論文　JIS A 1121「ロサンゼルス試験機による粗骨材のすりへり試験方法」の不確かさの推定に関する一考察

高野　智宏[*1]・手代木　賢治[*2]・寺田　哲美[*3]・山中　誠[*4]

要旨：試験結果に対する信頼性の表現方法が国際ルールの適用により統一化された。本論文ではロサンゼルス試験機による骨材のすりへり試験方法を一例に測定の不確かさの推定について検討を行った。不確かさは標準誤差とも呼ばれ，統計的な解釈によるばらつきを示す表記である。不確かさに関する要因を大分類すると測定器具類(評価タイプ B)と試験者(評価タイプ A)からなる。また，この分類中にも多数の不確かさ要因があり，また重なり，複雑である。そこで，実験計画法にもとづいた試験計画を立て，分散分析を行うことで効率よく，重なりのない不確かさを推定することが可能であると考えられる。

キーワード：不確かさの推定，実験計画法，分散分析，JIS A 1121

1.　はじめに

国際ルール(GUM)の適用に伴い，各試験結果に対する信頼性の表現方法が統一化された。これまでの誤差とは異なり新しい信頼性の指標として不確かさがそれである。一般的に機器類では±誤差(信頼水準 95%)として機器性能表などにばらつきの程度が記され，信頼性を示している。誤差は「真の値」が求められることを前提に「誤差」＝「測定値」－「真の値」と定義されるが，真の値を求めることは難しい [1)]。そこで，不確かさを新たに用いることとしている。不確かさとは真の値が分からなくても，最も真の値に近い値(平均値，相加平均)を求め，その値を既知の範囲で補正し，その値から確率的にどの程度の範囲に求める値が分布しているのかを示す方法で，測定結果に付随した，合理的に測定量に結び付けられる値のばらつきを特徴づけるパラメータである(不確かさは新しい用語であり，例えば平均値の標準不確かさは従来までの用語であれば平均値の標準偏差，または平均値の標準誤差と示していた。)[1),2)]。不確かさを評価する方法にはAタイプ評価とBタイプ評価の2つの方法があり，それぞれ測定データ，使用する装置・器具の器差などから，不確かさの要因の分布(ばらつき)について検討し，評価する。要約するとAタイプ評価は実際の測定データを統計的に解析し不確かさを推定する方法で，B タイプ評価は校正証明書や仕様書等に記載された数値データを参照または引用し，確率分布を仮定し，不確かさを評価する。一連の試験を行う場合，これらの不確かさを合成し，試験結果の不確かさとして試験結果と共に表記を行う。

AならびにBタイプ評価より求めた不確かさを合成する場合など，不確かさの要因同士が重なり，不確かさを肥大する可能性がある。そこで，本論文では JIS A 1121 ロサンゼルス試験機による骨材のすりへり試験方法を一例に実験計画法を用いて，効率よく，重なりの少ない不確かさの算出を考察するものである。

一般的に実験計画法は実験結果にどのような要因がどの程度の影響を及ぼすかを統計的な分散分析から知見を得る手法である [3),4)]。この手法は，多数ある影響するかもしれない要因から，大きく影響する要因のみを特定することが可能であること，多数の要因が複雑に重なり合い影響する場合があるが線点図ならびに直交配列表を用いた実験計画を行うことで単独の要因について知見を得ることができ，また，上記した手法を用いることで，場合によっては試験回数も削減することが可能である。

2.　JIS A 1121 による試験手順概要

JIS A 1121「ロサンゼルス試験機による粗骨材のすりへり試験方法」に準拠した試験手順の概要を下記に示す [5)]。

1) 試料は，代表的なものを採取し四分法によって縮分する。
2) 試料は，試料の粒度にもとづいたふるいを用いてふるい分ける。
3) **表-1** に示す粒度区分のうち，試験する粗骨材の粒度に最も近い粒度区分を選び，それに該当する粒径の範囲の粗骨材を水で洗った後，105±5℃の一定質量になるまで乾燥(24 時間)させる。
4) 乾燥させた粗骨材を該当する粒度区分の試料に適合するように 1g まで量って試料とする。
5) 試料の全質量(m_1)が，**表-1** に適合することを確認する。

*1 共和コンクリート工業株式会社　技術研究所　試験グループ　博士（正会員）
*2 共和コンクリート工業株式会社　技術研究所　試験グループ（正会員）
*3 共和コンクリート工業株式会社　技術研究所　試験グループ　試験リーダー
*4 共和コンクリート工業株式会社　技術研究所　試験所所長（正会員）

6) 試料の粒度区分に応じて**表-2** に適合するように球を選び，これを試料と共に円筒に入れ，ふたを取り付け，毎分30～33の回転数でA～DおよびHの粒度区分の場合は500回， E～Gの場合は1000回，回転させる。

7) 試料を試験機から取り出し，1.7mm のふるいでふるう。この時，湿式でふるってもよい。

8) ふるいに残った試料を水で洗った後，105±5℃の温度で一定質量となるまで乾燥(24 時間)し，質量(m_2)を量る。

9) すりへり減量は，式(1)によって算出し，四捨五入によって小数点以下1桁に丸める。

表-1 粒度区分と試料質量

粒度区分	ふるいで区分した粒径の範囲(mm)	試料の質量(g)	試料の全質量(g)
A	10 ～ 15	1250±10	5000±10
	15 ～ 20	1250±10	
	20 ～ 25	1250±25	
	25 ～ 40	1250±25	
B	15 ～ 20	2500±10	5000±10
	20 ～ 25	2500±10	
C	5 ～ 10	2500±10	5000±10
	10 ～ 15	2500±10	
D	2.5 ～ 5	5000±10	5000±10
E	40 ～ 50	5000±50	10000±100
	50 ～ 60	2500±50	
	60 ～ 70	2500±50	
F	25 ～ 40	5000±25	10000±75
	40 ～ 50	5000±50	
G	20 ～ 25	5000±25	10000±50
	25 ～ 40	5000±25	
H	10 ～ 20	5000±10	5000±10

表-2 粒度区分と球の質量

粒度区分	球の数	球の全質量(g)
A	12	5000±25
B	11	4580±25
C	8	3330±25
D	6	2500±25
E	12	5000±25
F	12	5000±25
G	12	5000±25
H	10	4160±25

$$R = \frac{m_1 - m_2}{m_1} \times 100 \quad \cdot\cdot\cdot (1)$$

R：すりへり減量 (%)

m_1：試験前の試料の質量 (g)

m_2：試験後，1.7mm のふるいに残った試料の質量 (g)

3. 特性要因図

試験における測定の不確かさの要因は， JIS A 1121 の試験手順から**図-1** に示すような特性要因図が考えられる[6]。**表-3** に不確かさ要因の概要を示す。

装置器具に関して，ロサンゼルス試験機および球はJIS規格品，またはJIS規格以上の精度を有する試験機を用いている事，さらに，これらの不確かさは不確かさを推定する試験を遂行するに当たり，必然的に含まれた形で算出される。よって，ここでは不確かさの推定を除外する。

乾燥機に関して，乾燥機の温度が105±5℃であることを確認し，試料の質量に変化がなくなるまで，乾燥時間をとっていることから，乾燥機の不確かさを除外する。これは試料状況の乾燥状況の要因でも同じ事が言え，不確かさを除外する。よって，装置器具では，はかりおよびふるいの不確かさのみをBタイプ評価より算出し含める。

試験環境条件では大気圧，温度および湿度が要因としてあげられるが，これら要因は，これより記述する数日にも及ぶ各要因の不確かさを推定する試験に含まれた状態で不確かさが算出される。よって，試験環境条件に関する要因はすべて除外する。

試験者に関して試験者の違いおよび装置器具の取り扱いの要因があげられる。ここでは，試験要員3名に統計的手法を取り入れた実験計画のもとに，試験を実施し試験結果より不確かさを算出した。これら3名は試験に関して十分な経験または力量を有するがこれまでの経験年数が異なる。よって，A タイプ評価の不確かさを推定する試験では，試験者の違い並びに装置器具の取り扱いの要因について行う。さらに，この試験では同一試験を試験環境(温度や雰囲気)が異なる中で同一ロットの試料を用いて数ヶ月にわたり試験を繰り返し行っていることから，試験環境の異なる繰返し誤差による要因の不確かさも包含され，推定される。また，同一条件で 2 回の繰り返しを行っているため，これをさらに繰り返しの誤差としてAタイプ評価の不確かさに含める。

以上の内容より**表-3** に示すような不確かさ要因が本試験では考えられる。Aタイプ評価では主に試験者の違い，装置器具の取り扱いならびに繰返し誤差の要因が挙げられ，これらは試験を実施し分散分析より推定を行う。Bタイプ評価ではふるいならびにはかりの不確かさ要因が挙げられ，器差などから推定を行う。

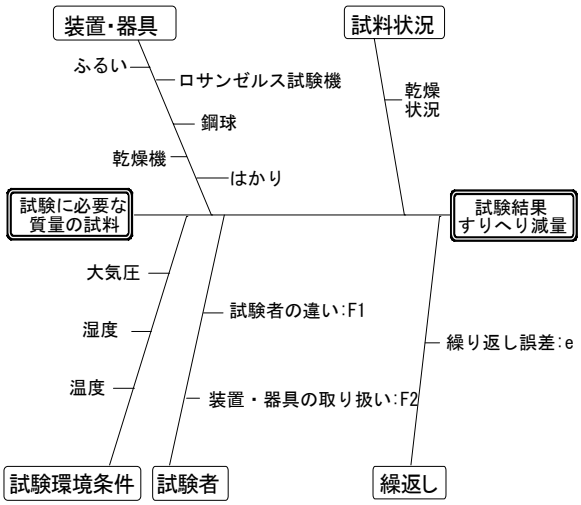

図-1 特性要因図

表-3 不確かさ要因表(概要)

ロサンゼルス試験機におけるすりへり試験に影響する要因				評価タイプ	推定手法
番号	区分	要因	内容		
①	装置器具	ﾛｻﾝｾﾞﾙｽ試験機	材質、寸法、抵抗性	－	④試験者の不確かさの推定試験に含まれる。
		球	重さ、寸法	－	④試験者の不確かさの推定試験に含まれる。
		乾燥機	試料の乾燥状況	－	乾燥時間を十分にとっていることから除外する。
		ふるい	ふるい目開き	B	JIS Z 8801-1に規定されたもので、許容差より算出する。
		はかり	はかりの指示値	B	はかりの校正証明書に記載の標準不確かさを用いて求める。
②	試験環境条件	大気圧	装置・器具	－	④⑤に含まれ算出される。
		温度			
		湿度			
③	試料状況	乾燥状況	試料質量	－	①乾燥機に示す内容と同じ。
④	試験者	試験者の違い	測定者	A	試験結果から分散分析を行い、推定する。
		装置器具の取り扱い	経験の違い		
⑤	繰返し	繰返し誤差	再現性		

4. 試験で用いる骨材の選定

不確かさを推定する試験において，各項目で比較を行うことから，岩質を均質とする。よって，試験には安山岩の砕石 5～20mm を用いた。骨材の表乾密度は 2.61g/cm^3，吸水率 2.77%である。また，試料ロットは統一するため，十分な量の試料から四分法を行い，使用する量だけを採取した。

この試料は先にふるい分けを実施しており，ふるい分け試験の結果から粒度区分は C 区分であった。

5. 不確かさの推定

5.1 B タイプ評価

(1) ふるいの相対標準不確かさ

本試験で用いるふるいは 1 種類のみであり，JIS Z 8801-1 で規定されている 1.7mm のふるい(公称目開き D:1.7mm)である。そこで，JIS Z 8801-1 に記載されている平均目開きの許容差 U_{sa11}(±0.06mm)より相対標準不確かさ u_{sa11}/D を式(2)より算出する。算出した結果，2.038%であった。

$$u_{sa11} / D = U_{sa11} / \sqrt{3} / D \times 100 \quad \cdot\cdot\cdot (2)$$

u_{sa11}/D:ふるいの相対標準不確かさ(%)
U_{sa11}:ふるいの平均目開き許容差(±mm)，0.06
D:公称目開き(mm)，1.7

(2) はかりの相対標準不確かさ

質量測定に使用するはかりの相対標準不確かさは校正証明書に記載された標準不確かさより求める。

本試験における試料質量の最大質量は 5000g である事から，本試験で用いるはかりの校正証書に記載されている m:10000g の拡張不確かさ U:1.9g を用いるとともに，式(3)より相対標準不確かさ u_{sa12}/m を算出する。

結果，はかりによる質量測定に起因する相対標準不確かさ u_{sa12}/m は 0.010%であった。

$$U_{sa12} / m = U / k / 10000 \times 100 \quad \cdot\cdot\cdot (3)$$

u_{sa12}:はかりの標準不確かさ(g)
U:校正証明書に示す拡張不確かさ(g)
k:校正証明書に示す包含係数，2
m:10000g

(3) B 評価相対標準不確かさの合成

不確かさの合成は不確かさの伝播則にもとづいて B 評価相対合成標準不確かさを算出する。算出式を式(4)に示す。式(4)の詳細は参考試料[2)]に示し，ここでは省略する。

下式より B 評価相対合成標準不確かさ $U_{sa1}/sa1$ は 2.038(%)であった。つまり，B 評価の不確かさでは，はかりの相対標準不確かさ 0.010(%)はふるいの相対標準不確かさ 2.038(%)の約 1/200 とはるかに小さく，はかりの相対標準不確かさはこの度の B 評価不確かさの推定において無視できる範囲であった。

$$U_{sa1} / sa1 = \sqrt{(U_{sa11}/D)^2 + (U_{sa12}/m)^2} \quad \cdot\cdot\cdot (4)$$

$U_{sa1}/sa1$:B評価相対合成標準不確かさ (%)
U_{sa11}/D:ふるいの相対標準不確かさ2.038(%)
U_{sa12}/m:はかりの相対標準不確かさ0.010(%)

5.2 A タイプ評価

(1) 試験者ならびに繰返しに関する不確かさ

試験者に関しては試験者の違いならびに装置器具の取り扱いの 2 つ要因があり，この他に同一者が同じ試験を実施した場合に再現されるか否かを考慮した繰返し誤差による要因の計 3 つの要因が挙げられる。

最終的な不確かさは先に示したように各要因の不確かさを合成し推定する。つまり，不確かさ要因の数が多い場合，合成した最終的な不確かさは大きくなる可能性がある。また，関連する不確かさ要因の間には重なり合う不確かさが存在するため，合成した最終的な不確かさは肥大することが考えられる。よって，出来るだけ単一要因における重なりの少ない不確かさを推定する必要がある。例えば試験者が 2 名の場合，同時期に各々3 回の試験結果より試験者の違いの不確かさ推定することが出来る。しかし， 装置器具の取り扱いにおいて試験時期が異なる場合，同じ不確かさが得られることは無く，異なる時期に再度，同じ試験を実施する必要がある。また，各々3 回の試験を実施していることから各々の繰返し誤差を推定することが可能である。しかし，各々の繰返し誤差は異なる。さらに，これら不確かさ要因が試験結果に影響を及ぼすような不確かさを持っているのかも不

明であり，これらを単に合成することは不確かさを肥大させることになると考えられる。

以上のことから実験計画法をもとに不確かさの推定を行う。一般的に実験計画法では直交配列表を用いるため，複数の要因であっても，単独要因で試験結果に及ぼす影響の度合いを知ることができる。これを不確かさの推定に応用することを試み，考察する。

(2) 不確かさ要因と水準

表-4 に不確かさ要因と水準を示す。不確かさ要因は先に示しているように試験者の違い：F1 ならびに装置器具の取り扱い：F2 である。試験者の違いの水準は 3 名で A, B および C である。装置器具の取り扱いの水準は初回，初回から 1 ヶ月後ならびに初回から 2 ヶ月後である。以上の要因と水準数から本計画は 2 因子(要因)3 水準の形態を示しており，L9 直交配列表のもと，試験を組み合わせた。その配列を**表-5** に示す。なお，繰返し回数：e は 2 元配置法繰返し有りの分散分析を行うことから，同一時期に各々が試験を 2 回実施する結果より推定を試みる。

表-5 に示す No.1～9 の組み合わせにはどれ一つとして同じ組み合わせが存在せず，この組み合わせは偶然の組み合わせになっている。一般的に，この No.1～9 の組み合わせについて試験を実施し，その結果を用いて分散分析を行い，試験結果に影響を及ぼす要因が F 検定により特定された場合，この要因は数ある要因の水準を偶然に組み合わせたにも係わらず必然的に試験結果に影響を及ぼす要因であると見なされる。

表-4 不確かさ要因と水準

要　因	水準1	水準2	水準3
試験者の違い:F1	A	B	C
装置器具の取り扱い:F2	初回	初回から1ヶ月後	初回から2ヶ月後

表-5 直交配列させた水準

	不確かさ要因		
	試験者の違い:F1	装置器具の取り扱い:F2	繰返し回数:e
No. 1	A	初回	2
No. 2		初回から1ヶ月後	2
No. 3		初回から2ヶ月後	2
No. 4	B	初回	2
No. 5		初回から1ヶ月後	2
No. 6		初回から2ヶ月後	2
No. 7	C	初回	2
No. 8		初回から1ヶ月後	2
No. 9		初回から2ヶ月後	2

(3) 試験結果

先に示した骨材を用いて上述手順にもとづきロサンゼルス試験機による粗骨材のすりへり試験を実施した。その結果を**表-6** に示す。試験者各々が 3 ヶ月にわたり 2 回の試験を実施した。その結果，全体での平均値は 16.333(%)であった。

表-6 すりへり試験結果

	不確かさ要因		
	試験者の違い:F1	装置器具の取り扱い:F2	試験結果(%)
No. 1	A	初回	16.2
			16.3
No. 2		初回から1ヶ月後	16.3
			16.3
No. 3		初回から2ヶ月後	17.1
			16.9
No. 4	B	初回	17.0
			17.0
No. 5		初回から1ヶ月後	16.5
			16.3
No. 6		初回から2ヶ月後	15.8
			16.2
No. 7	C	初回	16.4
			16.2
No. 8		初回から1ヶ月後	16.1
			16.1
No. 9		初回から2ヶ月後	15.2
			16.1
		平均値(%)	16.333

(4) 分散分析結果

表-6 の試験結果をもとに分散分析(2 元配置法繰返し有り)を行った[3),7)]。その結果を**表-7** に示す。

その結果，装置器具の取り扱い：F2 の観測された分散比 0.840 は 1 以下を示し，試験結果に影響を及ぼさないことが分かった。そこで，装置器具の取り扱い：F2 の変動を繰り返し誤差：e の変動に加え，再度，分散分析を実施し，**表-8** に示す。

表-8 より試験者の違い：F2 の観測された分散比 2.518 は 1 以上で，かつ，5%F 境界値より小さい値を示した。

表-7 分散分析結果

不確かさ要因	変動	自由度	分散	観測された分散比	5%F境界値
F1	0.910	2	0.455	2.465	3.806
F2	0.310	2	0.155	0.840	3.806
e	2.400	13	0.185		
合計	3.620	17			

表-8 再分散分析結果

不確かさ要因	変動	自由度	分散	観測された分散比	5%F境界値
F1	0.910	2	0.455	2.518	3.682
e	2.710	15	0.181		
合計	3.620	17			

(5) 分散分析について

表-7 に示した分散分析結果について**図-2 ならびに図-3** に示す正規分布図より考察する。

図-2 に試験者の違い：F1 の正規分布図を示す。A の正規分布は**表-6** に示す No.1～3 の 6 個のデータを用いて算出した標準偏差(σa:0.348)より得た正規分布図で，A の正規分布と同様にして B は No.4～6(σb:0.431), C は No.7～9(σc:0.380)のデータより得た図である。

試験者の違いの正規分布は A, B ならびに C の平均値より算出した標準偏差(σ:0.225)より得た。

この図に示すように試験者の違いの 2 σの範囲は約 1%あり，A, B ならびに C の正規分布の頂点は試験者の違いの頂点より外れ，どれ一つとして試験者の違いの正規

分布の頂点と重なるものは見られなかった。

試験者の違い：F1 の観測された分散比は**表-7** ならびに**表-8** の分散分析の結果に示されたように, 5%F 境界値より小さかった。

以上のことから試験者の違いは試験結果に大きく影響を及ぼす要因ではないが適度なばらつきを試験結果にもたらす要因であることが考えられる。

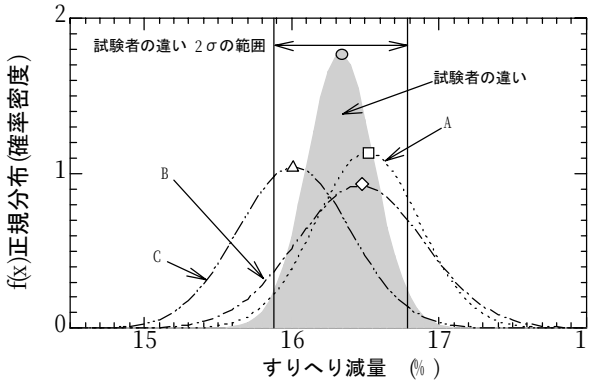

図-2 試験者の違いに関する正規分布

図-3 に装置器具の取り扱い:F2 の正規分布図を示す。

初回の正規分布は**表-6** に示す No.1, No.4 および No.7 の6個のデータを用いて算出した標準偏差(σ初回:0.348)より得た正規分布図で, また, 初回の正規分布と同様にして初回より 1 ヶ月後は No.2, No.5 および No.8(σ初回より 1 ヶ月後:0.137), 初回より 2 ヶ月後は No.3, No.6 および No.9(σ初回より 2 ヶ月後:0.641)のデータより得た図である。

装置器具の取り扱いの正規分布は初回, 初回より 1 ヶ月後ならびに初回より 2 ヶ月後の平均値を用いて算出した標準偏差(σ:0.131)より得た正規分布図である。

この図に示すように装置器具の取り扱いの正規分布の 2 σの範囲は約 0.5%と小さく, 初回より 1 ヶ月後ならびに初回より 2 ヶ月後の正規分布の頂点は装置器具の取り扱いの正規分布の頂点とほぼ重なる結果が得られた。

以上の結果より**表-7** の分散分析結果でも装置器具の取り扱いの観測された分散比は 1 以下を示していたことも含め, この要因は試験結果に影響を及ぼさないことが見て取れる [4)]。

ここで例えば, 分散分析の結果において, 要因が 5%F 境界値以上の場合についても記す。一例として**表-9** に示した値を用いる。これは A が試験結果に影響を及ぼすように**表-6** の A のすべて試験結果に 1%を加え, 強制的に他の者よりばらつくように操作を行った値である。この結果をもとに分散分析を行った結果を**表-10** に示す。

この表は装置器具の取り扱い:F2 の観測された分散比が 1 以下であったため繰返し誤差に加え再計算した表である。表に示されるように試験者の違いの観測された分散比(19.677)は 5%F 境界値(3.682)より大きい値を示している。

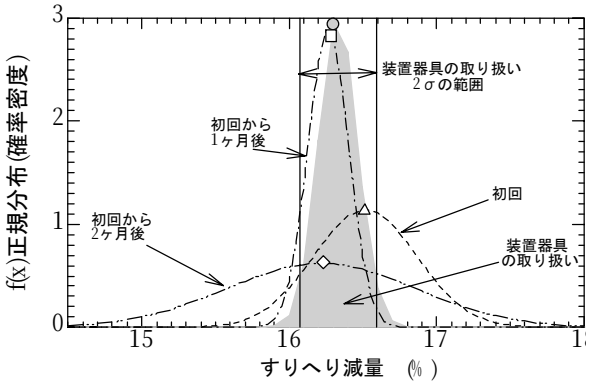

図-3 装置器具の取り扱いに関する正規分布

表-9 すりへり試験結果の一例

	不確かさ要因		
	試験者の違い:F1	装置器具の取り扱い:F2	試験結果(%)
No. 1	A	初回	17.2
			17.3
No. 2		初回から1ヶ月後	17.3
			17.3
No. 3		初回から2ヶ月後	18.1
			17.9
No. 4	B	初回	17.0
			17.0
No. 5		初回から1ヶ月後	16.5
			16.3
No. 6		初回から2ヶ月後	15.8
			16.2
No. 7	C	初回	16.4
			16.2
No. 8		初回から1ヶ月後	16.1
			16.1
No. 9		初回から2ヶ月後	15.2
			16.1
		平均値(%)	16.667

表-10 一例の分散分析結果

不確かさ要因	変動	自由度	分散	観測された分散比	5%F境界値
F1	7.110	2	3.555	19.677	3.682
e	2.710	15	0.181		
合計	9.820	17			

図-4 に試験者の違いに関する正規分布を示す。

A の正規分布は**表-9** に示す No.1～3 の 6 個のデータを用いて算出した標準偏差(σa:0.348)より得られる正規分布図で, また, A の正規分布と同様にして B は No.4～6(σb:0.431), C は No.7～9(σc:0.380)のデータより得られた図である。

試験者の違いの正規分布は A, B ならびに C の平均値より算出した標準偏差(σ:0.628)より得られた正規分布図である。

この図に示すよう試験者の違いの 2 σの範囲は約 2.5%あり, A, B ならびに C の正規分布の頂点は試験者の違いの頂点より外れ, 重なるものは見られない。よって, この場合の試験者の違いは試験結果に大きく影響を及ぼし, 過度なばらつきを試験結果にもたらす要因であること分かる。

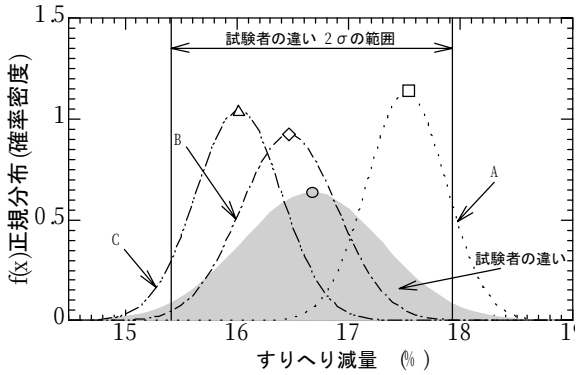

図-4 試験者の違いに関する正規分布(一例)

以上の結果より分散分析を用いることで，実験結果に適度に影響を及ぼす要因を断定することが可能であり，観測された分散比が 5%F 境界値以上になるような試験結果に大きく影響を及ぼす要因に関しては試験精度のレベルアップを努めるための参考資料になると考えられる。

(6) A タイプ評価の不確かさについて

表-8 の分散分析結果より A タイプ評価の不確かさを算出する。これまで示した試験者の違いの標準偏差は参考値のようなもので，正確な標準偏差ではない。正確な標準偏差は分散の期待値により算出される。**表-11** に期待値を示す[3),7)]。

表に示すように，σ_s が試験者の違いの標準偏差を示し，σ_R が繰り返し誤差の標準偏差を示しており，それぞれ算出すると σ_s は 0.214，σ_R は 0.425 であった。これは先に示した試験者の違いの標準偏差(σ:0.225)より小さい値が算出される。先に示した σ:0.225 には繰り返しの影響などが含まれていると考えられる。

よって，実験計画法を用いた分散分析より算出される要因の標準偏差は他の要因の影響が少ない標準偏差と考えられる。

これら標準偏差は平均値の標準偏差であり B タイプ評価と合成を行うため，試験結果の平均値(**表-6** 参照 Av.:16.333%)で除し，相対的な表示に変換する必要がある。

結果，σ_s/Av.は 1.301%，σ_R/Av.は 2.602%を示し，これらを式(5)を用いて A タイプ評価の相対合成標準不確かさ U_{sa2}/sa2 を推定すると 2.913%になる。

表-11 期待値

不確かさ要因	自由度	分散	期 待 値
F1	2	0.455	試験者の違いの分散＝$\sigma_R^2+6\sigma_S^2$
e	15	0.181	繰り返し誤差の分散＝σ_R^2
合計	17		

$$U_{sa2}\ /\ sa2 = \sqrt{(\sigma_s\ /Av.)^2 + (\sigma_R\ /Av.)^2} \quad \cdot\cdot\cdot (5)$$

U_{sa2}/sa2:A評価相対合成標準不確かさ (%)
σ_s/Av. :試験者の違いの相対標準不確かさ1.301(%)
σ_R/Av. :繰り返し誤差の相対標準不確かさ2.602(%)

5.3 試験における不確かさ

表-12 にバジェットシートの概要を示す。A タイプ評価ならびに B タイプ評価を合成し，すりへり試験の相対合成標準不確かさは 3.55%で相対拡張不確かさ(k=2)は 7.110(%)となった。

表-12 バジェットシート(概要)

不確かさの要因		記号	評 価 タイプ	相対標準不確かさ (%)
装置・器具	相対合成標準不確かさ	u_{sa1}/sa1	B	2.038
試験者	相対合成標準不確かさ	u_{sa2}/sa2	A	2.913
すりへり試験の相対合成標準不確かさ		u_{sa}/sa	−	3.555
相対拡張不確かさ(k=2)		U/a	−	7.110

6. おわりに

推定を行うには統計的な理論が必要である。しかし，不確かさの推定は難しく，詳細に規定された方法は存在しない。

これまでに示したように A タイプ評価の不確かさの推定では実験計画法を応用することで，関係のない不確かさ要因の削除ができ，かつ，他の要因の影響を受けない比較的純粋な不確かさの推定を行うことができると考えられる。さらに，その結果は試験精度のレベルアップを努めるための参考資料になると考えられる。

参考文献

1) (独)製品評価技術基盤機構:不確かさ入門ガイド，(独)製品評価技術基盤機構認定センター，認定-部門-ASG104-04,2007.8
http://www.iajapan.nite.go.jp/jnla/にて公開文書
2) 飯塚幸三 監修：計測における不確かさの表現ガイド, (財)日本規格協会, 2003.10
3) 田口玄一：実験計画法 上，丸善株式会社, 1976.12
4) 國分正胤：最新 土木材料実験，技報堂出版株式会社, pp352-377, 1978
5) 板倉省吾編集：JIS A 1121 ロサンゼルス試験機による粗骨材のすりへり試験方法 ，(財)日本規格協会, 2001
6) 磯部邦夫：実験計画法入門，日刊工業新聞社, 1967.1
7) 新版品質管理便覧編集委員会編：新版品質管理便覧, (財)日本規格協会, pp123-139, 1977.6