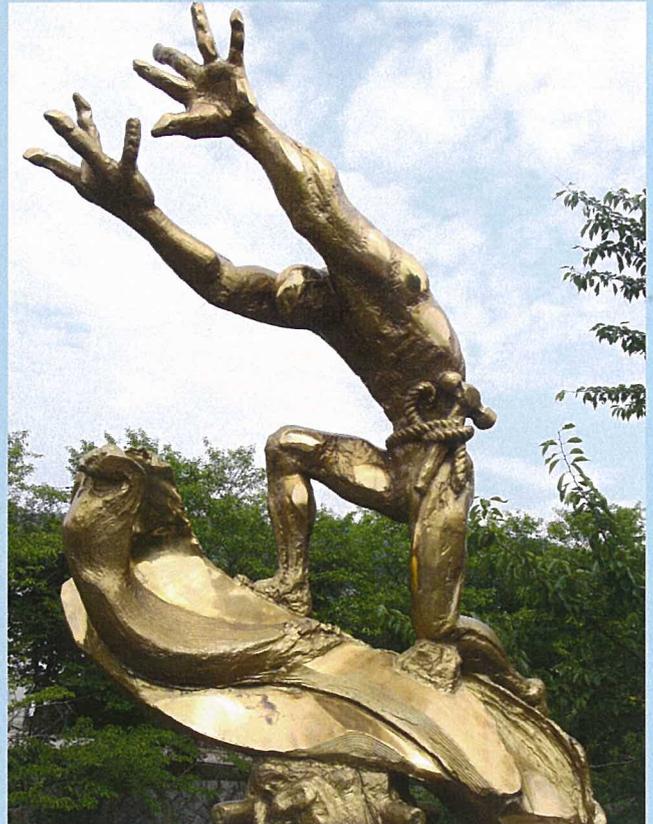


# CENTER NEWS 2010. 2 NO.282 **2**



協同組合 関西地盤環境研究センター

## 表紙説明

今回は京都のお水と題していくつか写真を撮りました。琵琶湖疎水と三川合流の入口と出口の写真ですが、土木技術者の活躍が残されています。

詳しくは、巻末に掲載いたします。

(鏡原 記)

## 目次

理事就任の挨拶 都留 陽次郎 .....	1
12月定例理事会 .....	2
12月主な会議・会合・行事 .....	3
組合員技術者紹介コーナー(第69回) 奥田 博之 .....	4
第3回ケータイフォトコンテスト結果発表 .....	6
第4回ケータイフォトコンテスト募集 .....	7
ISO物語 第1回 .....	8
論文発表 .....	9
リフレッシュフォーラム『技術者のロマン(浪漫)』アンケート集計結果 .....	18
【アフター5 ワイガヤ広場】開催報告(No.3) 本田 周二 .....	23
表紙説明 鏡原 聖史 .....	24
編集後記 .....	25



## 理事就任の挨拶

(株)東建ジオテック

取締役支店長 都留陽次郎

ホンマ、毎度オオキニ！が日常会話の「水の都」大阪に昨年4月に赴任して5月の総会で当センターの理事に就任いたしました(株)東建ジオテックの都留と申します。赴任して8ヶ月、ようやく近畿地区での1人歩きが出来る様になりました。

私は、この業界では営業畑一筋で38年間の過ぎようとしています。東京～名古屋～静岡～名古屋～さいたま～大阪の転勤勤務で人生の半分以上はこの業界と共に歩んできました。

私の営業生活38年を振り返ってみますと、入社当時（昭和47年）の経済状況は、自由民主党の田中角栄総理大臣における「日本列島改造論」で地質調査業も潤っていましたが、第一次オイルショックが発生し、ガソリンスタンドでの給油がストップになり、又トイレットペーパー不足が生じて一時は日本国内がパニック状態になった事もございます。第二次、第三次のオイルショックも起きましたが日本経済も発展途上であり、民間市場が不景気になれば国の公共事業が支えてくれた業種でありましたので、バブル景気の始まる平成元年まで持ち耐えられたと思います。そして平成元年から平成10年までのバブル景気に入り私達の業界もうなぎのぼりで右肩あがりの業績を上げ、インフラ、高速道路等が整備され営業活動の出張地域が日帰りコースになりました。

21世紀に入ってから、政権交代もあり団塊世代の定年退職、少子高齢化問題を抱え、「コンクリートから人へ」の国の政策で公共事業削減が続いております。また国内民間企業の低迷と平成20年度下期のリーマンショックからの世界的な経済不況に巻き込まれ、私共業界においても経営環境の厳しさが一段と増して来たのが現状下であります。

私のかつてな温故知新を述べてまいりましたが、理事になってセンターの印象は「無事これ名馬」と言われる競馬の格言があてはまります。センター誕生から30年間走り続けて来て何事もなく立派な業績を上げ実績と経験のある「名馬」です。

2010年は当センター創立30年を迎える節目の年になりますが、今年度は厳しい受注環境が予想され、私も微力ながら理事長始め、理事、組合員、組合職員、皆様方と力をあわせながら創意工夫したセンター運営で走り続け、センター発展に貢献したいと思っておりますのでご指導を宜しく申し上げます。

以上

## 組合員技術者紹介コーナー（第69回）



所 属：株式会社 阪神コンサルタンツ  
氏 名：奥田 博之  
生年月日：1967年10月17日  
出身地：大阪府

関西地質調査事務所の永田さんから紹介をいただきました（株）阪神コンサルタンツの奥田と申します。現在は、深掘りボーリングの現場管理で静岡県に出張中です。テーマは何でも良いとのことでしたので、我が家の毛むくじやらの犬娘『カレン』を紹介しようと思います。カレンは2000年1月生まれのシェパード犬です。

カレンとの出会いは、妻が「犬を飼いたい」と言い始めたのがきっかけです。最初はどんな犬種にしようかと迷っていたのですが、ある日、現場近くで発生した事件で捜査中のシェパード犬の凛々しさを見て惚れてしまいました（←単純）。インターネットで調べてみると、シェパード犬は人の言うことを良く聞く従順な犬種であり、しつけはしやすいけれど、ただ運動量が多くて散歩とか大変であるとのこと。まあ多少散歩が多いくらいは自分の健康のためにもなるかと思い、シェパード犬を飼ってみようと思いました。

シェパードの子犬のことをいろいろ問い合わせましたところ、京都の警察犬訓練所で子犬が生まれたという情報が入ったので、早速もらいに行きました。カレンは生まれた兄弟の中で一番元気な末娘でした。

家の中で育てていたときは、いろいろなものは壊すし、一日中ワンワン吠えるし、やたら元気な奴だなあと感じていました。でも予防接種が終り、散歩を始めるようになって初めて分かったのですが、カレンは内弁慶だったのです。近所の犬の中でも一番気弱で、でかい図体のくせにミニチュアダックスやシーズーといった小型犬にも吠えられたら怖じ気づいてしまいます。そうすると、カレンは犬の飼い主さんに愛想をふって何とかしてもらおうとするのですが（←浅知恵）、それが原因でその犬に更にきつく吠えられています（←悪循環）。

散歩は近所の公園によく行きます。すべり台はお気に入りの遊具のようで、夜とか誰もいない公園につれていくと、上っては滑るのを飽きもせず延々と繰り返しています。あとボール遊びも好きで、ニューボールを見せると一気にハイテンションになります。近所の子供とボール投げを楽しんでいます。

好きな食べ物は、ドッグフードとかよりも不思議なことに野菜や果物の方が好きなようです。庭で栽培していたトマトやナスやピーマンがカレンに食べら

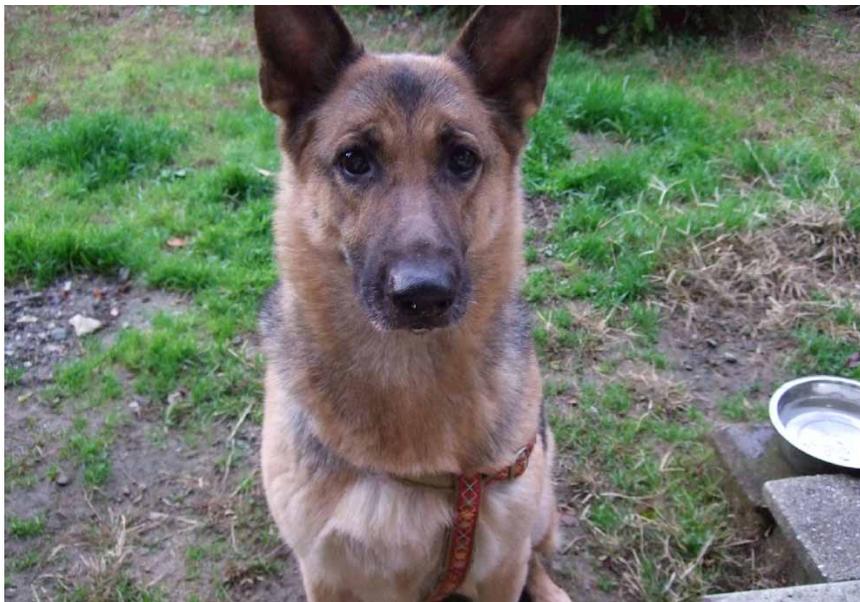
れて全滅していました（それ以来、家庭菜園はしていません）。犬としては変わっています。

そんなカレンも、もう 10 歳になってしまいました。人間でいえばおばあさんだと思いますが、相変わらず元気にはしゃいでいます。たくさん長生きして欲しいなあと思います。



我が家に来た頃

↓ 10年後



あいかわらず  
落ち着きが有  
りません

次回の執筆者には、学会委員会にて、昼の部、夜の部ともにお世話になっておりますサンコーコンサルタントの篠原正男さんを紹介させていただきます。篠原さんは、今回、急なお願いにもかかわらず、二つ返事で快諾して頂きました。それでは、篠原さん、よろしくお願い致します。

# 第3回ケータイフォトコンテスト 結果発表



1位. ぶどう狩り  
ペンネーム: 明石漁師

入選された方、おめでとうございます。  
次回も力作をお待ちしております。



2位. 切ない夕暮れ  
ペンネーム: 悩める乙女



3位. 池  
ペンネーム: 音やん

# 第4回ケータイフォトコンテスト テーマ“冬”

仕事場や旅先での一コマ、プライベートでの出来事、メッセージを伝えるワンショットなど、ケータイフォトに粋な題名を添えて応募してみませんか？

センターニュースでは、組合員の皆さんが携帯電話で撮影した写真を募集し、フォトコンテストを開催しております。

機材の性能や技術の差が出にくいケータイフォト限定なので、素人の方でも入選が狙えます。なお、入選者には豪華賞品？を用意していますので、奮ってご応募ください。

## [応募方法]

携帯電話で撮影した写真データに下記の事項を必ず書き添えて、メール「E-mail : [jyoho@ks-dositu.or.jp](mailto: jyoho@ks-dositu.or.jp)」にてご送信ください（お一人様の作品は1点にてお願いします）。

- ① 題 名
- ② 撮影した組合員の会社名と所属
- ③ 撮影者氏名（ペンネームにて掲載）
- ④ 連 絡 先



こちらの QR コードからも  
申込できます

## [〆切]

平成 22 年 3 月 12 日（金曜日）午後 5 時迄 です。

## [注意事項]

ご応募頂いた写真は HP でも公開することがありますので予めご了承ください。また、人物・美術品・写真等、著作物もしくは肖像を作品に使用する場合は、予め著作者や被写体の方などから事前の使用許諾・認証を得た上でご応募ください。

# = I S O 物語 第 1 回 =

## 試験データの品質保証への歩み

協同組合関西地盤環境研究センターでは、ISO9001 と ISO17025 の 2 つ ISO を運用し、組合員をはじめとする全ての顧客に対する試験データの品質保証に努めております。周知のように ISO9001 は品質システムを保証する仕組みですが、個々の試験データの品質まで網羅しておりません。一方、ISO17025 は品質システムのみならず、試験データの品質を保証するもので、そのためには個々の試験ごとに認定取得が必要となっております。

センターが 2 つ ISO を試験データの品質確保の手段とする背景には以下のことが挙げられます。ISO9001 の取得に関して、国土交通省が 2001 年から ISO9000 シリーズを公共工事に適用することに対応するため、1998 年から準備を開始し、2000 年に取得しております。

また、ISO170025 取得に関する社会情勢として、2004 年ころより性能設計法の普及に対する議論が盛んになってきたこと、2005 年 3 月に品確法(公共工事の品質確保の促進に関する法律) 施行されたこと、さらに同年 11 月に発覚した耐震偽装事件が世間を賑わしたことが挙げられます。これらの状況下、センターは顧客に対して安心して使用できる試験データの提供を目的として取得準備を開始し 2007 年 2 月に取得しました。

ISO17025 取得後 3 年目にあたる平成 22 年 1 月 13 日に第 2 回サーベイランスを受審しました。多少の指摘事項もありましたが、今後の改善項目として取り組んで行く次第です。

さて、本シリーズでは次回以降、ISO17025 の試験所認定の意義とセンターとの役割について、お伝えしていきます。

## ISO 活動のあゆみ

活動経緯			ISO の種別	
西暦	月	日	9001	17025
2000	3	15	認証取得	
2000	9	8	第1回 サーベイランス	
2001	4	12	第2回 サーベイランス	
2001	8	29	第3回 サーベイランス	
2002	4	9	第4回 サーベイランス	
2003	1	23	第1回 更新審査	
2003	5	28~29	移行審査(2008年版)	
2004	5	13	第5回 サーベイランス	
2005	5	18	第6回 サーベイランス	
2005	12	16	第2回 更新審査	
2007	2	16		試験所認定取得
2007	6	13	第7回 サーベイランス	
2008	1	23		第1回 サーベイランス
2008	6	4	第8回 サーベイランス	
2008	12	17	第3回 更新審査	
2010	1	13		第2回 サーベイランス

## ＜ 論文発表 ＞

「地盤の環境・計測技術に関するシンポジウム 2009」が社団法人地盤工学会関西支部主催で平成 21 年 12 月 1 日に開催されました。

当センターから、橋本地盤技術課職員が論文を発表いたしましたので、次ページより紹介いたします。

## 土質試験結果の不確かさの算定方法

土質試験，不確かさ，分散分析

(協) 関西地盤環境研究センター 正会員 ○橋本 篤  
国際会員 澤 孝平  
国際会員 中山 義久  
阪部 秀雄

### 1 はじめに

製品の品質の判断を初め，あらゆるものの特性を示すために，検査・試験が行われ，その試験結果（測定値）の精度は製品などあらゆるもの（検体）の特性の判断にとって大きな意味を持っている．この測定値の精度として，古くから「誤差＝真値－測定値」が使われている．しかし，真値が未知であるので，誤差を正しく評価することは困難である．そこで，1993年にISOはGUM: Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement<sup>1)</sup>を公表し，国際的に統一した精度の表示方法として「不確かさ」を提示した．これ以降，あらゆる測定値の精度は「不確かさ」により表記されるようになってきている．

当センターでは，土の含水比試験・土粒子の密度試験・土の粒度試験（ふるい分析）・土の湿潤密度試験・土の一軸圧縮試験及びセメント系改良土の六価クロム溶出試験の6項目について，試験結果の不確かさを評価し，2007年にISO17025に基づく「試験所」として認定登録を受けている<sup>2)</sup>．また，昨年の本シンポジウムでは三軸圧縮試験結果の不確かさの求め方について提案した<sup>3)</sup>．今回は，土の含水比試験・土粒子の密度試験・土の湿潤密度試験及びセメント系改良土の六価クロム溶出試験について，試験結果の不確かさの算定方法を主に分散分析を用いて再検討したので，その成果を報告する．

### 2 不確かさ算出の流れ

不確かさは図-1の流れに従って算出し，バジェットシートとしてまとめる．

#### (1) 測定のばらつきの要因

まず，測定値の不確かさに影響する要因をリストアップする．これらの要因としては，測定器具・装置・測定方法・測定者・測定室の環境などが考えられる．これらの結果をフィッシュボーン図にまとめるとわかりやすい．測定値を求める際のあらゆる条件を検討し，不確かさに与える影響が少ないと判断できる要因は，排除してよい．

#### (2) 各要因の標準不確かさ

次に，測定値に与える要因ごとのばらつきを標準偏差として表す．これを各要因の「標準不確かさ」という．それぞれの要因に対する推定値 $x_i$ を実験などにより求めると，測定値 $y$ は式(2.1)のように， $x_i$ のある関数として表わされることになる．

$$y = f(x_1, x_2, \dots) \quad (2.1)$$

各要因の標準不確かさ $u(x_i)$ は，検証実験，参考図書，校正証明書などから求める．実験により標準不確かさを求める場合，実験結果を分散分析する方法が有効である．

#### (3) 合成標準不確かさ

不確かさの伝播則を利用して，測定値 $y$ の「合成標準不確かさ」 $u_c(y)$ は式(2.2)のように求める．

$$u_c^2(y) = \sum_i \left( \frac{\partial f}{\partial x_i} \right)^2 u^2(x_i) \quad (2.2)$$

ここに，偏微分 $(\partial f / \partial x_i)$ は「感度係数」といい，各要因の標準不確かさが測定値の不確かさに及ぼす影響を表示したものである．

#### (4) 拡張不確かさ

最後に，合成標準不確かさ $u_c(y)$ を定数 $k$ （包含係数という）倍して「拡張不確かさ」 $U(y)$ とする． $k$ としてはふつう2を用いる．この場合，測定値の分布の95%を含む区間が設定される．

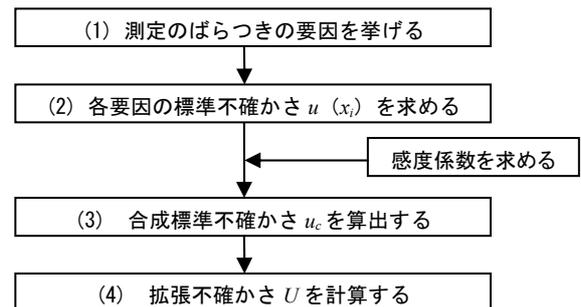


図-1 不確かさを求める手順

Methods for Evaluating and Expressing Uncertainty in Measurement of Soil Tests, Atsushi HASHIMOTO, Kohei SAWA, Yoshihisa NAKAYAMA, Hideo SAKABE (Kansai Geo-environment Research Center)

$$U(y) = k u_c(y) \tag{2.3}$$

測定値の最良推定値（ふつう平均値）を  $y_a$  とすると、測定値は拡張不確かさ  $U(y)$  に基づき次のように表わされる。

$$y = y_a \pm U(y) \quad (k=2) \tag{2.4}$$

表-1 試料質量の測定値と含水比

測定者	繰返回数	$m_a$ (g)	$m_b$ (g)	$m_c$ (g)	$w$ (%)
a	1	68.06	55.96	27.62	42.70
	2	67.63	55.47	27.06	42.80
	3	67.87	55.79	27.30	42.40
	4	72.10	58.83	28.04	43.10
	5	69.99	57.27	27.96	43.40
b	1	47.70	41.45	26.98	43.19
	2	50.04	43.11	28.11	46.20
	3	47.50	41.35	27.31	43.80
	4	50.03	43.05	27.04	43.60
	5	47.28	41.28	27.58	43.80
c	1	47.78	41.66	27.49	43.19
	2	50.75	43.97	27.98	42.40
	3	48.59	42.34	27.94	43.40
	4	50.71	43.78	28.07	44.11
	5	46.90	41.00	27.53	43.80
d	1	82.17	64.08	22.21	43.21
	2	86.05	68.60	27.92	42.90
	3	87.51	69.56	27.23	42.40
	4	92.12	72.57	27.83	43.70
	5	90.28	71.51	28.06	43.20
e	1	87.99	69.81	28.11	43.60
	2	88.69	70.38	27.90	43.10
	3	87.98	69.91	27.89	43.00
	4	89.49	70.72	27.57	43.50
	5	90.18	71.20	27.87	43.80
平均値		68.62	56.19	27.46	43.37

### 3 土の含水比試験結果の不確かさの算定

#### 3.1 含水比試験結果に影響を及ぼす要因とモデル式

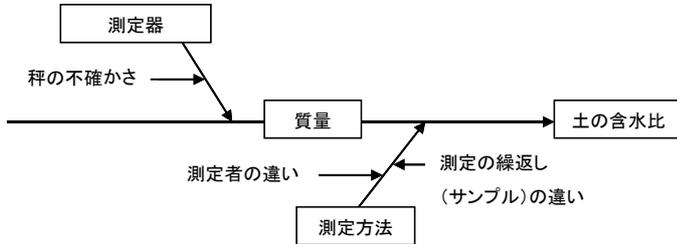


図-2 含水比試験の影響要因

土の含水比試験の結果に影響する要因として、今回は図-2 示す要因について検討する。まず測定器では、質量測定に用いた秤の不確かさを取りあげ、秤の校正証明書より求める。秤の不確かさは質量を通じて含水比に影響する。次に、測定方法では測定者の違いと測定の繰返しの影響を求める。5名の測定者が試料土からそれぞれ5ヶのサンプルを採取し、含水比を測定した。5ヶのサンプルによる違いを測定の繰返しと考え、求められた含水比結果を一元配置の分散分析により解析した。

土の含水比  $w$  (%) は次のモデル式から求められる。

$$w = \frac{m_a - m_b}{m_b - m_c} \times 100 + e_A + e_r \tag{3.1}$$

ここに、 $m_a, m_b, m_c$  : (湿潤試料+容器), (乾燥試料+容器) 及び容器の質量

$e_A$  : 測定者の違いによる含水比の違い

$e_r$  : 測定の繰返し (サンプル) の違いによる含水比の違い

なお、秤の不確かさは直接的には、 $m_a, m_b, m_c$  の各質量測定値に関係するため、その測定値の中に含まれる。このモデル式に、不確かさの伝播則を適用すると、次のようになる。

$$u_c^2(w) = \left(\frac{\partial w}{\partial m_a}\right)^2 \cdot u^2(m_a) + \left(\frac{\partial w}{\partial m_b}\right)^2 \cdot u^2(m_b) + \left(\frac{\partial w}{\partial m_c}\right)^2 \cdot u^2(m_c) + u_A^2(w) + u_r^2(w) \tag{3.2}$$

ここに、 $u_c(w)$  : 含水比の合成標準不確かさ

$u(m_a), u(m_b), u(m_c)$  : 秤の校正が原因の  $m_a, m_b, m_c$  の標準不確かさ

$u_A(w), u_r(w)$  : 測定者及び測定の繰返し (サンプル) の違いによる含水比の標準不確かさ

$\left(\frac{\partial w}{\partial m_a}\right), \left(\frac{\partial w}{\partial m_b}\right), \left(\frac{\partial w}{\partial m_c}\right)$  :  $m_a, m_b, m_c$  の感度係数

#### 3.2 測定者と繰返しによる含水比の標準不確かさ

5人の測定者 (a, b, c, d, e) が5回ずつ繰返し測定した含水比の結果は、表-1 である。このデータを用いて一元配置の分散分析を行うと、表-2 が得られる。

表-2 によると、測定者間の分散比 (測定者間の分散 / 繰返しの分散) が F 境界値 (F 分布の信頼区間 95% の値) より小さいので、含水比は測定者による違いが小さいと判断できる。さらに、分散の期待値を考慮すると、

表-2 含水比の分散分析表

変動要因	変動	自由度	分散	分散比	F 境界値	分散の期待値
測定者間	4.43E+00	4	1.11E+00	2.38	2.87	$\sigma_e^2 + 5\sigma_A^2$
繰返し	9.31E+00	20	4.66E-01			$\sigma_e^2$
合計	1.37E+01	24				

表-3 含水比の分散・標準偏差・標準不確かさ

項目	分散 ((%) <sup>2</sup> )		標準偏差 (%)		標準不確かさ (%)	
測定者	$\sigma_A^2$	0.12821	$\sigma_A$	0.35806	$u_A$	0.35806
繰返し	$\sigma_e^2$	0.46573	$\sigma_e$	0.68245	$u_e$	0.68245

測定者の違いおよび測定の繰返し（サンプル）の違いによる分散と標準偏差が求められる。普通の測定では、1人の測定者が3回測定するため、この標準偏差を1倍及び(1/√3)倍してそれぞれの標準不確かさとする（表-3 参照）。

3.3 秤による含水比の標準不確かさと感度係数

秤の JCSS 校正証明書によると、拡張不確かさは 0.02g であり、包含係数  $k=2$  であるから標準不確かさは 0.01g となる。

一方、感度係数  $\left(\frac{\partial w}{\partial m_a}\right), \left(\frac{\partial w}{\partial m_b}\right), \left(\frac{\partial w}{\partial m_c}\right)$  は式(3.1)の偏微分として表され、 $m_a, m_b, m_c$  の平均値（表-1）を用いると次のように求められる。

$$\frac{\partial w}{\partial m_a} = \frac{100}{(m_b - m_c)} = 3.48165 \quad (\%/g)$$

$$\frac{\partial w}{\partial m_b} = \frac{100 \cdot (m_c - m_a)}{(m_b - m_c)^2} = -4.98836 \quad (\%/g)$$

$$\frac{\partial w}{\partial m_c} = \frac{100 \cdot (m_a - m_b)}{(m_b - m_c)^2} = 1.50670 \quad (\%/g)$$

表-4 含水比のバジェットシート

項目	標準不確かさ $U(x)$	感度係数 $c$	$c \cdot u(x)$
$u_A$ 測定者	0.35806 (%)	1	0.35806 (%)
$u_e$ 繰り返し	0.39401 (%)	1	0.39401 (%)
$um_a$ はかり $m_a$	0.01 (g)	3.48165 (%/g)	0.03482 (%)
$um_b$ はかり $m_b$	0.01 (g)	-4.9884 (%/g)	-0.04988 (%)
$um_c$ はかり $m_c$	0.01 (g)	1.50670 (%/g)	0.015067 (%)
$u_c(w_n)$	合成標準不確かさ		0.53608 (%)
$U(w_n)$	拡張不確かさ(k=2)		1.07216 (%)

3.4 含水比の合成標準不確かさと拡張不確かさ

以上の結果をまとめると、表-4のバジェットシートが得られる。表-4では、合成標準不確かさに包含係数  $k=2$  を掛けて拡張不確かさ  $U$  を求めている。従って、今回の含水比試験結果の不確かさは、次のように表される。

土の含水比： $w_n = 43.37\% \pm 1.07\% \quad (k=2)$

4 土粒子の密度試験結果の不確かさの算定

4.1 土粒子密度に影響を及ぼす要因とモデル式

土粒子の密度試験に影響する要因として、ここでは、図-3 に示す要因について検討する。まず、測定器では質量測定に用いた秤の不確かさを取上げ、秤の校正証明書より求める。秤の不確かさは質量を通じて土粒子密度に影響する。

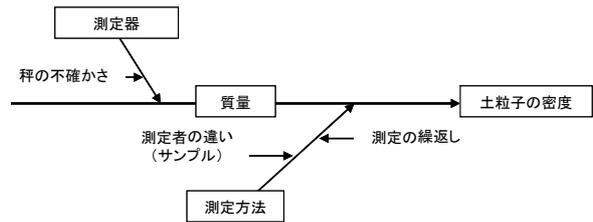


図-3 土粒子密度の影響要因

次に、測定方法では測定者の違いと測定の繰返しの影響を求める。5名の測定者がそれぞれ1つのピクノメータに試料土を採取し、乾燥土試料  $m_s$ 、(蒸留水+ピクノメータ) 質量  $m_a$ 、及び(蒸留水+ピクノメータ+試料土) 質量  $m_b$  を10回ずつ測定して土粒子密度を求めた。求められた土粒子密度の結果を一元配置の分散分析により解析した。

これ以外に試験室の環境(室温・湿度)、温度計の校正値、煮沸時間などが土粒子密度に影響すると考えられるが、今回は検討していない。従って、土粒子の密度  $\rho_s$  (g/cm<sup>3</sup>) は次のモデル式から求められる。

$$\rho_s = \left( \frac{m_s}{m_s + m_a - m_b} \right) \times \rho_w + e_A + e_r \quad (4.1)$$

ここに、 $e_A$ : 測定者(サンプル)の違いによる土粒子密度の違い

$e_r$ : 測定の繰返しによる土粒子密度の違い

なお、秤の不確かさは直接的には  $m_s, m_a, m_b$  の各質量測定値に関係するため、その測定値の中に含まれる。

このモデル式(4.1)に、不確かさの伝播則を適用すると次式になる。

$$u_c^2(\rho_s) = \left( \frac{\partial \rho_s}{\partial m_s} \right)^2 \cdot u^2(m_s) + \left( \frac{\partial \rho_s}{\partial m_a} \right)^2 \cdot u^2(m_a) + \left( \frac{\partial \rho_s}{\partial m_b} \right)^2 \cdot u^2(m_b) + u_A^2(\rho_s) + u_r^2(\rho_s) \quad (4.2)$$

ここに、 $u_c(\rho_s)$ : 土粒子密度の合成標準不確かさ

$u(m_s), u(m_a), u(m_b)$ : 秤の校正が原因の  $m_s, m_a, m_b$  の標準不確かさ

$u_A(\rho_s), u_r(\rho_s)$ : 測定者(サンプル)の違い及び測定の繰返しによる土粒子密度の標準不確かさ

$\left( \frac{\partial \rho_s}{\partial m_s} \right), \left( \frac{\partial \rho_s}{\partial m_a} \right), \left( \frac{\partial \rho_s}{\partial m_b} \right)$ :  $m_s, m_a, m_b$  の感度係数

4.2 測定者（サンプル）の違いと測定の繰返しによる土粒子密度の標準不確かさ

5人の測定者（a, b, c, d, e）がそれぞれ10回ずつ繰返し測定した土粒子密度の結果は、表-5である。このデータを用いて一元配置の分散分析を行うと、表-6が得られる。表-6によると、測定者間の分散比がF境界値より大きいので、土粒子密度は測定者（サンプル）による違いが大きいと判断できる。さらに、分散の期待値を考慮すると、測定者（サンプル）の違いおよび測定の繰返しによる分散と標準偏差が求められる。普通の測定では、1人の測定者が3個の試料土を測定するため、この標準偏差を(1/√3)倍及び、1倍してそれぞれの標準不確かさとする（表-7参照）。

表-5 土粒子密度の測定値

繰返し回数	測定者				
	a	b	c	d	e
1	2.593	2.585	2.577	2.595	2.591
2	2.592	2.587	2.576	2.595	2.591
3	2.592	2.585	2.578	2.595	2.590
4	2.593	2.586	2.577	2.595	2.590
5	2.591	2.585	2.578	2.596	2.590
6	2.592	2.585	2.577	2.597	2.590
7	2.592	2.581	2.577	2.596	2.590
8	2.593	2.585	2.576	2.594	2.590
9	2.591	2.585	2.576	2.595	2.589
10	2.593	2.584	2.577	2.594	2.591
平均値	2.588				

4.3 秤による土粒子密度の標準不確かさと感度係数

秤の JCSS 校正証明書によると、拡張不確かさは0.0078gであり、包含係数k=2であるから、標準不確かさは0.0039gとなる。

一方、感度係数  $\left(\frac{\partial \rho_s}{\partial m_s}\right), \left(\frac{\partial \rho_s}{\partial m_a}\right), \left(\frac{\partial \rho_s}{\partial m_b}\right)$  は(4.1)式の偏微分として表され、 $m_s, m_a, m_b$ の平均値（5名が10回ずつ測定した50個の平均は、 $m_s = 22.749g, m_a = 152.445g, m_b = 166.429g$ ）を用いると、次のよう求められる。

$$\frac{\partial \rho_s}{\partial m_s} = \rho_w \frac{(m_a - m_b)}{(m_s + m_a - m_b)^2} = -0.182024 \quad ((g/cm^3)/g)$$

$$\frac{\partial \rho_s}{\partial m_a} = \rho_w \frac{m_s}{(m_s + m_a - m_b)^2} = -0.296114 \quad ((g/cm^3)/g)$$

$$\frac{\partial \rho_s}{\partial m_b} = \rho_w \frac{m_s}{(m_s + m_a - m_b)^2} = 0.296114 \quad ((g/cm^3)/g)$$

表-6 土粒子密度の分散分析表

変動要因	変動	自由度	分散	分散比	F 境界値	分散の期待値
測定者間	2.077E-03	4	5.192E-04	539.56	2.5787	$\sigma_e^2 + 10\sigma_A^2$
繰返し	4.330E-05	45	9.622E-07			$\sigma_e^2$
合計	2.120E-03	49				

表-7 土粒子密度の分散・標準偏差・標準不確かさ

項目	分散 ((g/cm³)²)	標準偏差 (g/cm³)	標準不確かさ (g/cm³)
測定者	$\sigma_A^2$ 5.182E-05	$\sigma_A$ 7.199E-03	$u_A$ 4.156E-03
繰返し	$\sigma_e^2$ 9.622E-07	$\sigma_e$ 9.809E-04	$u_e$ 9.809E-04

4.4 土粒子密度の合成標準不確かさと拡張不確かさ

以上の結果をまとめると、表-8のバジェットシートが得られる。従って、今回の土粒子密度試験の不確かさは、次のように表される。

$$\text{土粒子密度} : \rho_s = 2.588 (g/cm^3) \pm 0.009 (g/cm^3) \quad (k=2)$$

表-8 土粒子密度のバジェットシート

項目	標準不確かさ $u(x)$	感度係数 $c$	$c \cdot u(x)$
$u_A$ 測定者	0.00416 (g/cm³)	1	0.00416 (g/cm³)
$u_e$ 繰返し	0.00098 (g/cm³)	1	0.00098 (g/cm³)
$um_s$ はかり $m_s$	0.0039 (g)	-0.182024 ((g/cm³)/g)	-0.00071 (g/cm³)
$um_a$ はかり $m_a$	0.0039 (g)	-0.296114 ((g/cm³)/g)	-0.00115 (g/cm³)
$um_b$ はかり $m_b$	0.0039 (g)	0.296114 ((g/cm³)/g)	0.00115 (g/cm³)
$u_c(\rho_s)$ 合成標準不確かさ			0.00463 (g/cm³)
$U(\rho_s)$ 拡張不確かさ (k=2)			0.00925 (g/cm³)

5 土の湿潤密度試験結果の不確かさの算定

5.1 土の湿潤密度に影響を及ぼす要因とモデル式

土の湿潤密度試験の結果に影響する要因として、ここでは、図-4に示す要因について検討する。まず、測定器では質量測定に用いた秤と長さの測定に用いたノギスの不確かさを取上げ、それぞれの校正証明書より求める。秤の不確かさは質量を、ノギスの不確かさは直径と高さを通じて湿潤密度に影響する。

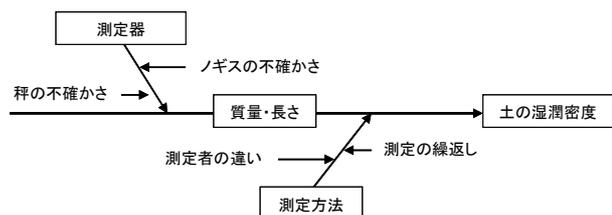


図-4 土の湿潤密度影響要因

次に、測定方法では測定者の違いと測定の繰返しの影響を求める。1つの供試体について5名の測定者が湿潤密度を5回ずつを測定した。測定方法は供試体質量を測定した後、高さを直交方向に2回、直径を上・中・下の三点をそれぞれ直交方向に2回ずつ測定し、湿潤密度を求めた。求められた湿潤密度の結果を一元配置の分散分析により解析した。

これ以外に試験室の環境（室温・湿度）が湿潤密度の不確かさに影響すると考えられるが、今回は検討していない。従って、湿潤密度  $\rho_t$  (g/cm<sup>3</sup>) は次のモデル式から求められる。

$$\rho_t = \frac{m}{h \cdot d^2 \cdot \pi / 4} + e_A + e_r \quad (5.1)$$

ここに、 $m$ ：供試体の湿潤質量

$h$ ：供試体の高さ

$d$ ：供試体の直径

$e_A$ ：測定者の違いによる湿潤密度の違い

$e_r$ ：測定の繰返しによる湿潤密度の違い

なお、秤の不確かさは供試体質量  $m$  の測定値に関係し、ノギスの不確かさは供試体の高さ  $h$ 、および直径  $d$  の測定値の中に含まれる。

このモデル式 (5.1) に、不確かさの伝播則を適用すると次式になる。

$$u_c^2(\rho_t) = \left(\frac{\partial \rho_t}{\partial m}\right)^2 \cdot u^2(m) + \left(\frac{\partial \rho_t}{\partial h}\right)^2 \cdot u^2(h) + \left(\frac{\partial \rho_t}{\partial d}\right)^2 \cdot u^2(d) + u_A^2(\rho_t) + u_r^2(\rho_t) \quad (5.2)$$

ここに、 $u_c(\rho_t)$ ：湿潤密度の合成標準不確かさ

$u(m)$ ：秤の校正が原因の  $m$  の標準不確かさ

$u(h)$ ,  $u(d)$ ：ノギスの校正が原因の  $h$ ,  $d$  の標準不確かさ

$u_A(\rho_t)$ ,  $u_r(\rho_t)$ ：測定者及び測定の繰返しによる湿潤密度の標準不確かさ

$\left(\frac{\partial \rho_t}{\partial m}\right)$ ,  $\left(\frac{\partial \rho_t}{\partial h}\right)$ ,  $\left(\frac{\partial \rho_t}{\partial d}\right)$ ： $m$ ,  $h$ ,  $d$  の感度係数

## 5.2 測定者と測定の繰返しによる湿潤密度の標準不確かさ

5人の測定者 (a, b, c, d, e) が5回ずつ繰返し測定した湿潤密度の結果は、表-9である。このデータを用いて一元配置の分散分析を行うと、表-10が得られる。

表-10によると、測定者間の分散比がF境界値より小さいので、湿潤密度は測定者による違いが小さいと判断できる。さらに、分散の期待値を考慮すると、測定者の違いおよび測定の繰返しによる分散と標準偏差が求められる。普通の測定では、1人の測定者が1回測定するため、この標準偏差をそれぞれの標準不確かさとする (表-11 参照)。

表-9 湿潤密度の測定値 (g/cm<sup>3</sup>)

繰返 回数	測定者				
	a	b	c	d	e
1	1.744	1.746	1.745	1.747	1.750
2	1.734	1.745	1.745	1.738	1.746
3	1.742	1.738	1.747	1.745	1.744
4	1.744	1.731	1.744	1.749	1.743
5	1.739	1.732	1.738	1.750	1.746
平均値	1.743				

表-10 湿潤密度の分散分析表

変動要因	変動	自由度	分散	分散比	F 境界値	分散の期待値
測定者間	2.3142E-04	4	5.7855E-05	2.7315	2.8661	$\sigma_e^2 + 5\sigma_A^2$
繰返し	4.2361E-04	20	2.1181E-05			$\sigma_e^2$
合計	6.5503E-04	24				

表-11 湿潤密度の分散・標準偏差・標準不確かさ

項目	分散((g/cm <sup>3</sup> ) <sup>2</sup> )	標準偏差(g/cm <sup>3</sup> )	標準不確かさ(g/cm <sup>3</sup> )			
測定者	$\sigma_A^2$	7.3349E-06	$\sigma_A$	2.7083E-03	$u_A$	2.7083E-03
繰返し	$\sigma_e^2$	2.1181E-05	$\sigma_e$	4.6022E-03	$u_e$	4.6022E-03

## 5.3 秤およびノギスによる湿潤密度の標準不確かさと感度係数

秤の JCSS 校正証明書によると、拡張不確かさは 0.02g であり、包含係数  $k=2$  であるから、標準不確かさは 0.01g となる。またノギスの JCSS 校正証明書によると、標準不確かさは 0.004cm であり、包含係数  $k=2$  より、標準不確かさは 0.002cm となる。

一方で、感度係数  $\left(\frac{\partial \rho_t}{\partial m}\right)$ ,  $\left(\frac{\partial \rho_t}{\partial h}\right)$ ,  $\left(\frac{\partial \rho_t}{\partial d}\right)$  は (5.1) 式の偏微分として表され、5名が5回ずつ測定した25個の平均値 ( $m=342.57$ ,  $h=10.003$ ,  $d=5.0018$ ) 用いると、次のよう求められる。

$$\frac{\partial \rho_t}{\partial m} = \frac{(4/\pi)}{h \cdot d^2} = 0.0050877 \quad ((\text{g/cm}^3)/\text{g})$$

$$\frac{\partial \rho_t}{\partial h} = -\frac{(4/\pi) \cdot m}{h^2 \cdot d^2} = -0.174235 \quad ((\text{g}/\text{cm}^3)/\text{cm})$$

$$\frac{\partial \rho_t}{\partial d} = -\frac{(8/\pi) \cdot m}{h \cdot d^3} = -0.696911 \quad ((\text{g}/\text{cm}^3)/\text{cm})$$

#### 5.4 湿潤密度の合成標準不確かさと拡張不確かさ

以上の結果をまとめると、表-12のバジェットシートが得られる。従って、今回の湿潤密度試験の不確かさは、次のように表される。

$$\text{湿潤密度} : \rho_t = 1.743 (\text{g}/\text{cm}^3) \pm 0.011 (\text{g}/\text{cm}^3) \quad (k=2)$$

表-12 湿潤密度のバジェットシート

項目	標準不確かさ $u(x)$	感度係数 $c$	$c \cdot u(x)$	
$u_A$	測定者	0.0027083 (g/cm <sup>3</sup> )	1	0.0027083 (g/cm <sup>3</sup> )
$u_e$	繰返し	0.0046022 (g/cm <sup>3</sup> )	1	0.0046022 (g/cm <sup>3</sup> )
$u_m$	はかり $m$	0.02 (g)	0.0050877 ((g/cm <sup>3</sup> )/g)	0.0001018 (g/cm <sup>3</sup> )
$u_h$	ノギス $h$	0.002 (cm)	-0.174235 ((g/cm <sup>3</sup> )/cm)	-0.0003485 (g/cm <sup>3</sup> )
$u_d$	ノギス $d$	0.002 (cm)	-0.696911 ((g/cm <sup>3</sup> )/cm)	-0.0013938 (g/cm <sup>3</sup> )
$u_c(\rho_t)$	合成標準不確かさ			0.0055308 (g/cm <sup>3</sup> )
$U(\rho_t)$	拡張不確かさ ( $k=2$ )			0.0110617 (g/cm <sup>3</sup> )

## 6 六価クロム溶出試験結果の不確かさの算定<sup>4)</sup>

### 6.1 六価クロム溶出試験方法と不確かさの要因

六価クロム溶出試験では、平成12年3月24日建設省技調発第49号建設省管建発第10号「セメント及びセメント系固化材の地盤改良への使用及び改良土の再利用に関する当面の措置について」の運用について2.に定める「セメント及びセメント系固化材を使用した改良土の六価クロム溶出試験実施要領(案)」に基づき、六価クロム濃度の定量を行う。

具体的には、メスシリンダーにより検液を  $V$  (mL) 採取し、反応に必要な薬品を検液に入れた後メスフラスコにて  $v$  (mL) の最終液量に調整する。これを分光光度計で測定し、標準液を用いた検量線を使い試料濃度  $X_i$  (mg/L) を定量する。六価クロム濃度  $C$  (mg/L) は次式で求められる。

$$C = X_i \times v/V \quad (6.1)$$

従って、六価クロム濃度  $C$  の不確かさに影響する要因としては、試料採取量  $V$ 、最終液量  $v$  および試料濃度  $X_i$  を測定する際に、図-5のような要因が考えられる。

各要因のうち、検液を量る定量容器であるメスシリンダーおよびメスフラスコの器差や標準液の精度は、関連の資料より求める。また、測定者の違いおよび測定の繰返しの影響は、実験結果により分散分析を用いて不確かさを求める。

### 6.2 不確かさの算出方法

六価クロム濃度  $C$  のモデル式(6.1)によると、 $C$  の合成標準不確かさ  $u_c(C)$  は次のようである。

$$u_c^2(C) = (\partial C/\partial X_i)^2 \cdot u^2(X_i) + (\partial C/\partial V)^2 \cdot u^2(V) + (\partial C/\partial v)^2 \cdot u^2(v) \quad (6.2)$$

ここに、 $u(X_i)$ 、 $u(V)$ 、 $u(v)$  は、測定値  $X_i$ 、 $V$ 、 $v$  の標準不確かさであり、 $(\partial C/\partial X_i)$ 、 $(\partial C/\partial V)$ 、 $(\partial C/\partial v)$  は、それらの感度係数という。

一方、測定値  $X_i$ 、 $V$ 、 $v$  のモデル式は次のようになる。

$$\cdot X_i \text{ のモデル式} : X_i = X_{i0} + e_{mX_i} + e_{rX_i} + e_{MX_i} \quad (6.3)$$

$$\cdot V \text{ のモデル式} : V = V_0 + e_{mV} + e_{rV} + e_{MV} \quad (6.4)$$

$$\cdot v \text{ のモデル式} : v = v_0 + e_{mv} + e_{rv} + e_{Mv} \quad (6.5)$$

ここで、 $X_{i0}$ 、 $V_0$ 、 $v_0$  は各要素の真値、 $e_{mX_i}$ 、 $e_{mV}$ 、 $e_{mv}$  は各要素の測定者の違いによる誤差、 $e_{rX_i}$ 、 $e_{rV}$ 、 $e_{rv}$  は各要素の繰返しによる誤差、 $e_{MX_i}$  は標準液の誤差、 $e_{MV}$ 、 $e_{Mv}$  は各定量容器の器差である。

測定値  $X_i$ 、 $V$ 、 $v$  の標準不確かさ  $u(X_i)$ 、 $u(V)$ 、 $u(v)$  を算出するには、各測定値のモデル式(6.3)、(6.4)、(6.5)

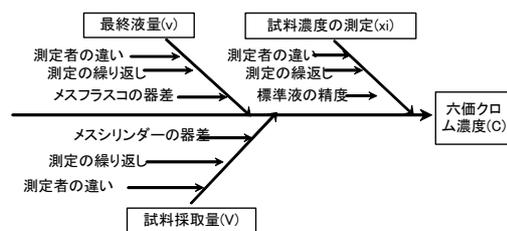


図-5 六価クロム溶出試験の影響要因

に不確かさの伝播則を適用する。

$$u^2(Xi) = u_m^2(Xi) + u_r^2(Xi) + u_M^2(Xi) \quad (6.6)$$

$$u^2(V) = u_m^2(V) + u_r^2(V) + u_M^2(V) \quad (6.7)$$

$$u^2(v) = u_m^2(v) + u_r^2(v) + u_M^2(v) \quad (6.8)$$

ここで、 $u_m(Xi)$ 、 $u_m(V)$ 、 $u_m(v)$  は測定者の違いによる各要素の標準不確かさ、 $u_r(Xi)$ 、 $u_r(V)$ 、 $u_r(v)$ は測定の一連の繰り返しによる各要素の標準不確かさ、 $u_M(Xi)$ は標準液の標準不確かさ、 $u_M(V)$ 、 $u_M(v)$ は各定量容器の標準不確かさである。

### 6.3 試料濃度の標準不確かさ

4人の測定者 (a, b, c, d) が10回ずつ繰り返し測定した試料濃度の結果は、表-13である。このデータを用いて一元配置の分散分析を行うと、表-14が得られる。

表-14によると、測定者間の分散比がF境界値より大きいので、試料濃度は測定者による違いが大きいと判断できる。さらに、分散の期待値を考慮すると、測定者の違いおよび測定の一連の繰り返しによる分散と標準偏差が求められる。普通の測定では、1人の測定者が1回測定するため、この標準偏差をそれぞれの標準不確かさとする (表-15 参照)。

### 6.4 試料分取量及び最終液量の標準不確かさ

表-16は試料採取量の測定値であり、6.3と同様に分散分析により標準不確かさを求めると、表-17が得られる。また、表-18は最終液量の測定値であり、6.3と同様に分散分析により標準不確かさを求めると、表-19が得られる。

表-13 試料濃度の測定値  $Xi$ (mg/L)

繰返回数	測定者			
	a	b	c	d
1	0.04850	0.04848	0.04928	0.04890
2	0.04838	0.04895	0.05013	0.04853
3	0.04875	0.04885	0.05038	0.04900
4	0.04875	0.04908	0.05038	0.04900
5	0.04945	0.04838	0.05000	0.04900
6	0.04910	0.04885	0.05038	0.04948
7	0.04910	0.04885	0.05025	0.04890
8	0.04910	0.04860	0.05025	0.04890
9	0.04933	0.04895	0.05013	0.04913
10	0.04898	0.04873	0.05038	0.04890
全平均 = 0.04921				

表-14 分散分析

変動要因	変動	自由度	分散	分散比	F境界値	分散の期待値
測定者間	1.21E-5	3	4.04E-6	48.06	2.87	$\sigma_r^2 + 10\sigma_m^2$
繰返し	3.03E-6	36	8.42E-8			$\sigma_r^2$
合計	1.51E-5	39				

表-15 試料濃度の分散・標準偏差・標準不確かさ

項目	分散 (mg/L) <sup>2</sup>	標準偏差 (mg/L)	標準不確かさ (mg/L)
測定者	$\sigma_m^2$ 3.96E-7	$\sigma_m$ 6.29E-4	$u_m(Xi)$ 6.29E-4
繰返し	$\sigma_r^2$ 8.42E-8	$\sigma_r$ 2.90E-4	$u_r(Xi)$ 2.90E-4

表-16 試料採取量の測定値  $V$ (mL)

繰返回数	測定者			
	a	b	c	d
1	39.5438	39.9774	39.7364	39.6180
2	39.8025	39.8818	40.0661	39.7471
3	39.6940	39.8647	39.7307	39.7539
4	39.7870	40.0539	39.9027	39.7658
5	39.8213	39.8238	39.8190	39.7064
6	39.8090	39.7547	39.8735	39.8966
7	39.7766	39.8232	39.8204	39.7292
8	39.6017	40.0054	39.7867	39.7584
9	39.7078	39.6613	39.8825	39.7457
10	39.8626	39.6419	39.9918	39.7872
全平均 = 39.8003				

表-18 最終液量の測定値  $v$ (mL)

繰返回数	測定者			
	a	b	c	d
1	49.5992	50.0280	49.8766	49.5225
2	49.6746	49.9927	49.7639	49.6243
3	49.7028	50.0381	49.8242	49.5791
4	49.6228	50.0429	49.8269	49.5674
5	49.5349	50.0321	49.8855	49.5660
6	49.5134	50.0424	49.8368	49.6007
7	49.6937	50.0308	49.8396	49.5950
8	49.4870	50.0429	49.7084	49.5673
9	49.6456	50.0477	49.7711	49.5650
10	49.6345	50.0272	49.7725	49.6742
全平均 = 49.7600				

表-17 試料採取量の分散・標準偏差・標準不確かさ

項目	分散 (mL) <sup>2</sup>	標準偏差 (mL)	標準不確かさ (mL)
測定者	$\sigma_m^2$ 0.00287	$\sigma_m$ 0.05354	$u_m(V)$ 0.05354
繰返し	$\sigma_r^2$ 0.01148	$\sigma_r$ 0.10713	$u_r(V)$ 0.10713

表-19 最終液量の分散・標準偏差・標準不確かさ

項目	分散 (mL) <sup>2</sup>	標準偏差 (mL)	標準不確かさ (mL)
測定者	$\sigma_m^2$ 0.04282	$\sigma_m$ 0.20693	$u_m(v)$ 0.20693
繰返し	$\sigma_r^2$ 0.00269	$\sigma_r$ 0.05190	$u_r(v)$ 0.05190

## 6.5 標準液および定量容器による標準不確かさと感度係数

標準液の標準不確かさは、JCSS 標準物質の値付け値より  $u_M(Xi)=0.0000852$  (mg/L)である。また、メスフラスコとメスシリンダーの標準不確かさは、それぞれの JIS 規格値より  $u_M(V)=0.14434$  (mL),  $u_m(V)=0.03464$  (mL)である。

一方、感度係数は式(6.1)の偏微分として表され、表-13、表-16、表-18の測定値の全平均を用いると次のように求められる。

$$\frac{\partial C}{\partial Xi} = \frac{v}{V} = 1.25024$$

$$\frac{\partial C}{\partial V} = -\frac{v \cdot Xi}{V^2} = -0.00155 \quad ((\text{mg/L})/\text{L})$$

$$\frac{\partial C}{\partial v} = \frac{Xi}{V} = 0.00124 \quad ((\text{mg/L})/\text{L})$$

## 6.6 六価クロム溶出試験の合成標準不確かさと拡張不確かさ

以上の結果をまとめると、表-20のバジェットシートが得られる。従って、今回の六価クロム溶出試験の不確かさは、次のように表される。

$$\text{六価クロム濃度} : C = 0.0492 \text{mg/L} \pm 0.0019 \text{mg/L} \\ (k=2)$$

表-20 六価クロム溶出試験のバジェットシート

項目	タイプ	標準不確かさ $u(x)$	感度係数 $c$	$c \cdot u(x)$	
$Xi$ (mg/L)	$u_M(Xi)$ B	8.52E-5	0.00070	1.25024	0.00087
	$u_m(Xi)$ A	6.29E-4			
	$u_r(Xi)$ A	2.90E-4			
$V$ (mL)	$u_M(V)$ B	0.14434	0.18755	-0.00155	-0.00029
	$u_m(V)$ A	0.05354			
	$u_r(V)$ A	0.10713			
$v$ (mL)	$u_M(v)$ B	0.03464	0.21614	0.00124	0.00027
	$u_m(v)$ A	0.20693			
	$u_r(v)$ A	0.05190			
$C$ (mg/L)	合成標準不確かさ			0.00096	
	拡張不確かさ $U(k=2)$			0.00192	

## 7 おわりに

土質試験の内、含水比試験・土粒子密度試験・湿潤密度試験及び改良土中の六価クロム溶出試験における試験結果の不確かさの評価方法とその結果についてまとめた。

試験結果の不確かさを評価する際には、不確かさに影響する要因を正しく取りあげることが重要である。本報告では、主として評価のしやすい測定機器（秤、ノギス、メスシリンダー、メスフラスコなど）と測定者の違い及び測定の繰返しの影響について検討した。これ以外の要因（測定方法における機器の取り扱い方や実験室の環境など）については、測定値への影響が少ないであろうという推測の下に考慮しなかった。この推測が正しいことを実証し（一部は行ったが）、場合により不確かさ算定の要因として検討する必要がある。

さらに、土質試験では試料土から採取したサンプルを試験することが多いので、そのサンプルの均質性が問題となる。本報告の含水比試験では測定の繰返しの中に、土粒子密度試験では測定者の違いの中に、サンプルの違いが加味されている。この方法で良いかどうか今後検討する必要がある。

今回求められた不確かさによると、当センターにおける試験結果は、平均値からの変動係数（拡張不確かさ／平均値の百分率）で表示すると、含水比では 2.5%、土粒子密度では 0.4%、湿潤密度では 0.6%、六価クロム溶出量では 3.9%である。拡張不確かさが標準不確かさ（標準偏差）の 2 倍として求められるものであることを加味すると、この精度レベルは極めて高いものと判断できる。

今後は、前述した様に試験結果に影響する要因をさらに精査し、今回検討しなかった試験結果についても不確かさを正しく評価する手法を提案していきたい。

### 【参考文献】

- ISO : Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement, 初版 1993, 修正版 1995, <http://www.bipm.org/en/publications/guides/gum.html> (2009. 7. 31 取得)。(日本語訳：計測における不確かさの表現のガイド、日本規格協会, 1996)
- 楠本奈津子, 井上啓司, 澤孝平, 中山義久, 稲角健, 萩家正次, 大橋健一：土質試験結果の精度・信頼性に与える要因の分析結果, 地盤の環境・計測技術に関するシンポジウム 2007 論文集, pp. 88-93, 地盤工学会関西支部, 2007.
- 稲角健, 澤孝平, 中山義久：土質試験結果の不確かさの算定と試料の均質性の影響－三軸 UU 試験を例にして, 地盤の環境・計測技術に関するシンポジウム 2008 論文集, pp. 59-64, 地盤工学会関西支部, 2008.
- 阪部秀雄, 澤孝平, 中山義久, 白木音信：六価クロム溶出試験における不確かさの算出, 全国地質調査業協会「技術 e-フォーラム 2009」講演集, 論文 No. 55, 2009.

## パネルディスカッション

- (60代男性) ・講演の内容はロマンに溢れるものであったが、パネルディスカッションはかなり現実的な話でガクとした。  
・話題提供者、パネラーの皆様の「土木」への思い入れを聞かせていただき、感動しました。  
・大変良かった。  
・土木工学は永遠也！  
・前向きの櫻井先生の発言に元気付けられました。  
・若い人へのPR、参考になったのでは？  
・もう少し議論の時間が要るのでは。  
・エジプト4000年前の遺跡の保全に世界中のプロ達でも地道な積上げの連続で成り立っているのだと考えると、改めて、学生が大学での基礎的なラボ実験の地道な繰返しの重要性が感じられた。  
・技術力に自信を持つことがロマンである。安売りをやめて高く買ってもらうのが、生き残る道と感じた。マネジメントが必要。  
・もっとくだけて欲しかった。  
・時間が少し短かった。  
・皆様の話良かった！
- (50代男性) ・暗い話題の多い中、面白かった。白熱した議論良かった。  
・元気を取り戻すような内容であった。後半部分がまいちと感じた。  
・時間が短すぎた。  
・今後の行方??  
・技術者とマネジメントのコラボレーションの重要性は、国内外問わず必要と感じました。
- (40代男性) ・情熱を感じた。  
・考え方を見直す必要を感じた。  
・後継者づくり、弟子づくり⇒技術の伝承。  
・ある所に行く。
- (30代男性) ・さまざまなロマンを聞かせていただき、ありがとうございました。  
・個々の発言は良かったと思います。  
・私も10年間の土木業でやってきたことを思い出した。
- (20代男性) ・様々な方の様々な意見が聞けてとても良かったです。  
・土木業界で働いている方の本音を熱く語っていただき、とても有意義な時間を過ごさせていただきました。  
・様々な検知からの意見を聞き、感銘するものがありました。  
・これからの土木がどのように進めばいいのか、違う見方ができそうです。  
・おもしろかったです。いろいろな意見が聞けて勉強になりました。  
・先輩たちの話を聞くことができ、ためになりました。

## その他全般

- (60代男性) ・斬新な取り組みに参加できたことを感謝申し上げます。素晴らしいフォーラムでした。  
・リフレッシュできました。よい企画のフォーラムでした。  
・土木技術者のロマン、もっと深いところにあるのでは？  
・協会のリーダーシップが必要。  
・このような企画はときどき開催していただきたく思います。  
・技術者に夢を与える企画を続けてください。  
・結構でした。
- (50代男性) ・今回の講演、ディスカッション共に良かった  
・ロマンのテーマは非常に良かった。
- (40代男性) ・いろんな話、おもしろかったです。  
・また実施してください。  
・未来の光が見えた気がしました。
- (30代男性) ・わからない地質学の興味がわいてきた。
- (20代男性) ・これから土木業界で働きたいというモチベーションが上がりました。「環境」「海外」「他業種との連携」「地質リスク」いろいろなキーワードが出てきた。これから、これら4つのキーワードを踏まえて残りの学生生活を有意義に使いたいです。  
・技術者のロマンを感じました。参加させていただいて良かったです。  
・最初は固い内容かと思っていましたが、意外と気楽に聞けました。  
・大雑把ではありますが、大変良い話を聞かせていただき、ありがとうございました。  
・土木の広いお話が聞けてとても視野が広がりました。ありがとうございました。

## ビール片手に、ワイワイガヤガヤしませんか!?



### 【アフター5 ワイガヤ広場】開催報告 (No.3)

1月14日に第3回のワイガヤ広場を開催しました。年の初めではありましたが多くの方々にご参加いただきました。いささか酒量が度を越した感もありましたが、皆元気を出せたように思います。

肝心の『飽和砂のUU試験で $\phi$ が出るか』という話題について、前回の西田顧問からのヒントで実施したガラスビーズを用いた試験の結果が出ました。添付の図-2のように見事に $\phi$ が出ています。一つの発想として、三軸試験では軸圧縮過程で平均有効主応力が増加することに原因があるのではないかと考えてみました。技報堂『土質力学』には飽和した砂の非排水せん断では $\phi u=0$ と書いていますが、三軸試験でとは書いていません。粗粒材では平均有効主応力の増加が素早く圧密圧力となって供試体を変化させるのではないかと考えました。そこで、平均有効主応力一定試験を試みたいわけですが、自動化されている試験機で可能なものか検討することから始める必要があります。

上記の課題は今後とも検討を継続していきますが、もっとくだけた話題を募集することにしました。どんな話題でも構いませんので持ち寄ってワイワイガヤガヤしませんか。今回は、SCのIさん自慢の手料理が盛り沢山でした。

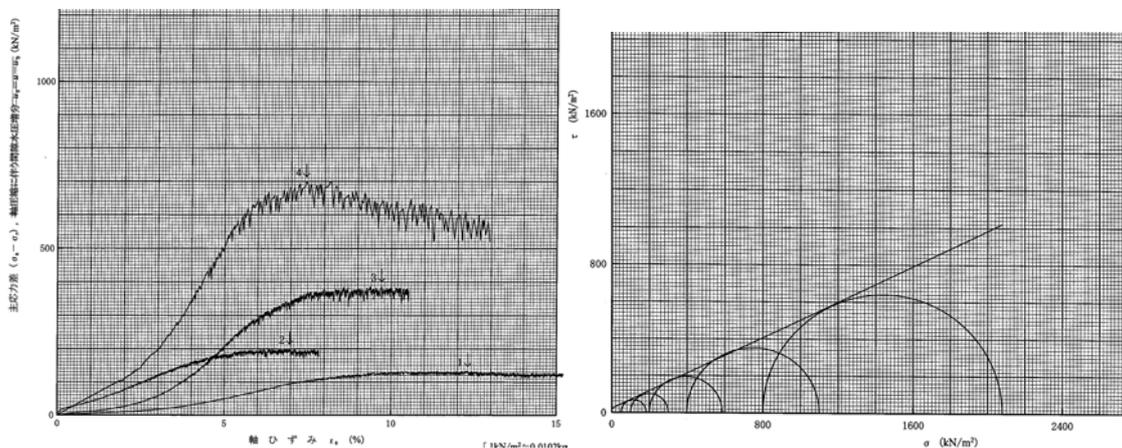


図-1;  $\phi=1\text{mm}$  のビーズの三軸 UU(飽和) 試験(側圧 50, 100, 200, 400, 800kN/m<sup>2</sup>) の応力～ヒズミ曲線, 図-2; モール円 ( $c=20\text{kN/m}^2$ ,  $\phi=25.7^\circ$ )



次回: 開催場所: 協同組合 関西地盤環境研究センター

開催日時: 平成 22 年 2 月 18 日 17 時～ (第 4 回)

連絡先: Tel:06-6827-8833 E-mail:jyoho@ks-dositu.or.jp

参加費: ¥500/人 (ビール代 つまみはセンター供出)

(文責 広場管理人本田)

(表紙説明)

## 京都のお水

株式会社ダイヤコンサルタント  
鏡原 聖史

上 段 : 最後は、京都の自然 200 選にも選ばれている桂川・木津川・宇治川三川合流地（大山崎町、八幡市）にある背割堤です。三つの河川が合流し淀川になります。北西の天王山と南東の男山に挟まれた挟隘な地形で京都に入ってきた水がここでひとつになり大阪へ流れます。京都の盆地の地下水も同様に、出口はこの場所一箇所であると言われています。桜の季節には 1km ほどの桜の道ができ、お花見の人でにぎわいます。

下 段 左 : 皆さんご存知のとおり、臨濟宗大本山南禅寺にある水路閣です。土木学会関西支部の関西の土木遺産にも選奨されています。設計は田辺朔郎。明治 21 年竣工の煉瓦のアーチ形式の水路橋です。お寺の中に突然現れる近代土木施設です。

下 段 右 : 「巨大な輝き」と題したモニュメント。平成 4 年に京都市三大事業 80 周年の記念に建設されたそうです。モニュメントの説明には、「水門を開ける男と開かれた水門をからきらきらあふれ出る命の水、幾数千万の力の結集が疎水隧道を造らせた。それは巨大なエネルギーこのパワーを人物に託し琵琶湖からの永遠の恵みを感謝する気持ちを形とす。」とあります。

## 編集後記

2月3日は「節分」ですね。幼稚園の時に鬼のお面を作り、外に向かい大きな声で「鬼は外！！福は内！！」と叫び、豆を撒いていた記憶があります。

節分の豆を撒くことは、中国の習俗が伝わったものとされています。豆は「魔滅（まめ）」に通じ、無病息災を祈る意味があります。昔、京都の鞍馬に鬼が出たとき、毘沙門天のお告げによって大豆を鬼の目に投げつけたところ、鬼を退治できたという話が残っており、「魔の目（魔目＝まめ）」に豆を投げつけて「魔を滅する（魔滅＝まめ）」に通じるということです。

豆撒きは一般的に、一家の主人あるいは「年男」（その年の干支生まれの人）が豆を撒くものとされていますが、家庭によっては家族全員で、というところも多いようです。家族は自分の数え年の数だけ豆を食べると病気にならず健康でいられると言われていました。

ただ、豆撒きに使う豆は炒った豆でなくてはなりません。何故なら、生の豆を使うと拾い忘れた豆から芽が出てしまうと縁起が悪いからです。「炒る」は「射る」にも通じ、また、鬼や大豆は陰陽五行説（「木」「火」「土」「金」「水」の五行）の「金」にあたり、この「金」の作用を滅するといわれる「火」で大豆を炒ることで、鬼を封じ込めるという意味があります。そして最後は、豆を人間が食べてしまうことにより、鬼を退治した、ということになるわけです。昔からの習俗には色々と意味があるので大切にしていきたいものです。

（稲田 記）

### 【参考】

[http://www.kanshundo.co.jp/museum/saijiki\\_yogo/setubun01.htm](http://www.kanshundo.co.jp/museum/saijiki_yogo/setubun01.htm)