

# 投資期間の長さ と 標準偏差, 相関係数の関係

渡 辺 幹 文

## 要 旨

過去の平均リターン, 標準偏差, 相関係数から将来の期待リターンやリスクを推計する方法は年金等の長期投資の計画を策定する際にしばしば用いられる方法である。本研究は, そのような過去データを用いた方法における, 投資期間の長さが与える影響を明らかにしようとしたものである。日米の過去40年間の市場データを用いた検証では, 投資期間を1カ月から36カ月まで長くしても短期資産のリターンの標準偏差はほとんど減少しない。一方債券と株式の標準偏差はいずれも時系列相関がないとして計算した値とおよそ一致して減少するが, 24カ月以上の長い投資期間になると減少率がやや小さくなる傾向も認められた。また相関係数は投資期間が12カ月までは余り変化がないが, やはり24カ月以上になるとそれまでよりも相関度が高くなる傾向があった。またデータの開始日による差異を検証すると相関係数のほうでより顕著に, 投資期間が長くなるほど差異が増大するという傾向がみられた。これらの現象を乱数によって発生させた複数系列の多期間のリターン・データで検証すると, データ期間の長さに対する投資期間の長さが大きくなるほど標準偏差は真の値より小さくなり, データ系列の組み合わせごとの相関係数の差異は大きくなることが分かった。またオーバー・ラップしてデータを作成した方がこれらの傾向がより強まることも確認された。

## 目 次

- |                        |                  |
|------------------------|------------------|
| I. 目的                  | IV. データ開始日による違い  |
| II. 投資期間の長さ と 標準偏差の関係  | V. オーバー・ラッピングの影響 |
| III. 投資期間の長さ と 相関係数の関係 | VI. まとめ          |

## I. 目的

年金等の長期資産運用で重要な基本資産配分は目標リターンや許容リスクの条件と、各運用資産の長期的なリターン分布構造の仮定によって定まる。分布構造は通常正規分布を前提にし期待リターンと標準偏差、相関係数の三つのパラメータで代表させる。そして多くの場合それらのパラメータは過去の実績データを用いて推計される。また年金等の長期資産運用では投資期間を3年ないし5年、あるいはそれ以上と考えることが一般的だが、当然そのような投資期間のデータを十分な数得るためには相当長期の市場指数データが必要になる。しかし連続性のある市場指数データを長期で得ることは実際には難しいし適当な市場自体が存在しないこともある。そうした事情から実務では20年程度の期間の過去データを用い、1カ月や3カ月といった短い投資期間のリターンから計算された値をもとに長い投資期間に対応する値を推計したり、データ間の期間の重複を許すオーバー・ラップによってデータ数を増やす方法が取られることがある。このような方法をとった場合の問題について、日本市場では、渡辺 [1995/11] <sup>1)</sup> が投資期間の増加に対するリターンの標準

偏差の低下のしかたが短期資産で小さく、相関係数はデータ期間の時期による変化の程度が大きいこと、またオーバー・ラッピングの影響は顕著でなかったこと等を報告をしている。また米国市場ではアングリン等 [1996/2] <sup>2)</sup> が投資期間の長さや標準偏差について同様の報告をしている。そこで本研究ではこの問題を日米市場のデータと模擬データを用いて検証することによって、過去データを使って長期の投資期間に対する標準偏差や相関係数を推計する場合に、注意を払うべき資産の特性や計算上の問題点を明らかにすることを目的とした。

## II. 投資期間の長さや標準偏差の関係

投資期間の長さが1カ月、3カ月、6カ月、12カ月、24カ月、36カ月である場合のそれぞれの標準偏差を求める。ここでは1955年末を最初のデータの開始日とし各データがその期間の一部を重複させないようにして計算したリターン・データを用いた。本研究におけるリターンは各投資期間に対する累積リターンの対数値をとり投資期間の長さで除した年率の連続複利リターンとする。データ期間は1955年末から1995年末までの40年間である<sup>3)</sup>。(ただし本文では

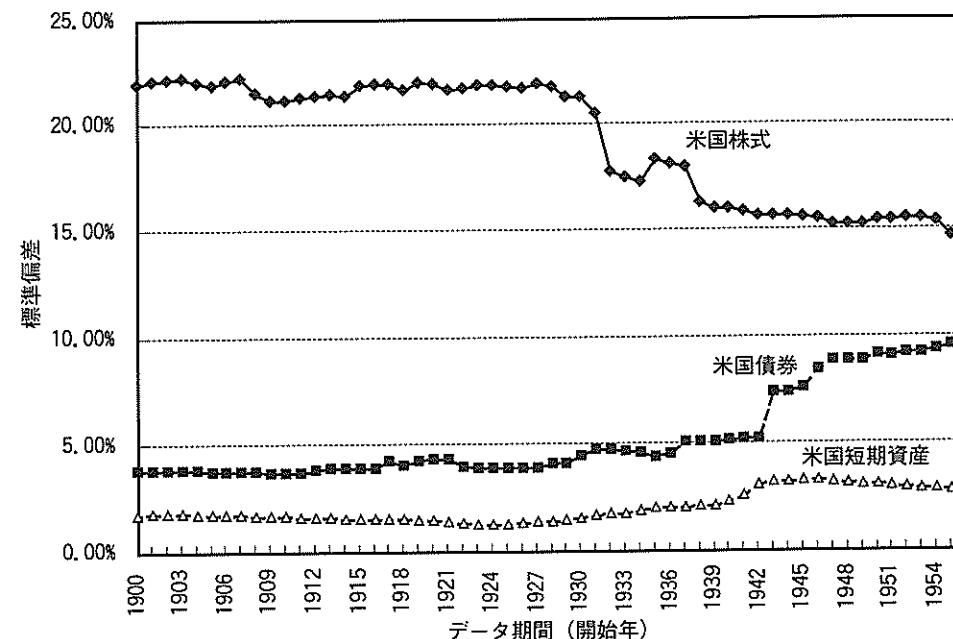
表1 投資期間の長さや連続複利リターン(年率)の標準偏差  
データ開始日: 1955年12月末, 重複無し, データ期間(1956年~1995年)

資産		1 カ月	3 カ月	6 カ月	12 カ月	24 カ月	36 カ月
日本	短期資産	2.5%	2.5%	2.5%	2.4%	2.3%	2.0%
	債券	13.9%	10.2%	8.0%	6.8%	4.7%	3.6%
	株式	60.5%	38.8%	29.7%	21.9%	14.0%	11.4%
米国	短期資産	2.9%	2.8%	2.8%	2.8%	2.7%	2.7%
	債券	31.6%	20.3%	13.7%	10.3%	7.4%	5.7%
	株式	49.1%	30.9%	22.3%	15.0%	7.5%	5.1%

表2 投資期間の長さやボラティリティ(期間1年)  
データ開始日: 1955年12月末, 重複無し, データ期間(1956年~1995年)

資産		1 カ月	3 カ月	6 カ月	12 カ月	24 カ月	36 カ月
日本	短期資産	0.7%	1.2%	1.7%	2.4%	3.2%	3.5%
	債券	4.0%	5.1%	5.7%	6.8%	6.7%	6.3%
	株式	17.5%	19.4%	21.0%	21.9%	19.8%	19.7%
米国	短期資産	0.8%	1.4%	2.0%	2.8%	3.8%	4.7%
	債券	9.1%	10.1%	9.7%	10.3%	10.4%	9.9%
	株式	14.2%	15.5%	15.8%	15.0%	10.6%	8.9%

図1 連続複利リターン(年率)の標準偏差のデータ期間の時期による違い  
重複無し, データ期間(1900年~1995年の内の40年間), 投資期間12カ月



1956年~1995年のように記すことにする。)

表1から、短期資産の標準偏差は日米ともに投資期間が長くなった場合でも余り減少していないことが分かる。これに対して債券と株式はコンスタントに減少している。この減少程度を比較するために、各標準偏差の値に投資期間の長さの平方根を掛ける方法で、時系列相関をゼロとした仮定した場合の各指数のボラティリ

ティ(期間1年)の大きさを計算して比較する。

表2に示すように、短期資産は日米とも投資期間が長くなるほどボラティリティは増加する。これは実際には短期資産の時系列相関が高いことを意味する。このデータ期間で日米の短期資産の時系列相関を計算すると、投資期間1カ月(1カ月ずらし)では0.97と0.97、投資期

間12カ月(12カ月ずらし)では0.62と0.85であった。また債券と株式は日米とも投資期間が12カ月まではボラティリティーがやや増加傾向にあるが、逆に24カ月から36カ月でやや減少傾向があり特に米国の株式で著しい。日本の債券と株式の各時系列相関は投資期間1カ月が0.30と0.05、投資期間が12カ月では-0.30と0.04であった。一方米国の債券と株式の各時系列相関は投資期間1カ月が0.12と0.04、投資期間が12カ月では0.04と-0.21であった。

また表1の日米の標準偏差を比較すると債券においても株式においても差が認められる。そこで米国市場の1900年から始まる長期データを用いて、データ期間をこれまでの検証と同じ40年とした場合の標準偏差の時間的な変化を確認してみると、図1に示すように、米国債券の標準偏差は開始年が1940年代になってから増加しており、それ以前は現在の日本の値と同じ5%以下であったことが分かる。また株式の場合は逆に1930年ごろから減少しており、それ以前は現在の日本以上に高い20%以上の値となっている。これらの時間的な変化は債券については1980年代の高金利時代がデータ期間に含まれるか否かで生じていると考えられ、株式は1929年の大暴落がデータ期間に含まれるか否かで生じていると考えられる。

表3 投資期間の長ささと連続複利リターン(年率)の相関係数  
データ開始日:1955年12月末, 重複無し, データ期間(1956年~1995年)

資産		1カ月	3カ月	6カ月	12カ月	24カ月	36カ月
日本	短期/債券	0.06	0.08	0.08	0.07	0.27	0.29
	債券/株式	0.22	0.27	0.18	0.22	-0.27	-0.21
	株式/短期	-0.05	-0.07	-0.11	-0.13	0.06	0.06
米国	短期/債券	0.08	0.08	0.13	0.20	0.26	0.60
	債券/株式	0.30	0.33	0.27	0.30	0.36	0.64
	株式/短期	-0.03	-0.06	-0.06	-0.04	0.20	0.35

1956年からの40年間のデータでも前半20年と後半20年に分けると債券の標準偏差は日本では前半が8.4%, 後半が4.9%で後半が約3.5%大きく、米国では逆に前半が6.7%, 後半が11.9%で後半の方が約5%大きい。これも金利レベルの違いが原因と考えられる。株式は日本では前半が23.4%, 後半が19.8%で後半が約4%小さく、米国では前半が17.3%, 後半が11.9%で後半が約5%小さくなっている。日本の株式市場は90年代に入ってからの大幅な調整にもかかわらず標準偏差は後半の方が小さい。一方米国市場における直近20年間の低さは注目に値するが、72年から74年までの大幅な調整以降は投資期間を1年間とすると(87年の暴落含めても)大きな下落データが入ってこないことがその理由と考えられる。

### Ⅲ. 投資期間の長ささと相関係数の関係

次に、投資期間の長さが1カ月、3カ月、6カ月、12カ月、24カ月、36カ月である場合の、それぞれの連続複利リターン(年率)の相関係数を求める。標準偏差の場合と同様に1955年末を開始日としデータ間での期間の重複は無いものとする。

表3から、各資産共1カ月から12カ月までの比較的短い期間においては相関係数の値の差異は小さい。しかし24カ月、36カ月になるとそれまでとは明らかに異なった値を取っている。例えば日米とも短期資産と債券の相関は12カ月まではほぼ無相関であるのに対して、24カ月と36カ月では順相関の度合いが高まり、米国の36カ月では0.60の高い値となっている。また短期資産と株式の相関は12カ月までは日米ともほぼ無相関であるが、米国では24カ月、36カ月になると順相関の度合いが高まっている。また債券と株式の相関係数は日米とも12カ月までは0.2から0.3程度の順相関であるが、日本の場合26カ月と36カ月では-0.2から-0.3程度の逆相関に転じ、米国の場合36カ月では0.64と高い順相関になっている。

### Ⅳ. データ開始日による違い

これまでの検証は1955年末を開始日としデータ間で期間の重複がないようにした場合の結果であった。このような方法であると、たまたま選択したデータの期間の両端が例えば株式市場の暴落直後であるというような偶然が起こりうる。データ数が少ないと当然その影響は大きくなるはずである。そこで3カ月、12カ月、36カ月の投資期間のリターンを、開始日の月をずらして数系列計算し各系列ごとの標準偏差と相関係数の違いを検証する。

図2に投資期間が12カ月の開始日の異なる12系列の各標準偏差を示す。これらの標準偏差の最大格差は、日本の短期資産で0.1%, 債券で0.7%, 株式で3.6%, 米国の短期資産で0.0

図2 連続複利リターン(年率)の標準偏差のデータ開始日による違い  
重複無し, データ期間(1955年末, 56年1月等~1995年), 投資期間12カ月

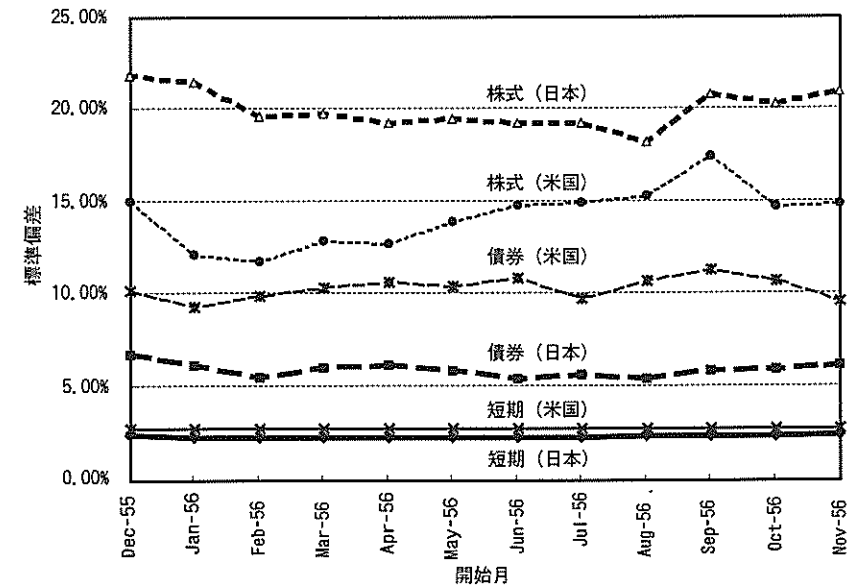
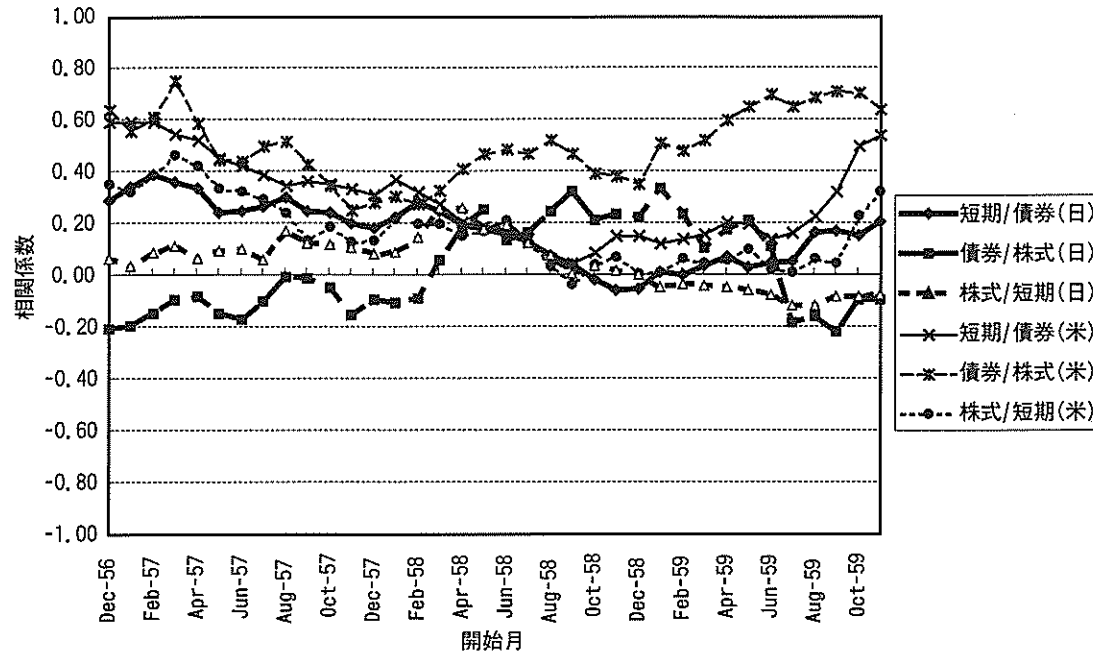


図3 連続複利リターン(年率)の相関係数の開始日による違い  
重複無し, データ期間(1955年末, 56年1月等—1995年), 投資期間36カ月



%, 債券で2.0%, 株式で5.7%である。また投資期間が36カ月の場合には36系列の各標準偏差の間の最大格差は日本の短期資産で0.5%, 債券で1.8%, 株式で3.3%, 米国の短期資産で0.2%, 債券で3.1%, 株式で4.2%であった。

一方, 相関係数の最大格差は投資期間が12カ月の場合では, 日本の短期資産対債券で0.19, 債券対株式で0.28, 株式対短期資産で0.14, 米国の短期資産対債券で0.14, 債券対株式で0.20, 株式対短期資産で0.15である。この格差は図3に示す投資期間が36カ月の場合には日本の短期資産対債券で0.42, 債券対株式で0.55, 株式対短期資産で0.38, 米国の短期資産対債券で0.51, 債券対株式で0.46, 株式対短期資産で0.49となる。これらの格差は投資期間が12カ月に比べて大きく増加している。当然, 投資期間が長いほど同一のデータ期間から取得でき

るデータ数が減少しサンプル・データによる推計誤差が大きくなるのが原因と考えられるが, 同じ条件の標準偏差の場合と比較すると相関係数の変動幅は大きく見える。これらの現象に関して, 更に次で検討する。

### V. オーバー・ラッピングの影響

過去データからリターンを計算する場合に, 各データをその期間の一部を重複させるオーバー・ラッピングの方法は(例えば投資期間1年のリターンを月次ずらして取る方法), 全データ期間が短い場合にもデータ数を増やせる方法として用いられることがある。しかし, このような方法で見かけ上のデータ数を増加させても母集団を推計する信頼性が増しているとは考えにくい。またこの方法について他にも幾つ

かの問題点が指摘される。例えば, 全データの開始と終点の両端近くの期間は重複回数为中心部よりも少なくなりデータのいわば活用程度に時期による差が生じる。また隣接するデータは共通の期間が長いほど当然両者の相関性は高くなる。その結果全データにおける標準偏差が小さく相関係数は高くなる可能性がある。そこでこのオーバー・ラッピングのリスクと相関係数に与える影響を確認するため次のような検証を行った。

表4では40年間の過去データを用いリスクと相関係数を月次ずらしてオーバー・ラッピングして計算したものと, オーバー・ラッピングさせないで計算したものとを比較している。ここではオーバー・ラッピングさせない場合は, 各データの開始

と終わりの時期が異なる複数の系列について計算した値の平均値を取っている。表4に示されるように検証結果では両者の大きさはほぼ等しい。投資期間が12カ月, 36カ月の日本の株式等わずかにオーバー・ラップの方が低いものがあるが, この結果からでははっきりした傾向があるとは判断しがたい。表5には相関係数の場合を示すが, ここでもオーバー・ラッピングによる明らかな差異は認められない。この結果が真理であるならわざわざ複数のオーバー・ラッピングしないデータを作成して平均を取るよりも, オーバー・ラッピングで計算したほうが作業的に楽である。

そこで次に, もっと多数なデータによるできるだけ偶然性を排除した検証を行うために実際

表4 投資期間の長さ標準偏差と連続複利リターン(年率)の標準偏差  
データ期間(1956年~1995年)

資産		3カ月		12カ月		36カ月	
オーバー・ラップ		なし	あり	なし	あり	なし	あり
日本	短期資産	2.5%	2.5%	2.3%	2.3%	1.8%	1.7%
	債券	9.7%	9.7%	5.9%	5.9%	2.9%	2.9%
	株式	36.6%	36.5%	20.0%	19.8%	12.2%	12.1%
米国	短期資産	2.8%	2.8%	2.8%	2.8%	2.6%	2.6%
	債券	19.6%	19.6%	10.4%	10.3%	6.4%	6.4%
	株式	28.8%	28.8%	14.2%	14.2%	6.4%	6.4%

表5 投資期間の長さ標準偏差と連続複利リターンの相関係数  
データ期間(1956年~1995年)

資産		3カ月		12カ月		36カ月	
オーバー・ラップ		なし	あり	なし	あり	なし	あり
日本	短期/債券	0.08	0.07	0.11	0.10	0.17	0.19
	債券/株式	0.23	0.23	0.19	0.19	0.02	0.01
	株式/短期	-0.07	-0.08	-0.09	-0.09	0.05	0.05
米国	短期/債券	0.10	0.10	0.16	0.15	0.30	0.29
	債券/株式	0.29	0.29	0.39	0.39	0.50	0.48
	株式/短期	-0.05	-0.05	-0.01	-0.02	0.17	0.16

のデータではなく一定の正規分布の連続複利リターンをランダムに1200個づつ60系列発生させ、これをもとに1カ月の模擬リターン・データを100年分60系列作成した。このデータを用いてオーバー・ラッピングさせて計算した標準偏差を60系列分計算する<sup>4)</sup>。

表6は模擬データのもとになった母集団の標準偏差に対する、計算された標準偏差の比率である。なお計算値は60系列の各標準偏差の平均値である<sup>5)</sup>。

表6 データ期間と連続複利リターン(年率)の標準偏差の真の値に対する比率  
(模擬データ60系列の平均値)

オーバー・ラップ	データ期間/投資期間	100年	90年	80年	70年	60年	50年	40年	30年	20年
あり	1カ月	100.0%	99.9%	99.8%	99.5%	99.5%	99.6%	99.7%	99.3%	99.2%
	12カ月	99.6%	99.6%	99.2%	99.0%	98.6%	98.3%	97.8%	96.8%	95.2%
	24カ月	99.5%	98.8%	98.1%	97.6%	97.0%	96.5%	95.4%	93.2%	89.9%
	36カ月	99.5%	98.3%	97.3%	96.7%	95.9%	95.0%	92.7%	89.8%	84.7%
なし	12カ月	100.1%	100.1%	100.0%	99.9%	99.8%	99.6%	99.4%	98.9%	98.5%
	36カ月	100.6%	100.1%	99.0%	98.4%	98.3%	98.4%	96.8%	93.7%	90.5%

表7 データ期間と連続複利リターン(年率)の相関係数  
(模擬データ60系列に用いた59の組み合わせの平均値と標準偏差)

オーバー・ラップ	投資期間/データ期間	100年	90年	80年	70年	60年	50年	40年	30年	20年	
あり	1カ月	平均	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	0.00	-0.00	-0.01
		標準偏差	0.03	0.03	0.03	0.04	0.04	0.04	0.05	0.06	0.07
	12カ月	平均	0.00	0.00	-0.00	0.01	0.00	0.01	0.02	0.02	0.00
		標準偏差	0.08	0.09	0.09	0.09	0.10	0.11	0.12	0.15	0.15
	24カ月	平均	0.00	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	-0.01
		標準偏差	0.12	0.13	0.13	0.13	0.16	0.17	0.19	0.24	0.23
36カ月	平均	0.02	0.01	-0.01	0.01	0.01	0.07	0.02	0.01	-0.02	
	標準偏差	0.15	0.16	0.16	0.18	0.20	0.21	0.24	0.31	0.31	
なし	12カ月	平均	-0.00	-0.01	-0.01	-0.00	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
		標準偏差	0.08	0.08	0.07	0.08	0.09	0.09	0.11	0.16	0.17
	36カ月	平均	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.02	-0.02	-0.01	-0.02	-0.06
		標準偏差	0.05	0.06	0.06	0.07	0.07	0.08	0.09	0.10	0.13

オーバー・ラップによって計算した場合、投資期間1カ月ではデータ期間が100年で真の標準偏差のほぼ100%の大きさである。しかしデータ期間が70年では99.5%、40年では99.7%、20年では99.2%まで減少する。投資期間12カ月の場合には、データ期間が100年では真の標準偏差のほぼ100%の大きさであるが、80年では99%、40年では98%、20年では95%まで減少する。投資期間が24カ月ではデータ期間が80年では98%、40年では95%、20年では90%まで

減少する。投資期間が36カ月ではデータ期間が80年では97%、40年では93%、20年では85%まで減少する。

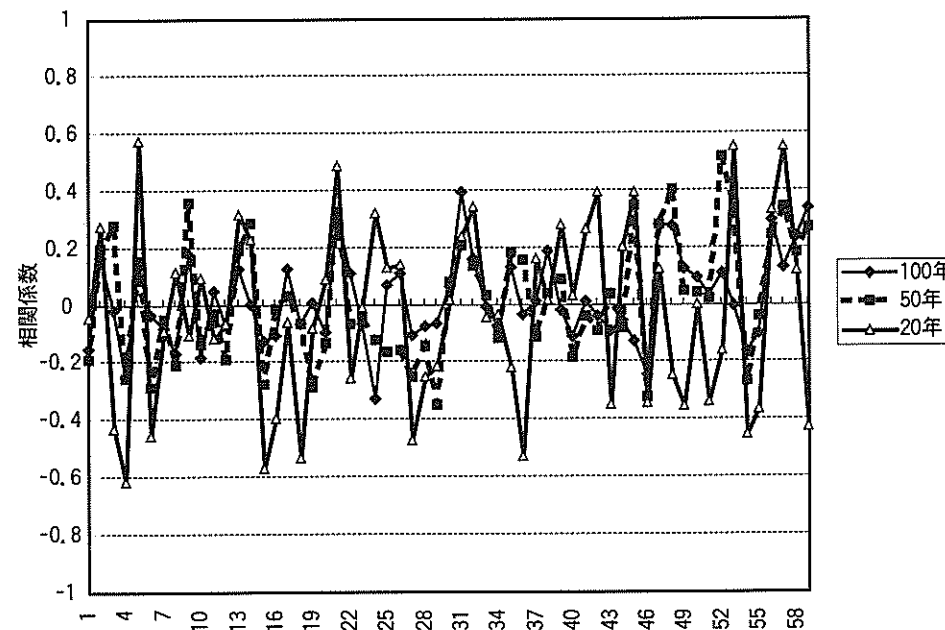
次に同じデータを使ってオーバー・ラップさせない場合とを比較する。オーバー・ラップさせない場合は投資期間12カ月でデータ期間が100年から30年までは約99%の大きさであり、データ期間が20年でも98.5%までしか減少しない。投資期間が36カ月では、データ期間が80年までは99%であるが、40年では97%、20年では91%と減少する。つまり、オーバー・ラップさせない場合でもデータ期間の長さに対して投資期間が長くなると標準偏差は真の値よりも小さい値が計算されるが、その減少率はオーバー・ラップさせて計算した場合の方が大きくなっている。この結果は表4の実際のデータを使った

結果とは異なったものである。

次に、100年間の模擬データを用いて、ある系列のデータと他の系列のデータの相関係数をデータ期間を変えながら投資期間ごとに計算する。これらのデータはもともと無相関の条件で発生させたものであるから真の相関係数はゼロである。ここでは1系列のデータに対する残りの59系列組み合わせの相関係数を計算し、表7ではその59個の相関係数の平均値と標準偏差を示す。

オーバー・ラップによって計算した場合の平均値はほぼゼロである。しかし系列ごとの相関係数のバラ付きはデータ期間が短くなるほど、投資期間が長くなるほど大きくなり、36カ月で20年間のデータ期間では標準偏差は0.31と高い値を示している。つまり、投資期間に対して

図4 データ期間と連続複利リターン(年率)の相関係数  
(模擬データ60系列に用いた59の組み合わせの各計算値)  
投資期間36カ月の場合





データ期間が短いほど計算された相関係数は真の相関係数から乖離する可能性が高まることを示している。オーバー・ラップさせないで1系列ごとに開始日の異なるデータ系列を作成し複数の相関係数を計算した上でそれらの平均値を取った場合、その各59系列の平均相関係数の標準偏差はオーバー・ラップの場合と比較すると投資期間が12カ月ではほぼ等しく、36カ月では小さくなる。

つまり、相関係数の値はオーバー・ラップの有り無しによらずその期待値は真の値になるが、推計誤差はデータ期間の長さに対する投資期間の長さが長くなるに従い増加する。この時、オーバー・ラップさせた場合の方が、オーバー・ラップさせない複数の系列の平均値を取るよりも推計誤差が大きくなっている。

図4には、オーバー・ラップありの投資期間36カ月の場合で、59個の相関係数の各計算値がデータ期間ごとにどの程度異なっているかを示す。

## VI. まとめ

検証結果を考察を添えて以下にまとめる。

- (a)基準期間を1年とした連続複利リターンの標準偏差においては、日米とも短期資産は投資期間が長くなってほとんど減少しないことが特徴的である。この理由は短期資産の時系列相関が高いためと考えられる。一方、債券と株式はコンスタントに低減するが投資期間が1カ月から12カ月までは無相関を仮定した場合よりはやや高くなり、24カ月、36カ月では標準偏差は逆に小さくなる。この理由の一つには投資期間の長さに対してデータ期間が十分長くないことが

考えられ、模擬的に発生させた長期データを用いた検証を行うとデータ期間に対する投資期間の長さが長くなると標準偏差は真の値よりも確かに小さい値となることが分った。しかしその減少率はオーバー・ラップさせない場合にはデータ期間40年に対して投資期間36カ月では約3%で、それだけでは実際のデータによる減少を十分に説明できない。

- (b)日米の株式と債券の標準偏差は大きく異なっているが、米国の長期データを見ると時期によっては日本と同水準であり、金利水準や大きな株価変化の影響等が考えられる。

- (c)基準期間を1年とした連続複利リターンの相関係数の大きさは投資期間が1カ月から12カ月までは大きな変化はない。しかし24カ月、36カ月ではそれまでと異なる値を示す。これはデータ期間に対する投資期間の長さが長くなる、相関係数の推計誤差が大きくなることが原因と考えられる。模擬的に発生させた長期データによる検証によれば、データ期間に対する投資期間の長さが長くなるほど、相関係数が系列の違いによって大きく異なることが確認された。

- (d)各データの期間の重複つまりオーバー・ラッピングの影響は、実際のデータではほとんど認められなかった。むしろ、特定の開始日だけのオーバー・ラッピングのないデータを用いた計算をすると時期的な影響が大きくなることに注意すべきある。したがって母集団の推計には開始日を複数にして計算を行いその平均値を用いる方が良いと考える。一方模擬的に発生させたデータによる検証では実際のデータによる検証と

異なり、オーバー・ラッピングした場合にはデータ期間の長さが投資期間の長さ比べて短くなると標準偏差が明らかに減少した。またこの減少率はオーバー・ラップしない場合よりも大きいことも確認された。一方、相関係数はデータ期間の長さが投資期間の長さ比べて短くなると各系列間の相関係数の値の差が大きくなった。その差の大きさはオーバー・ラップした場合のほうが投資期間が36カ月で大きくなった。

注

- 1) 渡辺幹文「基本ポートフォリオの構築方法(1)」『年金運用』創刊号、年金資金運用研究センター、平成6年11月、1項。  
2) Ernest M Ankrum, Steven M Fox, Chris Hen-

sel, "Asset Allocation Input and Investment Horizons", Frank Russel Company Reseach Commentary, February 1996.

- 3) 各資産の市場指数は、日本の短期資産；コール有担保翌日（月末）、債券；電債の金利変化をもとに推計した指数（1955～64）+NRI, BPI 総合（1965～95）、株式；TOPIX+配当、米国の短期資産；T-Bill（3 Month）、債券；S & P High-grade Corporate Bond Index（1900～1973）、lehman Brothers long-term High Quality G/C Bond Index（1973～1995）、株式；S & P 500+配当。  
4) 各系列は連続複利リターンの分布をもとに投資期間1カ月のリターンを1200個発生させている。つまり100年分のデータを模擬的に作成している。  
5) オーバー・ラップなしの場合は、まず各系列で投資期間の数の系列データを作成し、それ毎に計算した標準偏差や相関係数の平均値を取った上で、さらに60系列の平均値を計算している。

（フランク・ラッセル・ジャパン(株)ゼネラル・マネージャー）