

投資期間が国際分散投資の リスクに与える影響

野村証券株式会社 金融研究所
投資技術研究部

研究員 諏訪部 貴 嗣
(日本証券アナリスト協会 検定会員)

目 次

- | | |
|--|--|
| <ul style="list-style-type: none"> 1. はじめに <ul style="list-style-type: none"> 1.1. リスクの時間分散効果とランダムウォーク仮説 1.2. 外国株式のリスクと投資期間 2. 分析方法：自己相関と多期間投資のリスク 3. 分析 <ul style="list-style-type: none"> 3.1. データ | <ul style="list-style-type: none"> 3.2. 株式のリスク 3.3. 為替のリスク 3.4. 株式と為替の共分散 3.5. 各国株式の相関 4. 考察と今後の課題 5. おわりに |
|--|--|

リスクの時間分散効果に関してはさまざまな観点から議論や実証分析が行われてきた。本稿では、収益率の時系列的な構造が長期のリスクに与える影響を、約24年間の外国株式および為替のデータを用いて分析した。具体的には、カントリーアロケーションを決定する上で必要となる株式および為替の共分散行列の各要素の投資期間による変化を分析した。また、国際分散投資についての従来の分析では米国の投資家の立場から論じられたものが多いが、本稿では日米それぞれの立場での結果の相違にも注目した。

分析の結果、想定される投資期間と評価する通貨によっても共分散行列は異なっていた。これは、株式や為替の収益率に自己相関や相互系列相関が存在していたためであり、投資期間が長期化するほどその影響は大きい。例えば、投資期間1カ月の日本からワールドインデックスに対しての投資では為替をヘッジした方がしない場合よりもリスクが小さかった。しかし、投資期間5年の場合では為替ヘッジをしてもしなくてもリスクは同程度であった。想定される投資期間によって最適なカントリーアロケーションやヘッジ方針が異なると考えられるため、投資期間を考慮することはそれらの意思決定を行う上で重要であるといえる。



諏訪部 貴嗣 (すわべ たかし) 1995年東京工業大学物理学科卒業、同年野村総合研究所入社。クオンツリサーチ室を経てシステムサイエンス部配属、1997年より現職。

1. はじめに

1.1. リスクの時間分散効果とランダムウォーク仮説

近年、リスクの時間分散効果に関する議論が盛んに行われている。リスクの時間分散効果とは、単位期間当たりのリスクは投資期間が長期になるほど減少するので、長期の投資家ほどリスク資産への配分は相対的に大きくなるという考え方である。

Samuelson[1969]は期待効用理論に基づいて、1) 投資家がCRRA(相対的リスク回避度一定)型の効用を持つ、2) 収益率がランダムウォークをする、3) 将来の資産価値が投資収益率だけに依存する、という仮定のもとで最適なリスク資産への配分は年齢や投資期間とは無関係であることを示した(注1)。

また、Bodie[1995]は株式による収益が無リスク金利による収益を下回るケースをヘッジするためのプットオプション価格が投資期間が長くなるほど高くなることから、投資期間の長期

化は株式のリスクを増加させるとし、時間分散に対する通説が誤りであるとした(注2)。

ただし、これらの結果もそれを導き出した仮定を緩和すると成立しなくなる。Samuelson[1969]の結果も、保有している資産価値 W が将来最低限の生活を行える程度の資産価値 S を超過する部分 ($W-S$) に対して投資家の期待効用が定義される場合(注3)や、収益率がランダムウォークをするという仮定を緩和した場合などでは成立しない(注4、5)。

収益率がランダムウォークではなく、平均回帰的な性質(負の自己相関)を持つ場合は、単位期間当たりの分散は投資期間が長くなるほど小さくなる。この場合、リスクは時間分散するといえるだろう。反対に収益率が正の自己相関を持つ場合、分散は大きくなる。すなわち、ランダムウォーク仮説が成立せず、収益率になんらかの系列相関が存在する場合、投資期間の長さがリスク(分散)に影響を与えるということである。

1.2. 外国株式のリスクと投資期間

外国株式投資を行う際には、カントリーアロ

(注1) クリッツマン[1997]第9章で具体的な例と共に解説されている。

(注2) 「株式の長期リスクについて(第2回)」内でこの論文に対しての反論がなされている。

Levy and Cohen[1998]は、ストライクプライスの設定を無リスク金利より低く設定した場合には、投資期間の増加が必ずしもオプション価格を増加させないことを示した。また、オプション理論のフレームワークではこの問題に対して明確な結論は与えないと結論づけている。

(注3) 投資家の期待効用が、最終的な資産価値 W と将来最低限の生活を行える程度の資産価値 S を用いて $U = \log(W-S)$ と表される場合を考える。投資残存期間を T とすると、 S の割引現在価値は $S/(1+i)^T$ と表される。残存期間 T が短くなれば $S/(1+i)^T$ の大きさは上昇するため、リスク資産への配分は減少することになる。

(注4) Samuelson[1989]に詳しい。

(注5) 収益率の自己相関に関するサーベイは、「ファイナンスハンドブック」第17章に詳しい。

ケーションと為替リスクヘッジの二つの意思決定が重要である。Lo and Mackinlay[1988]では、異なる周期で導かれた分散推定量を比較することにより、週次データによる米国株全体、米国の規模別株式ポートフォリオに対してのランダムウォーク仮説の検定が行われている。その中で、ランダムウォーク仮説は棄却でき、特に小型株においてその傾向が強いという結果が得られた。また、LIU and HE[1991]は週次の米ドルと他国通貨の為替レートに対して同様の方法を適用し、対円、対ポンド、対マルクの為替の分散が2～16週の期間で増加することを示し、ランダムウォーク仮説を棄却した。平均分散アプローチを用いてその意思決定を行うためには、各国株式と為替の共分散のデータが必要である。株式や為替の収益率に系列相関があるのならば、投資期間が変わることによって共分散が変化し、最適な配分も変わることになる。

特定の通貨（例えば円など）で評価した外国株式のリターンは、現地通貨ベース株式リターンと為替のリターンの和で表される。リターン R_{F} の分散は、現地通貨ベース株式リターン R_I の分散、為替のリターン R_C の分散、それらの共分散の2倍の和である。

$$\begin{aligned} R_{\text{F}} &= R_I + R_C \\ \text{var}(R_{\text{F}}) &= \text{var}(R_I) + \text{var}(R_C) + 2\text{cov}(R_I, R_C) \end{aligned} \quad (1)$$

本研究では、以上3つの要素と、各国株式の相関関係に投資期間が与える影響を分析し、長期の外国株式投資でのカントリーアロケーション、為替リスクヘッジの意思決定に与える影響を考える。具体的には、1) 現地通貨で評価し

た場合の株式のリスク、2) 為替のリスク、3) 特定通貨で評価した場合の株式のリスク（株式と為替の共分散）について分析を行う。また、4) 各国株式の相関についても加えて分析を行う。

2. 分析方法：自己相関と多期間投資のリスク

自己相関が多期間投資のリスクを変化させる例として、収益率が1次の自己相関を持つケースを考える。 $\gamma(q)$ を月次収益率のq次の自己共分散、 $\sigma^2(q)$ をqカ月収益率の分散とする。2カ月収益率の分散は、最初の1カ月の収益率の分散と、次の1カ月の収益率の分散と、最初の1カ月と次の1カ月の収益率の共分散の2倍を足したものである。それを2カ月収益率の分散 σ と γ を用いて表記すると(2)式のようになる。

$$\sigma^2(2) = 2\gamma(0) + 2\gamma(1) \quad (2)$$

1次の自己共分散がゼロ、つまり自己相関がない場合、2カ月収益率の分散は1カ月収益率の分散のちょうど2倍になることが分かる。収益率がトレンドを持つ場合、すなわち自己相関（1次の自己共分散）が正の値を持つ場合は、自己相関がない場合に比べて2カ月収益率の分散は大きくなる。例えば、自己相関係数が0.5の場合は $\gamma(1) = \text{自己相関係数} \times 1 \text{ カ月収益率の分散} = 0.5 \times \gamma(0)$ なので、2カ月収益率の分散は1カ月収益率の分散の3倍となり、自己相関がない場合に比べて50%もリスクが増加する。一方、収益率が平均回帰的である場合は、自己相

関係数が負になるので、2カ月収益率は自己相関がない場合に比べて小さくなる。

q 期間の収益率の分散 $\sigma^2(q)$ は、0 ~ q-1 次の自己共分散 $\gamma(i)$ を用いて(3)式のように表すことができる。この場合は、より高次の自己相関が分散に影響を与えることになる。本研究では、長期投資の分散 $\sigma^2(q)$ と1カ月投資の分散 $\sigma^2(1)$ を比較し、自己相関に起因する収益率のリスクの変化を分析する。

$$\sigma^2(q) = q\gamma(0) + \sum_{i=1}^{q-1} 2(q-i)\gamma(i) \quad (3)$$

分散の比較には、Lo and Mackinlay[1988]で開発された方法を用いる。検定方法の詳細については Appendix に記した。

収益率がランダムウォークする場合、q 期間の収益率の分散は1期間の収益率の分散のq倍になる。その場合、q 期間収益率の分散と1期間収益率の分散のq倍の比で定義された VR(q) は1になるはずである。収益率が自己相関を持つ場合、 $\hat{\sigma}^2(q) \neq q\hat{\sigma}^2(1)$ となり、VR(q) は1にならない。VR(q) から標準正規分布をする検定統計量 Z(q) を算出し、収益率の自己相関が無いという帰無仮説を検定する。また、ARCH モデルに代表されるような時間に依存した不均一分散 (Heteroschedasticity) を想定した場合の検定統計量 $Z^*(q)$ も同時に使用した。

$$VR(q) = \frac{\hat{\sigma}^2(q)}{q\hat{\sigma}^2(1)} \quad (4)$$

(注6) 為替ヘッジベースの収益率は、現地通貨ベースの収益率に日本と当該国の金利差を加えたものになる。厳密には、フルヘッジ5年間収益率株式収益率を計算するには、5年金利の差を加えなければならないが、その変動性は十分小さく無視できるところでは仮定している。

3. 分 析

3.1. データ

以下に示した市場の Morgan Stanley Capital International 社の株価指数と、為替のデータを分析対象とした。評価を行う通貨は、それぞれの国の現地通貨、円、米ドルとし、分析期間を1974年12月末~1998年5月末の282カ月間とした。

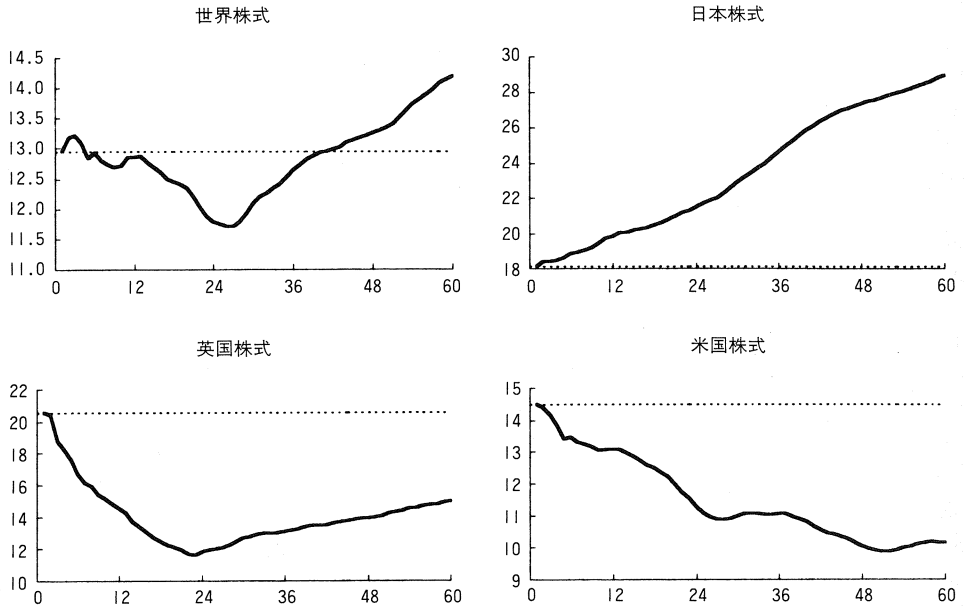
3.2. 株式のリスク

ここでは、株式のリスクの短期と長期での比較、市場比較を行う。つまり、前節で述べた意味で株式リスクの時間分散効果が存在するのか、市場によって差異があるのかということがテーマである。正確にはヘッジコストを考慮しなければならないが、現地通貨で評価した株式のリスクを為替ヘッジをした株式のリスクの近似として考える(注6)。

表1 分析対象国

ワールドインデックス	WI		
オーストリア	AT	日本	JA
オーストラリア	AU	オランダ	NL
ベルギー	BE	ノルウェー	NO
カナダ	CA	スウェーデン	SE
ドイツ	DE	シンガポール	SI
デンマーク	DK	スペイン	SP
フランス	FR	スイス	SW
香港	HK	英国	UK
イタリア	IT	米国	US

図1 現地通貨ベース株式リスクの例



(注) ワールドインデックス、日本、英国、米国の現地通貨ベース株式の年率換算標準偏差 (%)。横軸は投資期間 (月) を表す。

世界株式全体のリスクを計測するために、現地通貨建てワールドインデックスを用いた。現地通貨建てワールドインデックスとは、構成銘柄各々のパフォーマンスを現地通貨で計測し、それを時価総額加重した指数であり、パフォーマンスに為替が与える影響を除外したものである。ここでは、現地通貨建てワールドインデックスのリスクを為替フルヘッジのワールドインデックスのリスクの代替として考える。

図1はワールドインデックス、日本、英国、米国の投資期間による年率換算標準偏差(注7)

(注7) 年率換算標準偏差は以下のように定義した。

$$\text{年率換算標準偏差} = \sqrt{12\sigma^2(q)/q}$$

の変化を表している。表2は、1、3、6カ月、1、2、3、5年の投資期間についての、各国株式の年率換算標準偏差である。

図1右下や表2から、米国株式のリスク(年率換算標準偏差)が投資期間が長くなるほど減少する傾向が見られた。1カ月収益率から計算された値は14.49%であるのに対して、5年では10.17%にまで減少した。もし収益率に自己相関がなければ、年率換算標準偏差は投資期間によらず一定になるはずである。収益率が平均回帰的な性質(負の自己相関)を持っている場合、

表2 現地通貨ベース株式のリスク

	投資期間 q						
	1	3	6	12	24	36	60
WI	12.95	13.22	12.94	12.85	11.79	12.65	14.20
AT	19.66	21.86*	22.80*	24.73*	26.01*	24.27	24.09
AU	21.39	20.49	19.87	20.09	18.58	17.20	14.99
BE	16.80	18.30*	17.38	17.53	19.42	20.35	23.28
CA	16.63	16.08	16.33	17.55	16.32	15.35	13.94
DE	18.19	18.70	19.21	19.88	19.61	18.17	18.47
DK	16.94	18.01	20.31*	23.37* †	22.58*	23.68*	19.95
FR	21.06	21.28	21.69	21.87	20.81	18.43	18.54
HK	32.31	32.76	30.04	28.53	27.34	25.73	16.60
IT	24.98	26.49	28.15	30.98*	31.70	30.17	28.47
JA	18.14	18.42	18.84	19.86	21.49	24.61*	28.94* †
NL	16.74	16.77	16.57	15.66	15.51	15.95	16.54
NO	25.32	26.98	27.41	28.49	28.35	24.31	18.69
SE	22.01	24.14*	25.44*	26.85*	26.73	26.41	26.23
SI	26.54	26.93	25.71	24.13	21.93	21.36	19.92
SP	21.24	23.35*	23.84	26.39*	29.45* †	31.43* †	32.04* †
SW	16.13	17.11	16.93	17.46	16.99	16.78	18.07
UK	20.58	18.72	16.74*	14.58*	11.80*	13.13	14.96
US	14.49	14.17	13.48	13.09	11.29	11.05	10.17

*均一分散を仮定した検定統計量 Z(q) を用いて、帰無仮説が 5% の有意水準で棄却される。

†不均一分散に対しても頑健な検定統計量 Z* (q) を用いて、帰無仮説が 5% の有意水準で棄却される。

投資期間の長期化はこのようにリスクを減少させる。米国の資産運用の実務家の間でリスクの時間分散効果が支持される傾向があった背景には、このような米国株式のリスク特性の影響があると考えられる。

反対に、日本株式では投資期間の長期化はリスクの増加をもたらしていたことが分かる。1カ月、1年、5年のリスクはそれぞれ18.14、19.86、28.94%であった。3年、5年の検定結果は有意であった。収益率がトレンドを持ちやすい性質（正の自己相関）である場合、このよ

うにリスクは増加する。この結果からは、日本株式の長期投資のリスクは見かけ以上に大きかったことが分かる。日本株については、投資期間の長い投資家は短い投資家に比べて、投資配分を減らした方が良いという極端な結論も考えられる。

英国株式の場合は、日米とはやや異なった傾向が表れた。英国では投資期間2年程度まではリスクが減少し、その後増加した。単純に正、負のどちらかの自己相関を持つというよりは、ラグの長さによって自己相関係数の符号の逆転

があると思われる。3、6カ月、2年の検定結果は有意であった。

投資期間が長い場合に株式のリスクが減少し、時間分散の効果が得られる市場は、米国、英国以外にもいくつか存在したが、統計的にも有意なのは英国のみであった。反対に投資期間が長い場合に株式のリスクが増加する市場では、日本、オーストリア、ベルギー、デンマーク、イタリア、スウェーデン、スペインが統計的に有意であった。どちらのケースも、分散の不均一性を許した場合の統計量を用いて検定した場合に有意な結果が得られた国は少なかった。

ワールドインデックスのリスクは2年程度までわずかに減少した後、上昇していくという結果となった。ワールドインデックスのうち50%程度は投資期間が長いほどリスクが低下する米国株式であるにもかかわらず、より長い投資期間でのワールドインデックスのリスクが増加する点は興味深い。これは各国株式のリスクレベルだけではなく各国株式の相関の影響も大きいことに起因する。詳しくは、後述の投資期間と相関の関係に関する分析で述べる。

3.3. 為替のリスク

LIU and HE[1991]は為替レートが正の系列相関を持つことを示した。これは、投資期間の長期化が為替リスクを増加させ、為替ヘッジをすることが重要である可能性を示唆する。一方、長期的には購買力平価がおおむね成立するのであれば、為替レートは平均回帰的な性質を持ち、

長期投資ではリスクが減少する可能性がある。

ここでは、投資期間と為替リスクの関係を分析する。

図2は円/ドルリターンの年率換算標準偏差、対円、対ドルそれぞれのドイツマルクとポンドに対しての為替リターンの年率換算標準偏差、株式時価総額ウェイトグローバル通貨バスケット(注8)(対円およびドル)の年率換算標準偏差を表している。また、表3、4に、対円および対ドルの分析結果をまとめた。

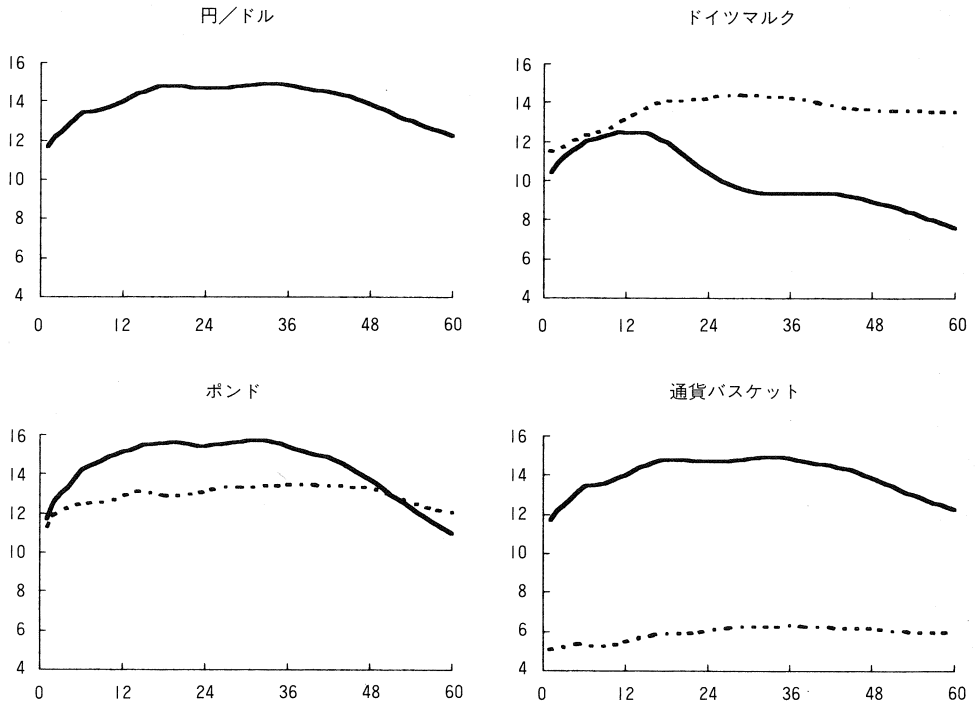
図2左上や表4から円/ドルのリスクは1～2年程度まで増加し、それ以上投資期間が長期化すると減少していた様子が見られる。特に6カ月での結果は統計的に有意であった。これは短期的な系列相関は正であったが、数年単位の系列相関が負であったことを示唆する。つまり、1～2年程度の期間は円高、円安など一つの方向に進み続けるが、より長い期間でみれば適正な水準までレートが修正されるということである。

それ以外の通貨に対しても、日本円から見た為替リスクは似た傾向を示す。それは、ある程度の投資期間までは円から見た為替リスクは増加し、それ以降はリスクが減少する、特に3～12カ月程度まで統計的に有意な値をとることが多いというものである。

それに対して、表4に見られるように、米ドルから見た為替の年率換算標準偏差は、オーストラリアドルを除くすべての国で、5年投資の場合が1カ月投資の場合よりも大きく、リスク

(注8) 各国株式時価総額がワールドインデックスで占める割合で、各国の通貨を保有した場合のリスクを表す。ノーヘッジのワールドインデックス連動ポートフォリオの為替リスクに相当する。

図2 対円、対ドル為替リスクの例



(注) 円/ドルレート、ドイツマルク(対円および対ドル)、対ポンド(対円および対ドル)、時価総額ウェイト通貨バスケット(対円および対ドル)の年率換算標準偏差(%)。横軸は投資期間(月)を表す。実線は対円の結果、点線は対\$の結果。

が投資期間に対して単調増加する傾向が見られた。しかし、統計的に有意といえる国は日本円の場合に比べると少なかった。

株式の結果に比べて、為替の場合は投資期間によってリスクが変化する割合が大きい傾向が見られた。つまり、想定する投資期間によって、最適な為替リスクのヘッジ度合いが異なるということである。また、日本と米国でも投資期間が与える影響は異なるため、為替ヘッジに対する方針も米国からの投資家と日本からの投資家では異なったものになっても不思議ではない。

特に実際の外国株式運用において、資産配分や為替ヘッジの意思決定を行う際に想定される投資期間は3~12カ月程度である場合も多いと思われる。また、運用の評価を行う場合もこの程度の間隔で行われることも多いだろう。日本の投資家はそのような投資期間では、大きな為替リスクにさらされることになる。米国の投資家は投資期間に対して単調増加する為替リスクを持っているため、年金などの長期の資金での為替ヘッジは比較的大きな意味を持つことになると考えられる。

表3 対円為替リスク

	投資期間 q						
	1	3	6	12	24	36	60
WI	11.70	12.47	13.45*	14.02	14.74	14.90	12.29
AT	10.51	11.27	12.11*	12.66*	10.64	9.77	8.03
AU	13.94	14.28	14.64	15.47	17.23	17.70	14.35
BE	10.80	11.84*	12.74*	13.36*	12.40	11.94	10.90
CA	12.28	12.94	14.12*	15.30*	16.56*	16.53*	11.92
DE	10.45	11.26	12.06*	12.50	10.41	9.35	7.58
DK	10.26	11.14*	12.06*	12.79*	11.90	11.47	10.28
FR	10.21	11.20*	12.30*	13.47* †	12.96	12.93	11.30
HK	11.63	12.56	13.64*	14.31*	14.08	13.72	12.04
IT	11.64	12.92*	14.49* †	15.98* †	15.79*	15.87*	11.68
NL	10.41	11.36*	12.15*	12.61*	10.65	9.64	8.11
NO	10.41	11.74*	12.61*	13.36*	12.54	12.46	9.22
SE	11.48	13.54* †	15.08* †	16.03* †	15.98* †	15.77*	10.92
SI	9.89	10.47	11.65*	12.69*	13.69* †	14.21* †	11.83
SP	12.09	13.73*	15.22* †	17.13* †	17.29* †	17.00* †	13.76
SW	10.63	11.07	11.78	12.03	10.22	9.62	7.97
UK	11.66	13.05*	14.26*	15.15*	15.47*	15.46	10.99
US	11.70	12.47	13.45*	14.02	14.74	14.90	12.29

*均一分散を仮定した検定統計量 Z(q) を用いて、帰無仮説が 5% の有意水準で棄却される。

†不均一分散に対しても頑健な検定統計量 Z* (q) を用いて、帰無仮説が 5% の有意水準で棄却される。

3.4. 株式と為替の共分散

日本人の投資家が、外国株式に投資を行って円で評価する場合など、ある特定の通貨で評価した場合の株式のリスクについて考える。その場合、株式と為替の共分散の大きさが問題となる。

特定通貨で評価した場合の株式のリスクは、現地通貨株式リスクと為替リスクに株式と為替の共分散の 2 倍を加えたものである。ある一国の株式のみに投資する場合に、為替リスクをヘッジするかしないかの選択は、為替の分散に株式と為替の共分散の 2 倍を加えた値の大きさで決まる。それが正であれば、為替ヘッジを行わ

ないと現地通貨の株式リスクに対して追加的なリスクをとることとなる。一般的には、為替の分散を相殺するほど共分散が負の値をとることは少なく、ヘッジ後のリスクがヘッジ前のリスクよりも小さくなることが多いと考えられている。実際に、月次データに基づいて計算されたノーヘッジ外国株式のリスクは、フルヘッジ外国株式のリスクよりも大きくなることが多い。

収益率の自己相関があると長期投資の分散が変化するように、収益率間の相互系列相関 (cross auto covariance) があると長期投資の共分散は変化する(注9)。分散の場合と同様に、

表4 対ドル為替リスク

	投資期間 q						
	1	3	6	12	24	36	60
WI	5.03	5.22	5.38	5.46	6.07	6.30	5.96
AT	11.56	11.84	12.42	13.31	14.48	14.75	14.21
AU	10.35	10.18	9.65	9.58	9.61	9.80	9.66
BE	12.03	12.36	13.24	14.65*	16.54*	17.40* †	17.72* †
CA	4.58	4.27	4.24	4.64	5.39	5.82	6.01
DE	11.57	11.76	12.34	13.16	14.24	14.24	13.54
DK	11.20	11.58	12.31	13.37	14.90*	15.78*	16.53* †
FR	11.10	11.38	12.28	13.57*	15.36* †	16.41* †	16.86* †
HK	4.46	4.72	4.94	5.66*	6.74* †	7.76* †	9.04* †
IT	10.89	11.89*	12.80*	13.98*	15.35* †	16.05* †	16.65* †
JA	11.70	12.47	13.45*	14.02	14.74	14.90	12.29
NL	11.50	11.93	12.56	13.49	14.65	14.84	14.51
NO	10.11	10.50	10.58	10.65	10.53	11.29	11.16
SE	10.87	11.73	12.46*	13.29*	14.43*	15.44* †	15.05
SI	5.21	5.39	5.42	5.08	5.08	5.16	5.56
SP	11.32	12.10	12.80	14.64*	16.52* †	17.67* †	18.72* †
SW	12.87	13.55	14.12	14.75	15.50	15.03	12.80
UK	11.33	12.12	12.50	12.83	13.12	13.43	12.02

*均一分散を仮定した検定統計量 $Z(q)$ を用いて、帰無仮説が5%の有意水準で棄却される。

†不均一分散に対しても頑健な検定統計量 $Z^*(q)$ を用いて、帰無仮説が5%の有意水準で棄却される。

q 期間の x、y 資産の収益率の共分散 $\Gamma_{xy}(q)$ は、 $1-q \sim q-1$ 次の相互共分散 $\gamma_{xy}(q)$ を用いて以下のように表すことができる。 $i \neq 0$ 次の相互共分散がプラスであれば長期の共分散は大きく(相関が高く)、マイナスであれば長期の共分散は小さく(相関が低く)なる。例えば、同じタイミングでの為替レート変化は株式の価値に影響を与えないが、1年程度遅れて株式の価値に作用するような国があったとすると、1カ月投資

での為替と株式の相関は低いが、1年投資での相関は高いという現象が起きるかもしれない。

$$\Gamma_{xy}(q) = \sum_{i=1-q}^{q-1} (q-|i|) \gamma_{xy}(i) \quad (6)$$

ここでは、投資期間が長くなった場合の共分散の変化を分析する。表5には対円の為替とその国の株式の間の相関係数を、表6には対ドルの為替とその国の株式の間の相関係数を示した。相関係数が正ということは、その国の通貨

(注9) Goetzman and Edwards[1994]は、米国の株式、債券、キャッシュの短期の収益率に対してVARモデルを当てはめ、Bootstrap法を使って長期の収益率を発生させ、その共分散行列から長期投資の効率フロンティアを描いた。

表 5 株式と為替の相関 (対円)

	投資期間 q						
	1	3	6	12	24	36	60
WI	-0.266	-0.298	-0.324	-0.343	-0.365	-0.394	-0.400
AT	-0.052	0.019	0.109	0.177	0.243	0.212	0.162
AU	0.115	0.130	0.056	-0.134	-0.268	-0.450	-0.612
BE	-0.121	-0.146	-0.140	-0.101	-0.100	-0.174	-0.176
CA	0.107	0.099	0.084	0.069	0.041	-0.030	-0.046
DE	-0.041	-0.066	-0.074	-0.074	0.031	-0.045	-0.185
DK	-0.138	-0.190	-0.232	-0.260	-0.080	-0.051	-0.248
FR	-0.064	-0.090	-0.059	0.021	0.110	-0.071	-0.360
HK	0.021	0.026	-0.005	-0.064	-0.136	-0.261	-0.266
IT	-0.046	-0.176	-0.246	-0.202	-0.097	-0.169	-0.413
NL	-0.169	-0.268	-0.264	-0.226	-0.133	-0.235	-0.361
NO	0.055	0.091	0.185	0.269	0.266	0.198	-0.276
SE	-0.129	-0.272	-0.342	-0.377	-0.243	-0.216	-0.346
SI	0.107	0.051	0.044	-0.054	-0.042	0.053	0.322
SP	-0.044	-0.067	-0.127	-0.118	0.025	0.024	-0.146
SW	-0.112	-0.142	-0.111	-0.145	-0.083	-0.160	-0.129
UK	-0.009	-0.029	-0.067	-0.137	-0.256	-0.246	-0.234
US	0.060	0.038	0.057	0.085	0.245	0.234	0.024

表 6 株式と為替の相関 (対\$)

	投資期間 q						
	1	3	6	12	24	36	60
WI	-0.032	-0.127	-0.178	-0.099	0.048	0.058	0.015
AT	-0.131	-0.178	-0.083	0.040	0.112	0.214	0.442
AU	0.194	0.163	0.118	0.042	-0.022	-0.156	-0.320
BE	-0.196	-0.212	-0.150	-0.063	0.013	0.027	0.084
CA	0.326	0.288	0.199	0.118	-0.054	-0.201	-0.355
DE	-0.127	-0.246	-0.220	-0.150	-0.162	-0.219	-0.156
DK	-0.248	-0.398	-0.468	-0.551	-0.680	-0.701	-0.658
FR	-0.052	-0.101	-0.052	0.055	0.122	0.036	-0.114
HK	0.268	0.246	0.230	0.231	0.376	0.393	0.421
IT	-0.085	-0.125	-0.114	-0.023	0.016	-0.048	-0.251
NL	0.118	0.096	0.088	0.177	0.346	0.365	0.314
NO	-0.302	-0.434	-0.475	-0.497	-0.487	-0.528	-0.458
SE	-0.105	-0.128	-0.074	-0.066	-0.079	-0.103	-0.238
SI	-0.203	-0.371	-0.410	-0.416	-0.478	-0.543	-0.523
SP	0.215	0.102	0.095	0.227	0.399	0.435	0.356
SW	-0.061	-0.143	-0.165	-0.069	0.052	0.085	0.061
UK	-0.215	-0.298	-0.284	-0.255	-0.207	-0.199	-0.120
US	-0.031	-0.114	-0.167	-0.165	-0.231	-0.291	-0.360

に対しての円安（ドル安）の時に、株式の収益率がプラスになることを意味する。結果を理解しやすくするために、結果は相関係数に変換して表示した。

対円の為替についての結果から、日本からの外国株式投資での為替ヘッジについて考える。多くの国で、1カ月の場合の相関係数はそれほど大きな絶対値を持たなかった。しかし、投資期間が長くなると、多くの国は負の相関（その通貨に対しての円高局面で株式の収益率がプラス）を持つ傾向が顕著であった。特にオーストラリアでは、1カ月の投資期間では0.115であったものが、5年の投資期間では-0.612というように符号の反転が起こった。その結果、オーストラリアドルベースの株式リスク14.99%に対して、円ベースの株式リスクは12.93%となっていた。つまり、日本からのオーストラリア株式投資では為替のリスクをヘッジしない方がリスクの低い運用だったということである。また、ワールドインデックスに関する結果も興味深い。相関係数は1カ月の投資期間では-0.266、5年の投資期間では-0.400であった。これは、円高傾向の時に世界株式の収益率がプラスになる傾向があったことを示す。また、ヘッジを行わなくても相関係数の分だけ為替のリスクが軽減されていたことを意味する。1カ月投資の場合のワールドインデックスの年率換算標準偏差は現地通貨ベース（フルヘッジ）、円ベースそれぞれ12.95%、14.97%というように、為替ヘッジを行った方がリスクが2%も小さい結果になったが、5年投資の場合には、14.20%、14.59%

というようにほとんど変わらなかった。この場合、日本からの世界株式への投資では為替ヘッジはポートフォリオのリスクにはほとんど影響を与えなかったことが分かる。

表7の対ドルの為替についての結果では、日本の場合と違って、相関係数の符号はまちまちであった。ドル/円レートと日本株式の相関係数は正であった。つまり、対ドルでの円高の期間に日本株式の収益率が高い傾向があったということである。相関係数の値は、1カ月の投資期間では0.118であったものが、5年の投資期間では0.314まで増加した。米国からの日本株式投資では、為替ヘッジを行わないことで非常に大きなリスクをとることになったといえる。また、ワールドインデックスに対しての相関係数は日本円の場合と異なった傾向を示しており、1カ月で-0.032、5年で0.015というようにそれほど大きな値をとらなかった。その結果、1カ月投資の場合の年率換算標準偏差は13.74%、5年投資の場合には15.49%となり、それぞれ現地通貨ベースのものよりも大きかった。もともと、ワールドインデックスに占めるウェイトの半分近くは米国株式であるため、1カ月投資の場合の現地通貨ベースのリスクと米ドルベースのリスクはそれほど変わらないが、5年投資の場合には1%以上リスクが増加してしまった。図3に現地通貨、日本円、米ドルそれぞれの通貨でのワールドインデックスの年率換算標準偏差を示した。

投資期間が長くなることによって、明確な強い相関が見られたのは以下の国であった。対円

為替では、オーストラリア、イタリアなどが強い負の相関を持ち、シンガポールが正の相関を持っていた。また、対ドル為替では、デンマーク、スウェーデン、オランダなどが強い負の相関を持ち、オーストリア、シンガポール、日本などが正の相関を持っていた。香港も高い正の相関を持っていたが、分析期間の途中から香港ドルは米ドルにリンクされるためこの結果を鵜呑みにはできない。為替レートの変化が経済に影響を与えるには時間がかかるため短期的な為替変動では明確な相関が表れにくく、長期で見た時に初めて明確に表れる結果となったと思われる。

3.5. 各国株式の相関

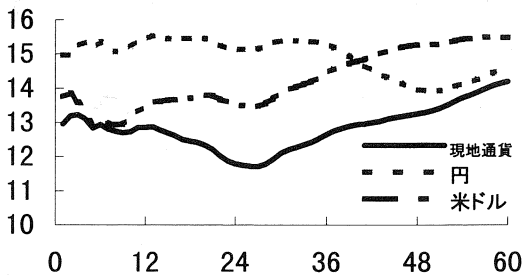
株式と為替の間の相関の場合と同様に、各国収益率間の相互系列相関は長期の相関に影響を与える。例えば、ある国の株式市場の暴落を引き金に世界中の市場が連動して下落する様子が見られることがある。そのような高い相関関係が適切である場合もあるだろうが、実体経済の

相関以上に株式市場が短期的な強い相関を持っているケースも考えられる。短期的に他の市場の影響を受け株価が下落しても、それが適正な価格から乖離しているのであれば、いずれ適正な水準に回帰することが考えられる（負の相互系列相関）。そのような場合、長期的な相関は短期的な相関よりも低くなる。またその反対に、株価が他の国に時間的な遅れを持って追隨する場合も考えられる（正の相互系列相関）。この場合は、長期的な相関が短期的な相関を上回る。ここでは、各国株式間の相関係数の投資期間による変化を分析した。

図4、5にクラスタ分析による各国株式類似度を示した。図はそれぞれ投資期間1カ月、5年の場合を表す。クラスタ分析では類似度（もしくは非類似度）によって、分析対象がクラスタと呼ばれるグループに分けられ、その程度がクラスタの距離で視覚的に表される。図の縦軸は相関係数を表し、類似度が高い国同士は図の下方でグループを作る。枝分かれしている点での値が、2国間（クラスタ間）の相関を示す。例えば、図4ではカナダとアメリカがおよそ0.7の辺りで枝分かれしている。この場合、カナダとアメリカの相関はおよそ0.7であるということの意味する。カナダとアメリカでできたクラスタと英国はおよそ0.5~0.6の間で枝分かれしている。この場合、クラスタ（カナダとアメリカによるポートフォリオ）と英国の相関が0.5~0.6程度ということの意味する。

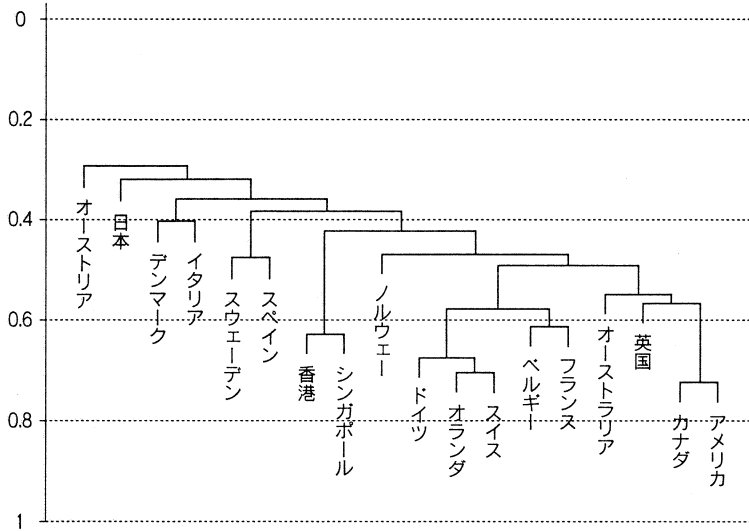
投資期間1カ月の場合に比べて、5年のクラスタ分析の結果では、各国が非常に相関の高い、

図3 投資期間とワールドインデックスのリスク



(注) 実線は現地通貨ベース、点線は円ベース、一点破線は米国ドルベースでのワールドインデックスの年率換算標準偏差。

図4 各国株式のクラスタ分析 (投資期間1カ月)



(注) 投資期間1カ月の場合の現地通貨ベースの各国株式リターンの相関係数を計算し、距離を(1-相関係数)と定義して群平均法を用いてデンドログラムを描いた。縦軸は相関係数を表す。

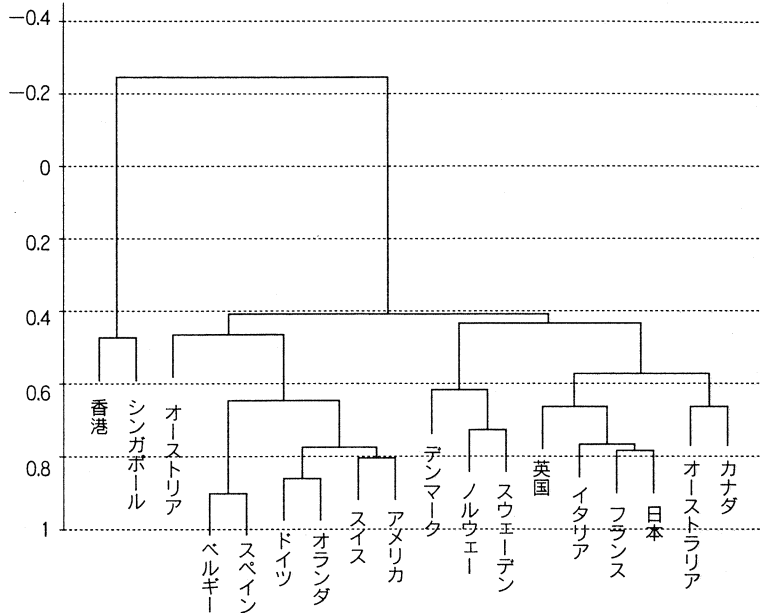
いくつかのグループに分かれている傾向があった。投資期間1カ月の場合は0.3~0.7程度の狭い範囲にすべての国が収まり、各国同士はすべて正の緩い相関を持っている。それに対して、投資期間5年の場合にはグループ間の距離は広くなっていて、例えば香港とシンガポールのグループとそれ以外のグループでは-0.2程度の負の相関が見られる。しかし、同一のグループ内では相関係数が0.8を超える場合も多く、強い正の相関を持つ傾向があった。香港とシンガポールのアジアグループや、デンマーク、ノルウェー、スウェーデンの北欧諸国グループなどは直感的にも分かりやすい。また、それ以外のグループも投資期間1カ月の場合に比べて高い相関でひと固まりとなっていることが分かる。

香港とシンガポールのアジア2カ国は、投資期間1カ月では欧米や日本とは正の相関であったが、投資期間5年になると多くの国と負の相関を持っていた。ある程度長い期間でみると、欧米との経済の相関は低かったため株式の相関も低くなったと考えられる。このケースが実体経済の相関以上に株式市場が短期的な強い相関を持っている例だと思われる。

反対に、正の相互系列相関の影響で、長期的に相関が高まる場合として次のような国が挙げられる。ドイツとフランスでは0.57(1カ月)→0.74(5年)と0.17も、ドイツとオランダでは0.65(1カ月)→0.86(5年)と0.11も相関が上がっていた。

この24年間では、何らかの理由で各国株式取

図5 各国株式のクラスタ分析（投資期間5年）



(注) 投資期間1カ月の場合の現地通貨ベースの各国株式リターンの相関係数を計算し、距離を(1-相関係数)と定義して群平均法を用いてデンドログラムを描いた。縦軸は相関係数を表す。

益率間に相互系列相関が存在し、相関係数に正もしくは負の影響与えていたことが分かる。投資期間が長い場合には、各国をいくつかのグループに分類することができた。グループ同士の相関は比較的低く、グループ内での相関は高い。グループ間の分散投資はリスク分散効果を生み出すが、グループ内での分散投資にはリスク分散の効果は少ないといえる。この結果から、長期のカントリーアロケーションでは、類似度の高い国を集めたグループに対してのアロケーションが重要になると考えられる。

各国の為替の間の相関にも同様のことが言えるが、今回は省略する。

4. 考察と今後の課題

今回の分析結果からは、どの国の場合でも投資期間が長期化することで株式のリスクが減少するとは言えなかった。しかし、資産運用先進国でありリスクの時間分散効果についての議論も盛んな米国において投資期間が長期化すると、株式のリスクが減少していたことは興味深い。このような過去の事実が、米国の実務家達にリスクは時間分散するという実感を与えていたとも考えられる。リスクの時間分散効果についての議論を日本でもそのまま受け取るには注

意が必要だと考えられるだろう。

為替リスクのヘッジについて考える場合には、購買力平価についてどのように考えるかが重要である。日本円から見た為替レートに見られる山型のリスク特性（短期的に上昇、長期的には減少）は、短期的な購買力平価からの乖離と、長期的な回帰を示唆すると思われる。一方、米国ドルの場合に見られる単調増加的なリスク特性は購買力平価からの継続的な乖離を示唆する。具体的には、今回分析対象とした為替変化率をインフレ率格差の成分と購買力平価からの乖離の成分に分離して同様の分析をすることで検証可能だと思われる。

過去24年のデータに基づく分析から、投資期間の取り方によって株式、為替の分散共分散行列の値が異なっていたことが分かった。そのような現象は、株式や為替のリターンに自己相関や相互系列相関が存在する場合に発生する。自己相関や相互系列相関の水準そのものは小さかったとしても、投資期間が長期化すると分散共分散の値に与える影響は大きい。平均分散アプローチなどでポートフォリオを構築する場合にも、どのような投資期間を想定しているかで、ポートフォリオの中身は変わってくるといえる。

実際の世界には、短期でのリスク管理を必要とするトレーダーや長期でのリスク管理が重要な年金基金、個人投資家など異なった投資期間を持つ投資家が存在すると考えられる。仮に同じ効用関数を持つ投資家が同一のポートフォリオを評価しても、想定する投資期間が異なれば

効用が異なることも考えられる。グローバルでの均衡モデルを考える場合にも投資期間は重要な要素となると考えられる。

5. おわりに

本稿では約24年間の世界株式および為替のデータを用いて、カンントリーアロケーションを決定する上で必要となる株式および為替の共分散行列の各要素が、投資期間によってどのように影響を受けるかを分析した。

その結果、ポートフォリオのリスクを推定するときに使われる共分散行列の要素は、株式や為替の収益率に何らかの時系列構造が存在することから、投資期間の取り方によって値が変化することが分かった。すなわち、想定される投資期間によって、最適なカンントリーアロケーションやヘッジ方針が変化するというのである。投資期間は、それらの意思決定を行うための重要な一つの要素だと考えられる。

今回の結果は、70年代から直近までという長期のデータを用いた分析から得られたものである。この間の経済環境の変化は大きく、今回の結果をそのまま実際のポートフォリオマネジメントに適用することは難しいかもしれない。しかし、資産の収益率に時系列的な相関構造が存在する場合、ポートフォリオのリスク管理において投資期間が重要なファクターの一つになるという本研究の結果が、年金などのように長期のリスク管理を必要とする運用の意思決定に役立てば幸いである。

付記

この論文を作成するにあたり、小林孝雄教授(東京大学)、新井富雄氏(野村マネジメンツスクール)、中熊靖和氏(野村アセットマネジメンツ投信)、野村証券金融研究所投資技術研究部の皆様から多くの有益なご意見・コメントをいただいたことを深く感謝したい。またレフェリーより内容・構成について有益なご助言をいただいたことに感謝する。

APPENDIX

A. q 期間共分散の算出

銘柄 x, y の q 期間対数収益率を X_t^q, Y_t^q と表記する。 X_t^q は次式のように $t \sim t-q+1$ までの q 個のリターンの和で表される。

$$X_t^q = X_t^1 + X_{t-1}^1 + \dots + X_{t-q+2}^1 + X_{t-q+1}^1$$

$$= \sum_{i=0}^{q-1} X_{t-i}^1 \tag{A1}$$

これを使って、 X_t^q と Y_t^q の共分散の式は次のように変形することができる。

$$\text{cov}(X_t^q, Y_t^q) = E[(X_t^q - \bar{X}^q)(Y_t^q - \bar{Y}^q)]$$

$$= E\left[\left(\sum_{i=0}^{q-1} (X_{t-i}^1 - \bar{X}^1)\right)\left(\sum_{i=0}^{q-1} (Y_{t-i}^1 - \bar{Y}^1)\right)\right]$$

$$= \sum_{i=0}^{q-1} \sum_{j=0}^{q-1} E[(X_{t-i}^1 - \bar{X}^1)(Y_{t-j}^1 - \bar{Y}^1)] \tag{A2}$$

ここで、証券 X, Y の 1 カ月収益率の時差 i-j の相互共分散を次のように表記する。

$$E[(X_{t-i}^1 - \bar{X}^1)(Y_{t-j}^1 - \bar{Y}^1)] = \gamma_{xy}(i-j) \tag{A3}$$

X_t^q と Y_t^q の共分散は時差 i-j の相互共分散を $q-|i-j|$ 個ずつ合計したものになる。例えば、時差 0 の相互共分散、つまり共分散は q 個含まれ

る。これにより(6)式が求まる。

$$\Gamma_{xy}(q) = \sum_{i=1-q}^{q-1} (q-|i|) \gamma_{xy}(i) \tag{A4}$$

X と Y が等しい場合は、 $\gamma_{xx}(i) = \gamma_{xx}(-i)$ となるので、(3)式は簡単に求まる。

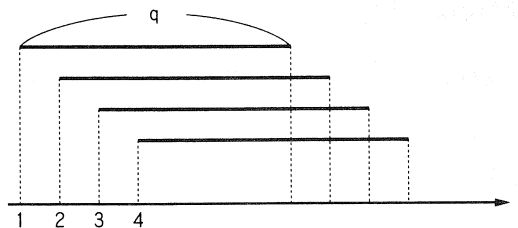
B. 重複データを用いた分散の不偏推定量

複数期間収益率の分散の推定に若干の工夫をした。推定の際にデータを期間ごとに区切って採用するとデータの個数が十分に得られない。例えば、25年間のデータから得られる 5 年間収益率はただか 5 個である。これでは精度の高い分散推定量が得られない。このような問題を回避するために、q 期間収益率の算出には、下図に示したようにデータの重複を許した方法を用いた。 S_t を t 時点の対数株価とし、n+1 個の株価データから推定した q 期間収益率 $S_t - S_{t-q}$ の不偏推定量は次のように示される。

$$\bar{\sigma}^2(q) = \frac{1}{(n-q+1)(1-q/n)} \sum_{t=q}^n (S_t - S_{t-q} - q\hat{\mu})^2$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} (S_n - S_0) \tag{B1}$$

図B1 重複データ



C. 分散比検定

収益率がランダムウォークする場合、q 期間の収益率の分散は 1 期間の収益率の分散の q

倍になる。その場合、 q 期間収益率の分散と 1 期間収益率の分散の q 倍の比で定義された $VR(q)$ は 1 になるはずである。

本稿で用いられた分散比検定の方法を示す。分散比 $\overline{VR}(q)$ は、 q 期間収益率の分散の不偏推定量 $\bar{\sigma}^2(q)$ と、1 期間収益率の分散の不偏推定量 $\bar{\sigma}^2(1)$ を用いて次のように表される。

$$\overline{VR}(q) = \frac{\bar{\sigma}^2(q)}{q\bar{\sigma}^2(1)} \quad (C1)$$

$n(VR(q) - 1)$ の漸近分布は以下のように与えられる。

$$n(VR(q) - 1) \sim N\left(0, \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q}\right)$$

$VR(q) - 1$ を規格化した $Z(q)$ は平均 0、標準偏差 1 の正規分布となる。

$$Z(q) = \frac{VR(q) - 1}{[\phi(q)]^{1/2}} \sim N(0, 1) \quad (C2)$$

$$\phi(q) = \frac{2(2q-1)(q-1)}{3qn} \quad (C3)$$

Engle[1982]の ARCH モデルに代表されるような不均一分散 (heteroschedasticity) を想定した場合、 $VR(q) - 1$ を以下のように規格化した $Z^*(q)$ が平均 0、標準偏差 1 の正規分布となる。

$$Z^*(q) = \frac{VR(q) - 1}{[\phi^*(q)]^{1/2}} \sim N(0, 1) \quad (C4)$$

$$\phi^*(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left[\frac{2(q-j)^2}{q} \right] \hat{\delta}(j) \quad (C5)$$

$$\hat{\delta}(j) = \frac{\sum_{t=j+1}^{nq} (S_t - S_{t-1} - \hat{\mu})^2 (S_{t-j} - S_{t-j-1} - \hat{\mu})^2}{\left[\sum_{t=1}^{nq} (S_t - S_{t-1} - \hat{\mu})^2 \right]^2} \quad (C6)$$

参考文献

Zvi Bodie, "On the Risk of Stocks in the Long Run.", *Financial Analyst Journal*, May/June 1995.

William N. Goetzman and Franklin R. Edwards, "Short-Horizon Inputs and Long-Horizon Portfolio", *The Journal of Portfolio Management*, Summer 1994.

James D. Hamilton, *Time Series Analysis*: Princeton University Press, 1994.

Charles W. Hodges, Walton R.L. Taylor, and James A. Yoder "Stocks, Bonds, the Sharpe Ratio, and the Investment Horizon", *Financial Analysts Journal*, November/December 1997.

Roger G. Ibbotson, Paul D. Kaplan, and James D. Peterson, "Estimates of Small-Stock Betas Are Much Too Low", *The Journal of Portfolio Management*, Summer 1997.

Haim Levy and Allon Cohen "On the Risk of Stocks in the Long Run: Revisited" *The Journal of Portfolio Management*, Spring 1998.

CHRISTINA Y.LIU and JIA HE, "A Variance-Ratio Test of Random Walks in Foreign Exchange Rates", *Journal of Finance*, June 1991.

Andrew W.Lo and A. Craig MacKinlay "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walk: Evidence from a Simple Specification Test", *The Review of Financial Studies*, Volume 1, number 1, 1988.

Matthew RICHARDSON and James H. STOCK, "Drawing Inferences From Statistics Based on Multiyear Asset Returns", *Journal of Financial Economics*, 25 (1989) .

Paul Samuelson, "Lifetime Portfolio Selection by Dynamic Stochastic Programming", *Review of Economics and Statistics*, 1969.

Paul Samuelson, "Longrun Risk Tolerance When Equity Returns Are Mean Regressing: Pseudoparadoxes and Vindication of Business Man's Risk", Lecture at the May 7-8, 1988, Yale Symposium in James Tobin's seventieth birthday.

Paul Samuelson, "The Judgment of economic science on rational portfolio management: Indexing, timing and long horizon effect", *The Journal of Portfolio Management*, Fall 1989.
 「株式の長期リスクについて(第2回)」、証券アナリストジャーナル、1997年5月号。

R.A.ジャロウ・V.マクシモビック・W. T.ジェンバ編/今野浩・古川浩一監訳、「ファイナンスハンドブック」、朝倉書店、1997年
 S.マーク・クリッツマン著、青山護訳、「証券投資のための数量分析入門」、日本経済新聞社、1997年。

