	-21.51404(0)***	-21.48760(0)***	-21.82117(0)***	-21.80796(0)***
5年物	-22.92658(0)***	-22.92189(0)***	-21.65399(0)***	-21.63548(0)***	-21.89038(0)***	-21.87768(0)***
7年物	-22.98114(0)***	-22.97381(0)***	-21.51786(0)***	-21.50832(0)***	-22.10632(0)***	-22.09319(0)***
10年物	-22.84971(0)***	-22.84129(0)***	-21.63723(0)***	-21.63379(0)***	-22.80045(0)***	-22.73409(0)***

注) 帰無仮説は単位根。***は 1%、**は 5%、*は 10%の有意水準で帰無仮説を棄却。()の中は、Akaike 情報基準に基づく最適ラグ。

次に、日米欧のイールドカーブの主成分分析を行う。Litterman and Scheinkman (1991)によれば、イールドカーブの変動に影響を与える主成分のうち、第 1 主成分はイールドカーブの平行シフト、第 2 主成分はイールドカーブの傾きの変化、第 3 主成分はイールドカーブの曲率(曲がり具合の程度)の変化を捉えると言われている。以下では、それら 3 つの主成分のうち、イールドカーブの平行シフトをもたらす第 1 主成分、イールドカーブの傾きの変化を表す第 2 主成分に注目する。

前述の通り、日米欧のイールドデータは、レベル変数では、単位根を有するため、階差変数を用いて主成分分析を行った³⁰。表 4.3 は、日本、米国、欧州の階差イールドに対して行った、主成分分析の結果と階差イールドの相関係数行列である。表 4.3.1 は日本、表 4.3.2 は米国、表 4.3.3 は欧州の結果である。

主成分分析により抽出される主成分の数は、イールドの数と同じだけ計算される。従って、日米欧、それぞれ、イールドの数は 9 個なので、主成分の数も 9 個である。各表の PC1 ~ PC9 において、PC1 が第 1 主成分、PC2 が第 2 主成分、以下、同様である。また、9 個の主成分の内、イールドカーブの変動について最も説明力が高いのは PC1 であり、次いで PC2、・・・PC9 の順となる。

³⁰ 単位根を有するイールドの線形結合の主成分が定常になることはないことを、以下で証明しておく。主成分分析のイールドの係数ベクトルは、基準化した階差イールドの分散共分散行列(あるいは、相関係数行列)の固有ベクトルである。例えば、以下の 2 変数のイールド R_{1t}, R_{2t} が共和分関係にあるとする。以下のモデルを想定する。

$$\begin{aligned} R_{1t} &= a_1 CF_t + u_{1t} \\ R_{2t} &= a_2 CF_t + u_{2t} \\ CF_t &= CF_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

ここで、 CF_t は単位根を持つ common factor、 $u_{1t}, u_{2t}, \varepsilon_t$ は定常攪乱項である。上のモデルで、共和分ベクトルは $(a_2, -a_1)$ である。一方、主成分のイールドの係数ベクトルは各イールドの階差、すなわち、 $\Delta R_{1t} = a\varepsilon_t + u_{1t} - u_{1t-1}$, $\Delta R_{2t} = a_2\varepsilon_t + u_{2t} - u_{2t-1}$ の分散共分散行列の固有ベクトルである。明らかに、共和分ベクトルはイールドの階差の分散共分散行列の固有ベクトルとは一致しない。したがって、イールドの線形結合からなる主成分の係数ベクトルは共和分ベクトルではないので、たとえイールドが共和分関係にあるとしても、単位根を有するイールドの線形結合の主成分が定常になることはない。

表 4.3.1 から表 4.3.3 は各国のイールド(階差)相関行列とイールド(階差)の主成分分析の結果である。表の見方は、例えば表 4.3.1 の日本の場合、第 1 主成分 PC1 が、各満期のイールドに与える影響(PC1 が 1 単位増えればイールドは何%変化するか)は、3ヶ月満期で 0.1617%、1 年満期で 0.2460%、…、10 年満期で 0.3434%上昇させることを意味する。

表 4.3.1 日本のイールドカーブ(イールドの階差)の相関行列と主成分分析の結果

日本のイールド(階差)の相関行列

	3ヵ月	6ヵ月	1年	2年	3年	4年	5年	7年	10年
3ヵ月	1.0000								
6ヵ月	0.8698	1.0000							
1年	0.7627	0.9270	1.0000						
2年	0.3409	0.4681	0.5886	1.0000					
3年	0.2557	0.3685	0.4947	0.9694	1.0000				
4年	0.1981	0.2977	0.4198	0.9129	0.9824	1.0000			
5年	0.1557	0.2409	0.3569	0.8512	0.9443	0.9879	1.0000		
7年	0.0971	0.1611	0.2649	0.7397	0.8529	0.9257	0.9702	1.0000	
10年	0.0601	0.1062	0.1983	0.6465	0.7632	0.8474	0.9076	0.9754	1.0000

日本のイールド(階差)の主成分分析結果

Variable	PC 1	PC 2	PC 3	PC 4	PC 5	PC 6	PC 7	PC 8	PC 9
3ヵ月	0.1617	0.5384	0.3894	0.6820	0.1702	-0.1955	-0.0027	-0.0001	-0.0039
6ヵ月	0.2043	0.5469	0.0919	-0.2400	-0.5156	0.5716	0.0170	0.0121	0.0071
1年	0.2460	0.4824	-0.1166	-0.5930	0.3298	-0.4823	0.0073	-0.0043	-0.0016
2年	0.3818	0.0278	-0.5178	0.1899	0.4342	0.4084	-0.3473	-0.2584	-0.0814
3年	0.3970	-0.0696	-0.3454	0.1675	-0.0524	-0.0263	0.3899	0.6177	0.3914
4年	0.3986	-0.1349	-0.1396	0.1015	-0.3165	-0.2308	0.2999	-0.1416	-0.7279
5年	0.3925	-0.1810	0.0545	0.0313	-0.3558	-0.2748	-0.1322	-0.5492	0.5366
7年	0.3706	-0.2344	0.3510	-0.1066	-0.0688	-0.0598	-0.6569	0.4600	-0.1470
10年	0.3434	-0.2585	0.5415	-0.1969	0.4167	0.3203	0.4337	-0.1353	0.0268

表 4.3.2 米国のイールドカーブ(イールドの階差)の相関行列と主成分分析の結果

米国のイールド(階差)の相関行列

	3ヵ月	6ヵ月	1年	2年	3年	4年	5年	7年	10年
3ヵ月	1.0000								
6ヵ月	0.9157	1.0000							
1年	0.7487	0.9172	1.0000						
2年	0.4303	0.6505	0.8490	1.0000					
3年	0.3694	0.5769	0.7817	0.9776	1.0000				
4年	0.3299	0.5275	0.7296	0.9430	0.9889	1.0000			
5年	0.3015	0.4904	0.6868	0.9070	0.9671	0.9935	1.0000		
7年	0.2725	0.4467	0.6295	0.8489	0.9274	0.9690	0.9882	1.0000	
10年	0.2391	0.3988	0.5677	0.7823	0.8699	0.9248	0.9563	0.9875	1.0000

米国のイールド(階差)の主成分分析結果

Variable	PC 1	PC 2	PC 3	PC 4	PC 5	PC 6	PC 7	PC 8	PC 9
3ヵ月	0.2029	0.6119	0.4449	0.5343	0.3132	0.0486	0.0204	-0.0072	-0.0021
6ヵ月	0.2719	0.5272	0.0465	-0.3139	-0.7392	0.0239	-0.0154	0.0149	0.0029
1年	0.3279	0.3397	-0.3389	-0.5408	0.5647	-0.2234	-0.0298	0.0083	0.0046
2年	0.3641	-0.0225	-0.5021	0.2338	-0.0032	0.6325	0.3571	-0.1451	-0.1072
3年	0.3702	-0.1205	-0.2688	0.3048	-0.0822	-0.0756	-0.6964	0.0095	0.4309
4年	0.3690	-0.1790	-0.0637	0.2067	-0.0894	-0.3552	-0.0436	0.3784	-0.7112
5年	0.3641	-0.2154	0.0955	0.0869	-0.0706	-0.3905	0.6009	0.1575	0.5108
7年	0.3538	-0.2501	0.3131	-0.1061	-0.0033	-0.1149	-0.0467	-0.8089	-0.1821
10年	0.3373	-0.2760	0.4995	-0.3383	0.1296	0.4995	-0.1441	0.3951	0.0547

表 4.3.3 欧州のイールドカーブ(イールドの階差)の相関行列と主成分分析の結果

欧州のイールド(階差)の相関行列

	3ヵ月	6ヵ月	1年	2年	3年	4年	5年	7年	10年
3ヵ月	1.0000								
6ヵ月	0.9375	1.0000							
1年	0.8096	0.9348	1.0000						
2年	0.4272	0.6004	0.7718	1.0000					
3年	0.3596	0.5342	0.7180	0.9805	1.0000				
4年	0.3237	0.4970	0.6834	0.9497	0.9904	1.0000			
5年	0.2974	0.4677	0.6525	0.9150	0.9700	0.9938	1.0000		
7年	0.2495	0.4109	0.5872	0.8436	0.9160	0.9580	0.9822	1.0000	
10年	0.1879	0.3355	0.4986	0.7446	0.8301	0.8868	0.9268	0.9798	1.0000

欧州のイールド(階差)の主成分分析結果

Variable	PC 1	PC 2	PC 3	PC 4	PC 5	PC 6	PC 7	PC 8	PC 9
3ヵ月	0.2060	0.5959	0.2857	0.6245	-0.0273	0.3607	-0.0057	0.0018	0.0001
6ヵ月	0.2664	0.5239	0.0989	-0.1800	0.0818	-0.7782	0.0063	0.0050	0.0020
1年	0.3203	0.3743	-0.1305	-0.6925	-0.1350	0.4913	0.0321	-0.0064	-0.0040
2年	0.3662	-0.0401	-0.5292	0.1486	0.6267	0.0597	-0.4011	0.0621	-0.0323
3年	0.3723	-0.1254	-0.3381	0.1815	-0.0522	-0.0432	0.7018	-0.3337	0.2998
4年	0.3727	-0.1713	-0.1431	0.1327	-0.3746	-0.0746	0.1127	0.3671	-0.7073
5年	0.3695	-0.2019	0.0330	0.0712	-0.4545	-0.0690	-0.3796	0.3154	0.6014
7年	0.3564	-0.2469	0.3294	-0.0300	-0.0890	-0.0128	-0.3334	-0.7343	-0.2104
10年	0.3301	-0.2861	0.6060	-0.1393	0.4733	0.0840	0.2783	0.3336	0.0525

第 1 主成分の上昇は各イールドをほぼ同様に上昇させるので、イールドカーブを平行シフトさせるファクターである。同様に、第 2 主成分 PC2 の上昇は、3 ヶ月満期から 2 年満期までのイールドを上昇させるが、3 年満期からはイールドを減少させる。したがって、第 2 主成分 PC2 はイールドカーブの傾きに影響を与えるファクターである。第 3 主成分 PC3 の上昇は、3 ヶ月満期、6 か月満期を上昇させるが、1 年満期から 4 年満期まで減少させ、5 年満期、7 年満期、10 年満期は再び上昇させる。このような第 3 主成分は、イールドカーブの曲率に影響を与えるファクターである。

各主成分 PC1~PC9 のイールドカーブの変動の説明力は、イールドの満期に応じて異なる。上位 3 個の主成分(PC1P~C3)の影響と満期の関係について、図 4.3.1 は日本の場合、図 4.3.2 は米国の場合、そして、図 4.3.3 は欧州の場合を示したものである。

図 4.3.1、図 4.3.2、図 4.3.3 は表 4.3.1、表 4.3.2、表 4.3.3 で示された第 1 主成分、第 2 主成分、第 3 主成分の各イールドへの影響を図示したものである。それら図から、いずれの国においても、第 1 主成分がイールドカーブを平行シフトさせるファクター、第 2 主成分がイールドカーブの傾きを変えるファクター、第 3 主成分がイールドカーブの曲率を変えるファクターであることが確認できる。

図 4.3.1 日本の上位 3 主成分の各満期のイールドへの影響

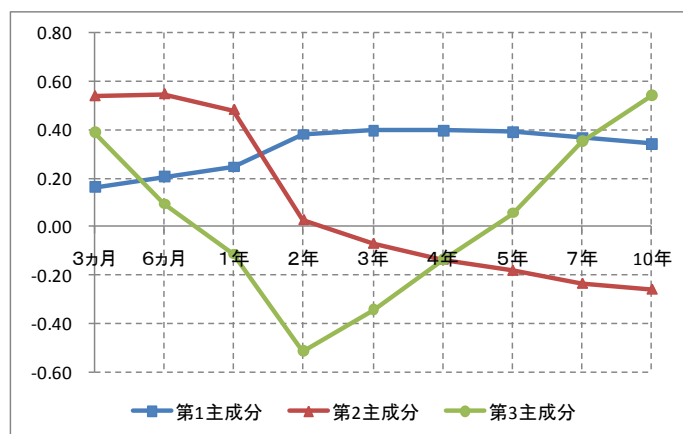
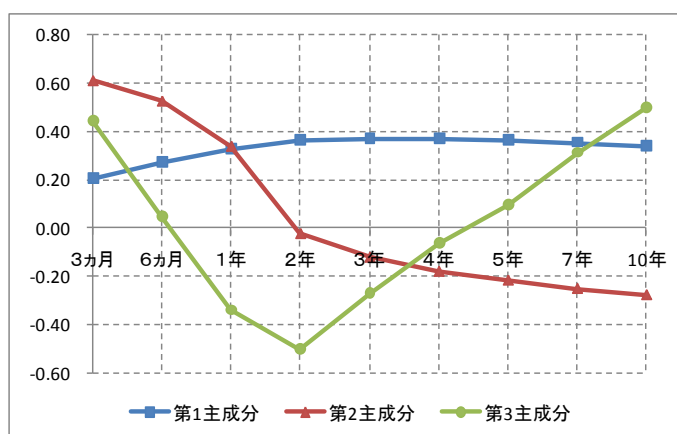


図 4.3.2 米国の上位 3 主成分の各満期のイールドへの影響



4.3.2 欧州の上位 3 主成分の各満期のイールドへの影響

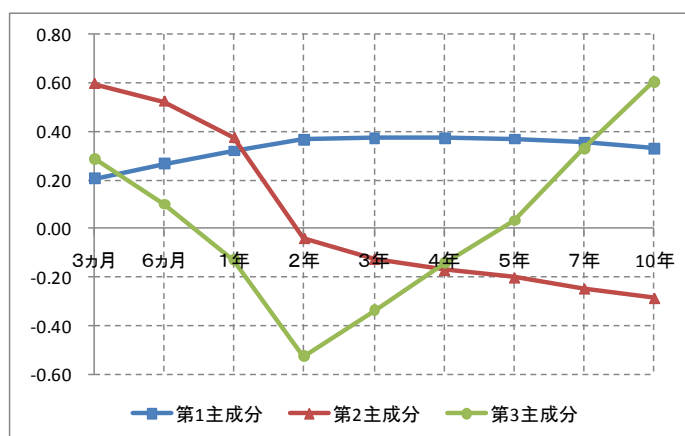


表 4.4 は、主成分分析の結果から、第 1 主成分 PC1、第 2 主成分 PC2、第 3 主成分 PC3 を含む 9 個の主成分の固有値、イールドカーブの変動を説明する寄与率、そして、そ

の累積寄与率を示したものである。第 1 主成分の説明力は、米国が一番高く、76.6%、欧州、74.8%、日本、65.7%と続く。第 1 主成分と第 2 主成分による、累積の説明力でも、米国が一番高く、95.4%、欧州、95.2%、そして、日本、92.1%である。

前述の通り、主成分は、イールドの満期と同数の 9 個計算されるが、表 4.4 から、上位 3 個の第 1、第 2、第 3 の主成分で、イールド変動のほとんどを説明されることが分かる。その割合は、米国が、98.6%、欧州、98.5%、そして、日本、96.7%である。

表 4.4 各主成分(PC1~PC9)のイールドカーブの説明力

	主成分	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8	PC9
日本	固有値	5.9091	2.3784	0.4187	0.1925	0.0479	0.0445	0.0071	0.0015	0.0002
	寄与率	0.6566	0.2643	0.0465	0.0214	0.0053	0.0049	0.0008	0.0002	0.0000
	累積寄与率	0.6566	0.9208	0.9674	0.9887	0.9941	0.9990	0.9998	1.0000	1.0000
米国	固有値	6.8960	1.6941	0.2943	0.0744	0.0211	0.0149	0.0037	0.0012	0.0003
	寄与率	0.7662	0.1882	0.0327	0.0083	0.0023	0.0017	0.0004	0.0001	0.0000
	累積寄与率	0.7662	0.9544	0.9872	0.9954	0.9978	0.9994	0.9998	1.0000	1.0000
欧州	固有値	6.7306	1.8409	0.2961	0.0868	0.0233	0.0187	0.0029	0.0006	0.0001
	寄与率	0.7478	0.2045	0.0329	0.0096	0.0026	0.0021	0.0003	0.0001	0.0000
	累積寄与率	0.7478	0.9524	0.9853	0.9949	0.9975	0.9996	0.9999	1.0000	1.0000

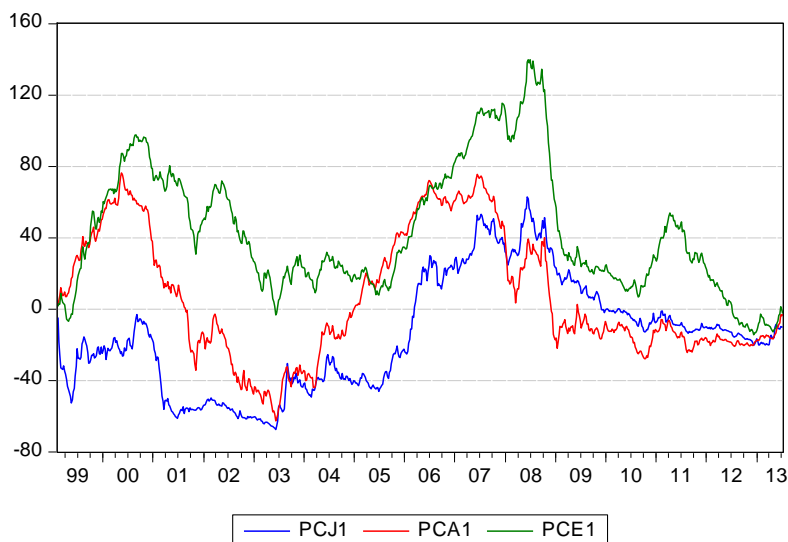
次に、日本、米国、欧州のレベルの主成分を作成する。表 4.3 の主成分分析の結果から、日米欧のイールドカーブの階差の第 1 主成分から第 9 主成分 $\Delta F_{it}(i=1,2,\dots,9)$ を求めることができる。ここで、 $\Delta F_{it}(i=1,2,\dots,9)$ は表 4.3.1、表 4.3.2、表 4.3.3 の主成分 PC1~PC9 である。表 4.3.1、表 4.3.2、あるいは表 4.3.3 の下段の行列を $H((9 \times 9)$ 行列) とおくと、以下の関係が成立する。

$$(4.13) \quad \Delta R_t = H \Delta F_t$$

ΔF_t は階差の主成分 $\Delta F_{it}(i=1,2,\dots,9)$ のベクトル $((9 \times 1)$ の列ベクトル) で、 ΔR_t は階差のイールド $\Delta R_{it}(i=1,2,\dots,9)$ のベクトル $((9 \times 1)$ のベクトル) である。(12) 式から、 $\Delta F_t = H^{-1} \Delta R_t$ の関係に書き直すことで、階差の主成分を求めることができる。そして、階差の主成分が求まると、(4.4) 式の関係から、レベルの主成分 $F_{it}(i=1,2,\dots,9)$ を求めることができる。

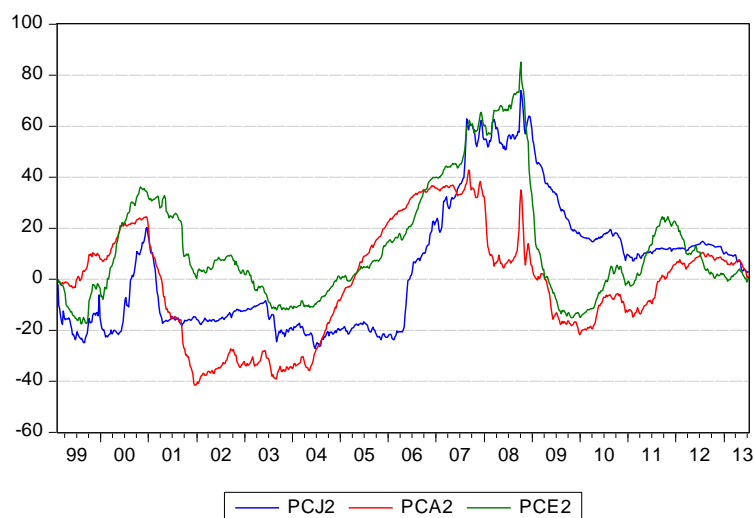
図 4.4.1 は、日本、米国、欧州のレベルの第 1 主成分、図 4.4.2 は、日米欧のレベルの第 2 主成分を図示したものである。なお、表 4.4 から、第 1 主成分と第 2 主成分により日米欧イールドの変動の 92-95% を説明されることが明らかなので、以下、それら 2 つの主成分に限定する。

図 4.4.1 日米欧のイールドカーブの第 1 主成分



(注) PCJ1-第1主成分(日本)、PCA1-第1主成分(米国)、PCE1-第1主成分(欧州)

図 4.4.2 日米欧のイールドカーブの第 2 主成分



(注) PCJ2-第2主成分(日本)、PCA2-第2主成分(米国)、PCE2-第2主成分(欧州)

日本、米国、欧州のレベルの第 1 主成分、第 2 主成分を求めた後、日米、日欧、欧米の各ペアの第 1、第 2 の主成分間に共和分関係が存在するかを、標準的な共和分検定である Johansen 検定を用いて確認した。その結果、表 4.5.1 では、欧米の第 1 主成分の間に、ひとつの共和分関係が存在すること示された。これは、欧米のイールドカーブに長期的

に安定した関係が存在することを明らかにしている。一方、日米、日欧のイールドカーブの第1主成分の間には共和分関係は認められなかった。

同様に、表4.5.2では、第2主成分について共和分関係の存在を確認し、その結果、日米、日欧、欧米のイールドカーブの第2主成分の間には共和分関係は認められなかった。なお、第3主成分の共和分関係については、第3主成分の寄与率が小さいこともあってか、トレース検定と最大固有値検定での結果が異なるなど、信頼できる結果が得られなかった。

表 4.5.1 日米欧の第1主成分の共和分検定(Johansen 検定)結果

第1主成分の共和分検定結果

(最大固有値検定)

	Hypothesized		Trace		
	No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
日米	None	0.0062	4.6390	15.8921	0.9173
	At most 1	0.0044	3.2946	9.1645	0.5271
日欧	None	0.0035	2.6061	15.8921	0.9962
	At most 1	0.0026	1.9451	9.1645	0.7886
欧米	None *	0.0320	24.1489	15.8921	0.0020
	At most 1	0.0113	8.4691	9.1645	0.0676

(トレース検定)

	Hypothesized		Trace		
	No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
日米	None	0.0062	7.9336	20.2618	0.8297
	At most 1	0.0044	3.2946	9.1645	0.5271
日欧	None	0.0035	4.5512	20.2618	0.9896
	At most 1	0.0026	1.9451	9.1645	0.7886
欧米	None *	0.0320	32.6180	20.2618	0.0006
	At most 1	0.0113	8.4691	9.1645	0.0676

(注) 5%の有意水準での検定。*は5%の有意水準で帰無仮説を棄却。

**は MacKinnon-Haug-Michelis の p 値。

表 4.5.2 日米欧の第2主成分の共和分検定(Johansen 検定)結果

第2主成分の共和分検定結果

(最大固有値検定)

	Hypothesized		Trace		
	No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
日米	None	0.0157	11.9280	15.8921	0.1902
	At most 1	0.0102	7.7220	9.1645	0.0932
日欧	None	0.0157	11.9280	15.8921	0.1902
	At most 1	0.0102	7.7220	9.1645	0.0932
欧米	None	0.0157	11.9280	15.8921	0.1902
	At most 1	0.0102	7.7220	9.1645	0.0932

(トレース検定)

	Hypothesized		Trace		
	No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
日米	None	0.0157	19.6500	20.2618	0.0605
	At most 1	0.0102	7.7220	9.1645	0.0932
日欧	None	0.0155	18.8560	20.2618	0.0771
	At most 1	0.0093	7.0637	9.1645	0.1231
欧米	None	0.0099	13.2666	20.2618	0.3429
	At most 1	0.0076	5.7639	9.1645	0.2098

(注) 5%の有意水準での検定。*は5%の有意水準で帰無仮説を棄却。

**は MacKinnon-Haug-Michelis の p 値。

以下では、VAR モデルを平均値式 (mean equation) として、日米、日欧、欧米の各ペアにおいて、第 1、第 2 の主成分間の動学的相関係数 (dynamic conditional correlation、DCC) を求める。なお、第 1 主成分、第 2 主成分の共和分検定 (Johansen 検定) をした結果、欧米の第 1 主成分間のみ共和分関係が確認されたので、欧米の第 1 主成分の場合のみ VEC (vector error correction、VEC) モデルを平均値式 (mean equation) として動学的相関係数を求める。それ以外の日米、日欧の第 1 主成分、そして、日米、日欧、欧米の第 2 主成分についての動学的相関係数は階差 VAR モデルを用いて求めた。

VAR モデルの誤差項の分散は、それぞれ一定であるが、誤差項同士は、互いに相関している。そこで、VAR モデルを構成する日米、日欧、欧米のイールドカーブの各ペアの第 1、第 2、第 3 の主成分の誤差を個別に最小二乗法により推定する。表 4.6.1 は、第 1 主成分、そして、表 4.6.2 は、欧米の第 1 主成分の VEC モデルの推定結果である。表 4.6.3 は、第 2 主成分の VAR モデルの推定結果である。

表 4.6.1 日米欧イールドカーブの階差第 1 主成分の VAR モデル推定結果

日米	C	ΔF_{Jt-1}	ΔF_{Jt-2}	ΔF_{At-1}	ΔF_{At-2}
ΔF_{Jt}	0.0142	0.1998	0.0788	0.1194	-0.0467
t-値	0.1730	5.2020	2.0802	3.4220	-1.3386
ΔF_{At}	-0.0072	-0.1068	0.0895	0.3126	0.0138
t-値	-0.0790	-2.5225	2.1243	8.0484	0.3549
日欧	C	ΔF_{Jt-1}	ΔF_{Jt-2}	ΔF_{Et-1}	ΔF_{Et-2}
ΔF_{Jt}	-0.0038	0.2417	0.0247	0.0585	-0.0168
t-値	-0.0449	6.1942	0.6397	1.5809	-0.4520
ΔF_{Et}	-0.0060	-0.0408	0.0467	0.3279	0.0403
t-値	-0.0668	-0.9890	1.1446	8.3664	1.0268

(注) ΔF_{Jt} は日本、 ΔF_{At} は米国、 ΔF_{Et} は欧州のイールドカーブの階差第 1 主成分、推定は最小二乗法による。ラグ次数の決定は Akaike 情報基準に従っている。

表 4.6.2 欧米イールドカーブの第 1 主成分の VEC モデル推定結果

欧米	Coint Eq	ΔF_{At-1}	ΔF_{At-2}	ΔF_{Et-1}	ΔF_{Et-2}
ΔF_{At}	-0.0041	0.2737	-0.0456	-0.0070	0.1080
t-値	-3.5837	5.1918	-0.8649	-0.1287	1.9953
ΔF_{Et}	-0.0005	0.1117	-0.1719	0.2372	0.1860
t-値	-0.4045	2.1769	-3.3531	4.4847	3.5313
共和分関係式	C	F_{At-1}	F_{Et-1}		
Coint Eq	1	1.5397	-73.4886		
t-値		3.2274	-2.7630		

(注) ΔF_{At} は米国、 ΔF_{Et} は欧州のイールドカーブの階差第 1 主成分、推定は最小二乗法による。ラグ次数の決定は Akaike 情報基準に従っている。

表 4.6.3 日米欧イールドカーブの階差第 2 主成分の VAR モデル推定結果

日米	C	ΔF_{Jt-1}	ΔF_{Jt-2}	ΔF_{At-1}	ΔF_{At-2}
ΔF_{Jt}	0.0047	0.3083	0.0214	0.2552	-0.0569
t-値	0.0922	8.1485	0.5728	5.3130	-1.1635
ΔF_{At}	0.0002	-0.0039	0.0015	0.5568	-0.0383
t-値	0.0045	-0.1299	0.0497	14.7049	-0.9933
日欧	C	ΔF_{Jt-1}	ΔF_{Jt-2}	ΔF_{Et-1}	ΔF_{Et-2}
ΔF_{Jt}	0.0050	0.3350	0.0130	0.1292	-0.0102
t-値	0.0956	8.7506	0.3396	2.8728	-0.2265
ΔF_{Et}	0.0007	0.0459	-0.0104	0.4247	0.0406
t-値	0.0152	1.4106	-0.3193	11.0977	1.0575
欧米	C	ΔF_{At-1}	ΔF_{At-2}	ΔF_{Et-1}	ΔF_{Et-2}
ΔF_{At}	0.0003	0.5836	-0.0746	-0.0540	0.0750
t-値	0.0072	14.2705	-1.8147	-1.4377	2.0026
ΔF_{Et}	0.0007	0.1533	-0.0734	0.3770	0.0692
t-値	0.0161	3.4387	-1.6361	9.2143	1.6932

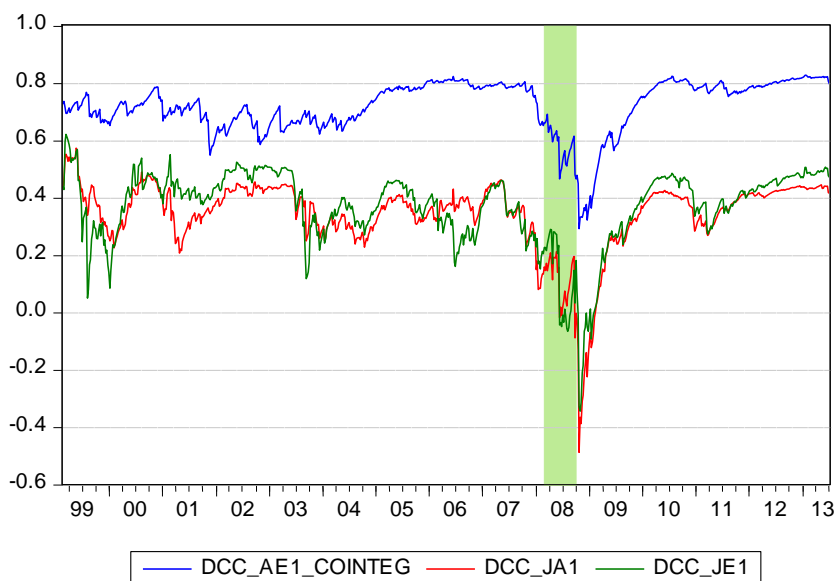
(注) ΔF_{Jt} は日本、 ΔF_{At} は米国、 ΔF_{Et} は欧州のイールドカーブの階差第 2 主成分、推定は最小二乗法による。ラグ次数の決定は Akaike 情報基準に従っている。

次に、前述の VAR モデルの推定残差を用いて、動学的相関係数を推定する。図 4.5.1 は、日米、日欧、欧米のイールドカーブの階差第 1 主成分の動学的相関係数を示したものである。図 4.5.1 を見ると、日米欧のイールドカーブの第 1 主成分から求めた動学的相関は、2008 年のリーマンショック前に大きくマイナスに向かい、そして、リーマンショック発生後の相関はプラスに向かっている。米国発の世界的ショックに対して、欧米のイールドカーブの連関は大きく変化することを明らかにしている。

これは、一時的ではあるが、日米欧の経済状況の変化の相違が、イールドカーブの変化に逆相関が生じた理由であると考えられる。米国では、2007 年頃からサブプライムローン問題が発生し、2008 年第 1 四半期の実質経済(GDP)成長率は、マイナス 1.8%に落ち込んだ。こうした、景気の悪化により長期金利は低下し、さらに、リーマンショックの発生により、金融環境は大きく金融緩和に向かい、それにより短期金利も低下した。

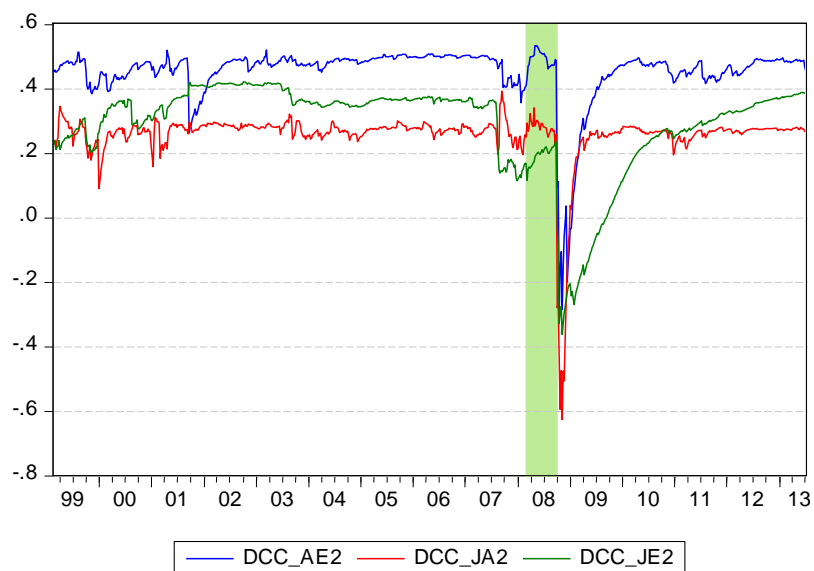
一方、日本は、バブル経済後のデフレ圧力に対処するため、1990 年代末から長年に渡り金融緩和の政策が取られ、リーマンショック前は好景気を維持していた。2008 年第 1 四半期の実質経済(GDP)成長率は、プラス 2.5%となり、現実経済に対する楽観的な期待が生じていた。リーマンショック直前までは、長期金利は引き上げられ、短期金利も 1%付近を変動していた。

図 4.5.1 日米欧のイールドカーブの階差第 1 主成分の動学的相関係数



(注) 網掛け部分は、2008年3月の米国大手金融機関のベアスターンズの破綻から、同年9月のリーマンブラザーズ証券の破綻までの期間を示す。
DCC_AE1_COINTEG-欧米間、DCC_JA1-日米間、DCC_JE1-日欧間

図 4.5.2 日米欧のイールドカーブの階差第 2 主成分の動学的相関係数



(注) 網掛け部分は、2008年3月の米国大手金融機関のベアスターンズの破綻から、同年9月のリーマンブラザーズ証券の破綻までの期間を示す。
DCC_AE2-欧米間、DCC_JA2-日米間、DCC_JE2-日欧間

さらに、欧州では、金融環境の変化として、1999年に欧州の単一通貨であるユーロが導入され、域内の金融政策は、欧州中央銀行（ECB）のもとに置かれた。ユーロが導入されたことで為替による調整メカニズムが失われ、財政面で加盟国間に格差が生じていたが、2008年、リーマンショックにより世界的な金融危機が引き起こされるまで、欧州経済は、世界的な経済成長の波に乗り好景気を維持していた。

また、図 4.5.1 では、欧米の第 1 主成分の動学的相関係数は、日米、日欧の動学的相関係数に比べ、そのレベルは、高い位置にあり、リーマンショック前の相関の落ち込みも、日米、日欧の相関より少なかった。

一方、日米、日欧の動学的相関は、そのレベルは、総じて高くないばかりか、非常に類似した推移を示している。日米欧イールドの第 2 主成分から求めた動学的相関においても、同様の状況が明らかにされる。

5 結語

本論文は、序章としての第 1 章から始まり、第 2 章から第 4 章まで、先行研究を参考にしながら、株式市場、イールドカーブの国際連関の分析を行った。

第 2 章は、1990 年代を中心とした株式市場の国際連関について分析した。Mun (2007) を参考に、米国、欧州（フランス、ドイツ、イタリア）、アジア太平洋地域（豪州、香港、日本、シンガポール）の主要株式市場の連関を、各国通貨建て、米国ドル建ての株式収益率を用いて分析した。

株式市場の国際連関に関する研究の多くは、米国ドル建ての各国の平均株価指数のデータが用いられ、各国の現地通貨建てのデータを用いた研究は稀である。現地通貨建てのデータを使うことで、ドル建て株式収益率のボラティリティを、現地通貨建て株式収益率のボラティリティと為替レート変化率のボラティリティに明確に分離することができる。(1) 主要国の米国ドル建て株式収益率のボラティリティに対する、対米国ドル為替レートの影響度、そして、(2) 主要国の米国ドル建ての株式収益率と米国の株式収益率との連関に対する、同国の対米国ドル為替レート変化率のボラティリティによる影響度について調べた。第 2 章での分析モデルとして、ボラティリティの非対称性を捉えることができる Nelson(1991)の 2 変量 EGARCH モデルを用いた。

実証結果から、総じて現地通貨建て株式収益率のボラティリティは米国ドル建て株式収益率のボラティリティよりも大きいことがわかった。このことは、為替レート変化率は現地通貨建ての株式収益率と負の相関を持つことを明らかにする。この点は、Mun (2007) や Fooladi and Rumsey (2006) の結果と同じである。また、為替レートの影響に関しては、豪州、日本などアジア太平洋地域は、為替レートのボラティリティが各国の米国ドル建て株式収益率のボラティリティを大きくし、逆に、フランス、ドイツなどの欧州地域では、為替レートのボラティリティが各国の米国ドル建て株式収益率のボラティリティを小さくしている。

各国の米国ドル建て為替レートと米国の株式収益率の相関係数については、欧州地域の国々はマイナスだが、アジア太平洋地域では日本を除いてプラスである。各国の米国ドル建て為替レートと米国の株式収益率の相関係数がマイナスということは、米国の株式収益率が上昇している時は、各国の為替レートは対米国ドルに対して自国通貨安の時が多いことを意味している。その原因の 1 つとして、米国の株式収益率がプラス(マイナス)の時は各国から米国へ資本流出が起こる可能性が考えられる。このことは、資本移動の活発さを示

峻するものである。したがって、実証結果は、欧州と米国、日本と米国での資本取引の活発化を表していると解釈できる。

第2章では、1990年代の欧州での金融統合の影響を分析対象とするが、実証結果は、1990年代に金融統合が進んで株式市場のボラティリティが高まっていることを明らかにした。欧州の金融市場は金融統合が進んだことにより、明らかに株式市場のボラティリティは高まっている。

次に、上記のモデルを株式データの系列相関に対応したものに拡張して国際連関の分析を行った。系列相関の問題は、各国の市場で行われる、株式取引に時差が存在することから生じる。また、取引所取引の時差の問題は、攪乱ショックの波及効果 (Spillover Effects) が生ずる原因の一つである。

そこで、系列相関への対処方法として、(1)日次の株価データの場合、一般的な、close-to-close の収益率 (終値収益率) を用いるのではなく、close-to-open、open-to-close に分割した収益率を用いる、(2)説明変数として、モデルに自国及び他国の誤差項を入れる方法などがある。

Hamao, Masulis and Ng (1990) は前者の方法を用いるが、第2章では、週次データを用いたため、EGARCH モデルの平均値式 (mean equation) に自国及び他国の一期前の誤差項を入れる、後者の方法を用いた。

その結果、米国の攪乱ショックの影響は欧米諸国よりもアジア太平洋諸国の方が大きいことが明らかになった。しかし、株式収益率間の相関はアジア太平洋諸国よりも欧州諸国の方が大きい。本論文では週次データを用いているので、週次ベースでみれば、アジア太平洋諸国よりも欧米諸国の方が米国の攪乱ショック (news) を織り込むスピードは速いことの証左であると言える。

Koutmos and Booth (1995) モデルに基づいた株式ボラティリティの非対称性の尺度から、自国通貨建ての株式収益率のボラティリティの非対称性については、欧州地域ではフランス、アジア太平洋地域では日本が大きかった。米国ドル建ての株式収益率のボラティリティの非対称性については、欧州地域ではフランス、アジア太平洋地域では豪州が大きかった。米国ドル建てで豪州の非対称性効果が大きい理由は、豪州の為替レートの攪乱ショックに対する反応の非対称性効果の大きさが関係しているものと推測される。

第3章では、Engle (2002) の動学的相関 (Dynamic Conditional Correlation, DCC) モデルにより、欧州、アジア太平洋地域の各国と米国との株式市場間の連関について分析

した。第 2 章では、2 変数 EGARCH モデルにより国際連関の分析を行ったが、そのモデルには、推定を容易にするために、1 つの仮定が置かれていた。それは、分析期間を通して、株式市場間の「条件付き相関が一定 (Constant Conditional Correlation CCC) の仮定である。しかし、Longin and Solnik (1995)、Tse (2000) は、その仮定が現実の株式市場にそぐわないと批判する。そこで、第 3 章では、その仮定を緩めた、Engle (2002) の DCC モデルを用いて分析した。

さらに、第 3 章では、株式ボラティリティの非対称性にも対応できる、Cappiello Engle and Sheppard(2006) のスカラー型非対称動的相関 (scalar asymmetric dynamic conditional correlation、SA-DCC) モデルを用いて、株式の国際連関について分析した。

その結果、株式市場のボラティリティが高まる場合、条件付相関も同時に高まることが確認された。第 3 章では、欧州地域の国々として、英国、フランス、ドイツ、イタリアが含まれるが、1999 年 1 月、共通通貨ユーロの導入により、特に、域内の条件付相関が高まったことも確認された。

また、ユーロ導入の導入後に、各国の株式ボラティリティは上昇し、同時に各国と米国の株式市場の条件付相関も上昇した。このことはユーロ導入後の米国の影響の強まりを反映している。King、Sentana and Wadhwani(1994)、Koutmos and Booth (1995) は、外国の市場との条件付相関が高まれば、自国の株式ボラティリティも高まると指摘するが、本論文でもそうした傾向が確認できた。さらに、条件付相関は大きく変動しており、欧州諸国と米国の株式市場の連関も不安定であることが確認された。このことは、金融統合、特に共通通貨ユーロ導入によって、欧州地域の株式市場のボラティリティは高くなり米国市場との結びつきも強まったが、その連関の程度は不安定であることを示唆している。

第 4 章は、2000 年代の日本、米国、欧州のイールドカーブの連関について実証分析を行った。関心は、2008 年のリーマンショック前後の実体経済の状況や金融政策の相違が米国、欧州、日本のイールドカーブの連関にどのような変化を与えたかにあった。

分析方法は、2 国、1 地域のイールドカーブの変化を代表する変数を抽出するため、主成分分析を用い、その結果から、寄与率に応じて、第 1 主成分、第 2 主成分をイールドカーブの変動を説明する変数とした。主成分分析から得られる各主成分は、イールドの線形結合である。そこで、イールドが単位根を持つことを確認した上で、第 1 主成分、第 2 主成分の共積分検定を行った。

そして、共和分関係の有無に応じて、適正な VAR モデルを推定し、その VAR モデルを平均値式 (mean equation) として、日米欧のイールドカーブの動学的相関分析 (Engle (2002) の DCC) を行った。

その結果、2008 年のリーマンショック前に、一時的ではあるが、日米欧のイールドカーブの変化が大きく逆方向に作用したことを確認した。これは、2008 年前半における、日米欧の経済状況と金融政策の相違を反映したものと推測される。すなわち、リーマンショック前の 2008 年前半、米国ではサブプライムローン問題の発生による景気の悪化、それに伴う大幅な金融緩和が行われた。2008 年 3 月には、ベアスターンズの破綻があり、米国はリーマンショック前にも大きな金融危機に見舞われていた。一方、日本、欧州は、リーマンショック前には景気は上昇局面にあったことなどから、米国とは一時的な景気と金融政策の相反が指摘される。そして、2008 年 9 月にリーマンショックが発生すると、日本、欧州の景況感の悪化、金融緩和政策の対応により、イールドカーブの相関はプラスの方向に向かい、逆相関の関係は急速に解消された。

また、欧米の第 1 主成分には共和分関係が確認され、これらのイールドカーブ間には、ある長期的な安定関係が存在していたことが明らかになった。実際、欧米の第 1 主成分から求めた動学的相関のレベルは、日米、日欧に比べて高く、リーマンショック前の相関の落ち込みもより小さいものであった。日米、日欧の動学的相関は欧米の動学的相関と比べて総じて高くないが、リーマンショック前後の動学的相関の変化は非常に類似したものであった。

以上が本論文で得られた実証結果の概要である。第 1 章でも指摘したように、金融市場の国際連関の分析は多様なアプローチが可能である。本論文では、金融統合化に向けての制度改革の影響と金融グローバル化の下での各国の景気動向や金融政策の対応の相違による国際連関への影響を、前者は株式市場、後者はイールドカーブによって分析した。

本章の分析は、もとより金融市場の国際連関を包括的に行った研究ではない。分析対象は限られたものである。その意味では、今後、拡張すべき点は多い。その中で、以下では、本論文の分析に限定して、拡張点すべき 3 点を指摘する。

第 1 点は、サンプル期間の選択、分析対象国、分析対象の金融市場、実証手法等をさらに広げて、本論文の実証結果が妥当するかを検証する点である。本論文では、株式市場の分析は 1990 年代が中心であった。これは金融統合という金融グローバル化の推進が株式市場の国際連関にどのような影響を与えたかを分析するためであったが、金融クローバ

ル化が達成された 2000 年代以降の株式市場の国際連関を分析する課題が残されている。特に、リーマンショックのようなグローバルショック前後に株式市場の動学的相関(DCC)がどのように推移したかを分析することは意味のあることである。本論文では、金融政策との対応との関連でイールドカーブの分析に終始したが、DCC によるリーマンショック時の株式市場の分析は残された課題である。

第 2 点は、本論文でのイールドカーブの分析の限界である。本論文では、各国のイールドカーブの主成分の動学的相関(DCC)を分析の焦点とし、主成分の分散は簡単化のために一定と仮定した。Engle(2002)の DCC では、主成分の分散は条件付分散として捉えている。この点で本論文のイールドカーブの連関分析に限界がある。しかし、本論文では行わなかったが、イールドカーブの国際連関を踏まえた VAR モデルによるインパルス反応分析を行う上では、限界があるが主成分の分散一定の仮定は有効である。イールドカーブの主成分に基づくインパルス反応分析は今後の課題としたい。

第 3 点は波及効果(Spillover Effects)の分析の問題である。第 2 章の分析で米国の攪乱ショックの波及効果(Spillover Effects)を平均値式でのみ捉えており、Mun(2007)や Koutomas and Booth(1995)のように、条件付分散式では捉えていない。条件付分散式では、自国の攪乱ショックの影響のみを分析対象としている。本論文では、推定方法として非線形最尤法を用いているが、推定すべきパラメータが多いために非線形推定がうまく行かなかった。その意味では技術的な問題で分析が限定的なものとなった。Mun(2007)、Koutomas and Booth(1995)と同様に安定した推定結果が得られるよう別の非線形推定の方法を工夫する必要がある³¹。これは今後の課題である。

³¹ 非線形の最適化は初期値の選択に大きく依存する。初期値が少しでも異なると収束解が得られない可能性がある。とくに推定すべきパラメータが多い場合にその可能性は高い。最近、初期値の選択の影響を受けることの少ない遺伝子アルゴリズムによる最適化が注目されているが、遺伝子アルゴリズムを使った推定は今後の課題としたい。

参考文献

- Ahn, D.H. (2004). "Common Factors and Local Factors: Implications for Term Structures and Exchange Rates." *Journal of Finance and Quantitative Analysis* 39: pp.69-102.
- Bae, k., A. Karolyi, and R. Stulz (2003). "A New Approach to Measuring Financial Contagion." *Review of Financial Studies* 16: pp.717-763.
- Barsky, R.B. (1989). "Why Don't the Prices of Stocks and Bonds Move Together?" *American Economic Review* 79: pp.1132-1145.
- Becker, K.G., J. E. Finnerty, and J. Friedman (1995). "Economic News and Equity Market Linkages between the U.S. and U.K." *Journal of Banking and Finance* 19: pp.1191-1210.
- Becker, K.G., J. E. Finnerty, and M. Gupta (1990). "The Intertemporal Relation between the U.S. and Japanese Stock Markets." *Journal of Finance* 45: pp.1297-1306.
- Beltratti, A.E., and Robert J. Shiller (1993). "Actual and Warranted Relations between Asset Prices." *Oxford Economic Papers* 45: pp.387-402.
- Bollerslev, T. (1990). "Modeling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized Arch Model." *Review of Economics and Statistics* 72: pp.498-505.
- Bodart, V., and Paul Reding (1999). "Exchange Rate Regime, Volatility and International Correlations on Bond and Stock Markets." *Journal of International Money and Finance* 18: pp.133-151.
- Campbell, J.Y., and J. Ammer (1993). "What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-term Asset Returns." *Journal of Finance* 48: pp.3-37.
- Cappiello, L., R. Engle, and K. Sheppard (2006). "Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns." *Journal of Financial Econometrics* 4: pp.557-572.
- Chiang, T.C., B.N. Jeon, and H. Li (2007). "Dynamic Correlation Analysis of Financial

- Contagion: Evidence from Asian Markets." *Journal of International Money and Finance* 26: pp.1206-1228.
- Clare, A.D., and I. Lekkos (2000). "An Analysis of the Relationship between National Bond Markets." Working Paper No. 123, Bank of England.
- Clare, A.D., M. Maras, and S.H. Thomas (1995). "The Integration and Efficiency of International Bond Markets." *Journal of Business Finance & Accounting* 22: pp.313-322.
- Connolly, R., and A.F. Wang (2003). "International Equity Market Comovements: Economic Fundamentals or Contagion?" *Pacific-Basin Finance Journal* 11: pp.23-43.
- Driessen, J., D. Melenberg, and T. Nijman (2003). "Common Factors in International Bond Returns." *Journal of International Money and Finance* 22: pp.629-656.
- Ehrmann, M., and M. Fratzscher (2004). "Taking Stock: Monetary Policy Transmission to Equity Markets." *Journal of Money, Credit and Banking* 36: pp.719-737.
- Ehrmann, M., M. Fratzscher, and R. Rigobon (2005). "Stocks, Bonds, Money Markets and Exchange Rates: Measuring International Financial Transmission." Working Paper Series No. 452. European Central Bank.
- Eichengreen, B., and A. Ross (1999). "Contagious Currency Crises: Channels of Conveyance." In Takatoshi Ito and Anne Krueger, eds., *Changes in Exchange Rates in Rapidly Developing Countries: Theory, Practice, and Policy Issues*. University of Chicago Press, pp.29-50.
- Engle, R. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation." *Econometrica* 50: pp.987-1008.
- Engle, R. (2002). "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models." *Journal of Business and Economic Statistics* 20: pp.339-350.
- Engsted, T., and J. Lund (1997). "Common Stochastic Trends in International Stock Prices and Dividends: An Example of Testing Overidentifying Restrictions on Multiple Cointegration Vectors." *Applied Financial Economics* 7: pp.659-665.
- Eun, C.S., and S. Shim (1989). "International Transmission of Stock Market

- Movements.” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24: pp.241-256.
- Fair, R.F. (2003). “Stock Effects on Stocks, Bonds and Exchange Rates.” *Journal of International Money and Finance* 22: pp.307-341.
- Fama, E. (1965). “The Behavior of Stock Market Prices.” *Journal of Business* 38: pp.34-105.
- Flannery, M.J., and A. Protopapadakis (2002). “Macroeconomic Factors Do Influence Aggregate Stock Returns.” *Review of Financial Studies* 15: pp.751-782.
- Flemming, M.J., and E.M. Remolona (1979). “What Moves the Bond Market.” *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York 3: pp.31-50.
- Fooladi, I.J., and J. Rumsey (2006). “Globalization and Portfolio Risk Over Time: The Role of Exchange Rate.” *Review of Financial Economics* 15: pp.223-236.
- Forbes, K.J., and R. Rigobon (2002). “No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements.” *Journal of Finance* 57: pp.2223-2261.
- Gagnon L., and G.A. Karolyi (2006). “Price and Volatility Transmission across Borders.” *Financial Markets, Institutions and Instruments* 15: pp.107-158.
- Goldberg, L., and D. Leonard (2003). “What Moves Sovereign Bond Markets? The Effects of Economic News on U.S. and German Yields.” *Current Issues in Economic and Finance*, Federal Reserve Bank of New York 9: pp.1-7.
- Hamao, Y.R., R.W. Masulis, and V.K. Ng (1990). “Correlation in Price Changes and Volatility across International Stock Markets.” *Review of Financial Studies* 3: pp.281-307.
- Hamori, Shigeyuki, and Yuriko Imamura (2000). “International Transmission of Stock Prices among G7 Countries; LA-VAR Approach.” *Applied Economic Letters* 7: pp.613-618.
- Hassan, M. K., and Atsuyuki Naka (1996). “Short-run and Long-run Dynamic Linkages among International Stock Markets.” *International Review of Economics and Finance* 5: pp.387-405.
- Illman, A. (1995). “Time-varying Expected Returns in International Bond Markets.” *Journal of Finance* 50: pp.481-506.
- IMF(2001) “Reforming the International Financial Architecture—Progress Through

- 2000." IMF, <http://www.imf.org>(March9,2001).
- Karolyi, G.A., and R. Stulz (1996). "Why Do Markets Move Together? An Investigation of U.S. - Japan Stock Return Comovements." *Journal of Finance* 51: pp.951-986.
- Kasa, Kenneth (1992). "Common Stochastic Trends in International Stock Markets." *Journal of Monetary Economics* 29: pp.95-124.
- King, M. A., and S. Wadhvani (1990). "Transmission of Volatility between Stock Markets." *Review of Financial Studies* 3: pp.5-33.
- King, M. A., E. Sentana, and S. Wadhvani (1994). "Volatility and Links between National Stock Markets." *Econometrica* 62: pp.901-934.
- Koch, P.D., and T.W. Koch (1991). "Evolution in Dynamic Linkages across Daily National Stock Indexes." *Journal of International Money and Finance* 10: pp.231-251.
- Koutmos, G., and G.G. Booth (1995). "Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets." *Journal of International Money and Finance* 14: pp.747-762.
- Laopodis, N.T. (2008). "Government Bond Market Integration within European Union." *International Research Journal of Finance and Economics* 19: pp.56-76.
- Laopodis, N.T. (2010). "Dynamic Linkages among Major Sovereign Bond Yields." *Journal of Fixed Income* 21: pp.74-87.
- Lin, W.L., R. Engle, and T. Ito (1991). "Do Bulls and Bears Move across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility as the World Turns." National Bureau of Economic Research. Working Paper No. 3911.
- Litterman, R., and J. Scheinkman (1991). "Common Factors Affecting Bond Returns." *Journal of Fixed Income* 1: pp.54-61.
- Longin, F., and B. Solnik (1995). "Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960-1990?" *Journal of International Money and Finance* 14: pp.3-26.
- Longin, F., and B. Solnik (2001). "Extreme Correlation and International Equity Markets." *Journal of Finance* 56: pp.649-676.
- Mun, K. (2007). "Volatility and Correlation in International Stock Markets and the Role

- of Exchange Rate Fluctuations.” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 17: pp.25-41.
- Nelson, D. (1991). “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: a New Approach.” *Econometrica* 59: pp.347-370.
- Nelson, C. R. and Siegel, A. F. (1987) “*Parsimonious Modeling of Yield Curve.*” *Journal of Business*, vol. 60, no. 4, pp.473-489.
- Ng, A. (2000). “Volatility Spillover Effects from Japan and the US to the Pacific-Basin.” *Journal of International Money and Finance* 19: pp.207-233.
- Ng, V., P.R. Chang, and R.Y. Chou (1991). “An Examination of the Behavior of Pacific Basin Stock Market Volatility.” in Ghon, R. and R.P. Chang, eds, *Pacific Basin Capital Markets Research*, Elsevier Science Publishers: pp.245-260.
- Perignon, C., D.R. Smith, and C. Villa (2007). “Why Common Factors in International Bond Returns Are Not So Common.” *Journal of International Money and Finance* 26: pp.284-304.
- Rigobon, R., and B. Sack. (2003). “Measuring the Reaction of Monetary Policy to the Stock Market.” *Quarterly Journal of Economics* 118: pp639-669.
- Rodrigues, A.P. (1997). “Term Structures and Volatility Shocks.” Working Paper. Federal Reserve Bank of New York.
- Savva, C. S., D. R. Osborn, and L. Gill (2009). “Spillovers and Correlations between US and Major European Stock Markets: The Role of the Euro.” *Applied Financial Economics* 19: pp.1595-1604.
- Shiller, Robert J. (1989). “Comovements in Stock Price and Comovements in Dividends.” *Journal of Finance* 44: pp.719-729.
- Smith, K. I. (2002). “Government Bond Market Seasonality, Diversification and Cointegration: International Evidence.” *Journal of Financial Research* 25: pp.203-221.
- Solnik, B. (1983). “International Arbitrage Pricing Theory.” *Journal of Finance* 38: pp.449-457.
- Stulz, R. (1981). “A Model of International Asset Pricing.” *Journal of Financial Economics* 9: pp.383-406.

- Tamakoshi, G., Y. Toyoshima, and S. Hamori (2012). "A Dynamic Conditional Correlation Analysis of European Stock Markets from the Perspective of the Greek Sovereign Debt Crisis." *Economics Bulletin* 32: pp.437-448.
- Taylor, Mark P., and Ian Tonks (1989). "The Internationalization of Stock Markets and the Abolition of U.K. Exchange Controls." *Review of Economics and Statistics* 71: pp.332-36.
- Theodossiou, P., and U. Lee (1993). "Mean and Volatility spillovers across Major National Stock Markets: Further Empirical Evidence." *Journal of Financial Research* 16: pp.337-350.
- Tse, Y.K. (2000). "A Test for Constant Correlations in a Multivariate GARCH Model." *Journal of Econometrics* 98: pp.107-127.
- Tsutsui, Yoshiro, and Kenjiro Hirayama (2004). "Are International Portfolio Adjustments a Case of Comovements in Stock Prices?" *Pacific-Basin Finance Journal* 12: pp.463-478.
- Tsutsui, Yoshiro, and Kenjiro Hirayama (2005). "Estimation of the Common and Country Specific Shock to Stock Prices." *Journal of Japanese International Economies* 19: pp.322-337.
- Yang, S.Y. (2005). "A DCC Analysis of International Stock Market Correlations: The Role of Japan on the Asian Four Tigers." *Applied Financial Economic Letters* 1: pp.89-93.
- Yiu, M. S., W. A. Ho, and D. F. Choi (2010). "Dynamic Correlation Analysis of Financial Contagion in Asian Markets in Global Financial Turmoil." *Applied Financial Economics* 20: pp.345-354.

沖本竜義(2010)『経済・ファイナンスの計量時系列分析』, 朝倉書店。

北岡孝義・高橋青天・矢野順治(2008)『EViews で学ぶ実証分析入門』,日本評論社。

下田雅(2011)「株式市場の国際連関に対する為替変動の影響分析」『商学研究論集』第 35 号, 明治大学大学院, pp.149-164。

下田雅(2012a)「株式国際連関の波及効果についての分析」『商学研究論集』第 36 号, 明治大学大学院, pp.145-157。

- 下田雅(2012b)「DCC モデルによる株式国際連関の分析」『商学研究論集』第 37 号, 明治大学大学院, pp.121-133。
- 下田雅(2013)「非対称 DCC モデルによる欧州主要国の株式国際連関分析」『商学研究論集』第 39 号, 明治大学大学院, pp.75-86。
- 下田雅(2014a)「日米イールドカーブの連関分析」『商学研究論集』第 41 号, 明治大学大学院, pp.1-14。
- 下田雅(2014b)「日米欧イールドカーブの連関分析」『商学研究論集』第 42 号, 明治大学大学院, pp.1-17。
- 瀬良礼子(2013)『金融マーケット予測ハンドブック(第 5 版)』三井住友信託銀行マーケット事業, NHK 出版, 2013 年。
- 高橋耕史(2010)「金融市場の国際連関について」『日銀レビュー』日本銀行, pp.1-11。
- 筒井義郎・平山健二郎(2009)『日本の株価』, 東洋経済新報社。
- 萩原景子・藤木裕(2007)「東アジア経済の金融統合」『金融研究』日本銀行金融研究所, pp.39-74。
- 福田善之・今久保圭・西岡慎一(2011)「国債市場間の国際的な連関とわが国銀行の市場リスク」『日銀レビュー』, 日本銀行, pp.1-6。
- 森棟公夫(2005)『計量経済学』新世社。
- 渡部敏明(2000)『ボラティリティ変動モデル』朝倉書店。