

プラスチック材料の水平燃焼試験の不確かさ評価

株式会社 DJK

横浜ラボラトリーズ 品質規格室 室長

千葉テクニカルセンター 材料試験部 環境試験課

阿部 正 行
赤 地 利 之

1 はじめに

プラスチック材料は、軽量で安価であることやその機能性から自動車部品用途に欠かせないが、可燃性の材料なので酸素と熱の供給で容易に燃えてしまう。自動車用内装材には乗員保護の観点から安全性が求められており、試験方法として古くに米国連邦自動車安全基準 FMVSS No.302¹⁾ が制定され、これが ISO²⁾、JIS³⁾、ASTM⁴⁾ に派生し、各自動車メーカーの社内規格等に採用されてきた。

本報告は ISO/IEC 17025 試験所認定における信頼性と精度管理上の要求から、不確かさを評価するにあたり、国立研究開発法人産業技術総合研究所 計量標準総合センターが運営する不確かさクラブに、2014年に組織された「第3次不確かさ事例研究会」での成果として、2017年2月に発表したものから抜粋し加筆したものである。

2 不確かさ評価の対象とする測定について

2.1 測定対象量

測定対象量はプラスチックの燃焼速度、対象材料はプラスチック成形品である。評価には、社内標準に用いている試験片、PP樹脂(350×100×t0.5)mm押出成形加工品を使用した(図1)。

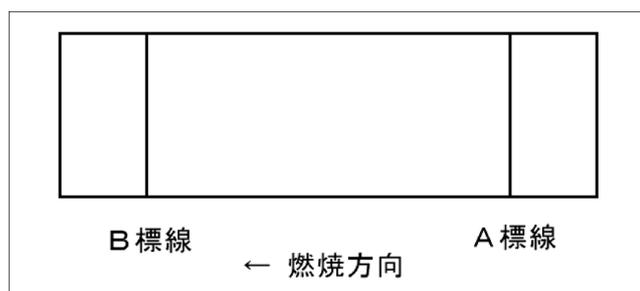


図1：燃焼試験片

2.2 測定方法

試験規格は FMVSS No.302, JIS D 1201 : 1998 (ISO 3795 : 1989)「自動車、及び農林用のトラクタ・機械装置－内装材料の燃焼性試験方法」を用いる。ドラフトチャンバー内の規定寸法の燃焼箱中で、U字枠を介して試験ジグに水平に固定した長方形試験片の一端に接炎し、規定区間の距離(mm)を燃焼した時間(min)から燃焼速度(mm/min)を求める(図2)。燃焼速度が102mm/min以下であれば合格である。測定の手順を以下に示す。

- ①試験片の状態調節：恒温恒湿槽中で(23±2)℃・(50±5)%RH×24h～168hの条件で状態調節する。
- ②標線の描写：単一の管理された金属製直尺(金尺)を用い、油性マジックで標線AB(標線間距離254mm)を試験片に描く。
- ③寸法測定：試験片の長さや幅を金尺で、厚さを単一の管理されたシックネスゲージで測定する。

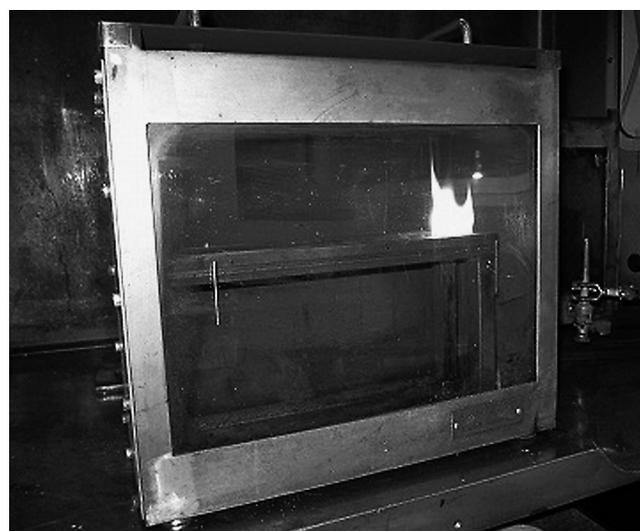


図2：燃焼試験中の様子

- ④ 炎の調整：ガス流量計を安定させ、バーナーで(38 ± 2) mmの高さの炎を作る。高さは専用のスケールで範囲を確認する。ガスは純メタンガスを使用する。
- ⑤ U字枠へ針金装着：ISO/JIS規定による線径0.25 mmのニクロム線を25 mm間隔でたるみなく取付ける。
- ⑥ チャンバー排気量の確認：燃焼箱をチャンバーの前端から100 mm奥の位置に置き、デジタル風速計を使用して(0.1~0.3) m/sの範囲になることを確認する。
- ⑦ ジグの準備：試験ジグの規定位置3箇所が20℃~30℃の間にあることをデジタル表面温度計で確認、前回試験時の樹脂残渣がないことを確認する。
- ⑧ 試験片の取付け：運転者側（内装材料の表面）が下側になるようにU字枠の上下で試験片を挟み、試験ジグに固定する。
- ⑨ 装置水平の確認：デジタル水平器を試験片の上に置き、±0.5度の範囲であることを確認する。
- ⑩ 試験片への接炎：規定の位置にバーナーをセットし、メタンガスを流して15秒間接炎する。
- ⑪ 燃焼時間の計測：接炎し終わったらバーナーを取り去り、燃焼箱の扉を閉める。A標線に炎が達したらストップウォッチにて計測を開始し、B標線に達するか、炎が自己消火するまでの時間を測る。
- ⑫ 燃焼距離の計測：試験が終了したらU字枠から試験片を取り外し、標線間途中の消炎であれば、金尺にて燃焼距離を測る。

- ⑬ 試験の繰り返し：手順⑦~⑫を繰り返す。破壊試験につき、都度別の新しい試験片を用いる。試験は5枚以上（通常は10枚）実施する。

3 測定の数学的モデル

燃焼速度の算出式を以下に示す。

$$B = \frac{L}{T} \quad \text{式(1)}$$

B ：燃焼速度(mm/min)

L ：燃焼距離(mm)

T ：燃焼時間(min)

4 不確かさ要因と特性要因図

プラスチック材料の水平燃焼試験の不確かさ要因には大きく分けて、①試験装置、②試験片のばらつき、③試験の繰り返しによるばらつき、の3つが上げられる。特性要因図（フィッシュボーン）を図3に示す。

5 不確かさの算出式

式(1)に不確かさ要因による偏差を含めて、データ構造を考慮したモデル式を式(2)に示す。

$$B = \frac{L}{T} + C_H\theta + \varepsilon_K + \varepsilon_P + \varepsilon_{PER} + \varepsilon_{GIG} + \varepsilon_{SAM} + \varepsilon_{REP} \quad \text{式(2)}$$

C_H ：水平のずれの感度係数(mm/(min・deg))

θ ：水平のずれ(deg)

ε_K ：試験温度による偏差(mm/min)

ε_P ：試験気圧による偏差(mm/min)

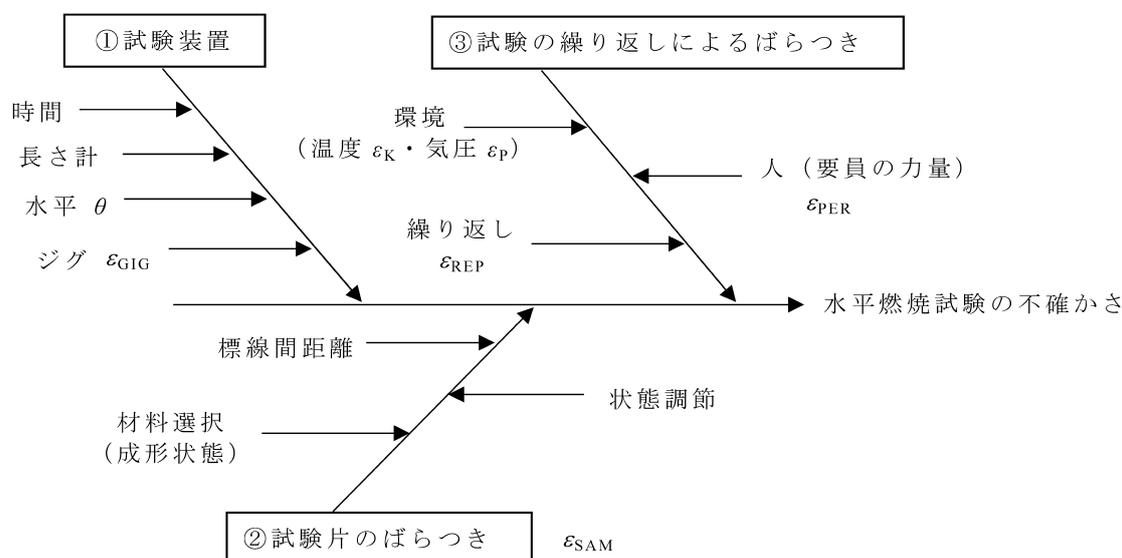


図3：水平燃焼試験の特性要因図

- ϵ_{PER} : 人による偏差(mm/min)
- ϵ_{GIG} : ジグによる偏差(mm/min)
- ϵ_{SAM} : 試験片ばらつきによる偏差(mm/min)
- ϵ_{REP} : 測定の繰り返しによる偏差(mm/min)

ここで、測定の繰り返しによる偏差を別出しにしているのは、 L 、 T の測定の繰り返しを個別に評価すると、 L 、 T 間の相関を考慮する必要があるが、燃焼速度測定全体の繰り返しと考えると、相関を考慮する必要がないからである。(不確かさ評価事例集Ⅱ⁵⁾P57-58より)

データ構造を考慮したモデル式2に不確かさの伝播則を適用すると、以下の式3になる。それぞれの不確かさ要因が独立として考え、相関係数を0として二乗和する。

$$\begin{aligned}
 u_c^2(B) &= \left(\frac{\partial B}{\partial L}\right)^2 u^2(L) + \left(\frac{\partial B}{\partial T}\right)^2 u^2(T) + (C_H)^2 u^2(\theta) \\
 &\quad + u^2(\epsilon_{ENV}) + u^2(\epsilon_{PER}) + u^2(\epsilon_{GIG}) + u^2(\epsilon_{SAM}) + u^2(\epsilon_{REP}) \\
 &= \left(\frac{\partial B}{\partial L}\right)^2 u^2(L) + \left(\frac{\partial B}{\partial T}\right)^2 u^2(T) + (C_H)^2 u^2(\theta) \\
 &\quad + u_{ENV}^2(B) + u_{PER}^2(B) + u_{GIG}^2(B) + u_{SAM}^2(B) + u_{REP}^2(B)
 \end{aligned}$$

式(3)

- $u_c(B)$: 燃焼速度の合成標準不確かさ(mm/min)
- $u(L)$: 燃焼距離測定 of 標準不確かさ(mm)
- $u(T)$: 燃焼時間測定 of 標準不確かさ(min)
- $C_H u(\theta)$: 水平のずれによる標準不確かさ(mm/min)

- $u_{ENV}(B) = u(\epsilon_{ENV})$: 環境(日差変動、温度 ϵ_k ・気圧 ϵ_p を含む)による標準不確かさ(mm/min)
- $u_{PER}(B) = u(\epsilon_{PER})$: 人による標準不確かさ(mm/min)
- $u_{GIG}(B) = u(\epsilon_{GIG})$: ジグによる標準不確かさ(mm/min)
- $u_{SAM}(B) = u(\epsilon_{SAM})$: 試験片ばらつきによる標準不確かさ(mm/min)
- $u_{REP}(B) = u(\epsilon_{REP})$: 測定の繰り返しによる標準不確かさ(mm/min)

試験温度と試験気圧について個別の評価は困難なので、環境(日差変動)として一つに統合した。また、表記をわかりやすくするため $u(\epsilon_{xxx}) = u_{xxx}(B)$ のよう

に表した。なお、ばらつき(偶然的効果)は $u_{xxx}(B)$ にすべて含まれるので、 $u(L)$ 、 $u(T)$ 、 $u(\theta)$ を評価する際にはばらつきを含めず、かたより(系統的効果)のみ考慮すべきことに注意する必要がある。(不確かさ評価事例集Ⅲ⁶⁾不確かさ評価における実践的技術より)

6 各不確かさ算出のための実験計画・不確かさ算出法

6.1 校正証明書とモデル式と感度係数から求める標準不確かさ(系統的成分)

6.1.1 長さ測定の標準不確かさ

金尺校正証明書の拡張不確かさ(0.08mm、 $k=2$)から、標準不確かさ $u(L_0) = 0.04$ mm となる。

別に、試験片に描いた254mmの標線間距離を金尺で $n=10$ 計測した平均値は、2回行なったところ、それぞれ254.20、254.10mmであった。このずれの大きい方0.2mmを標準不確かさに用いると、長さ測定の標準不確かさ $u(L)$ は、

$$u(L) = \sqrt{(0.2)^2 + (0.04)^2} = 0.20396(\text{mm}) \quad \text{式(4)}$$

となる。

一方、JIS D 1201に規定される寸法精度は、参照される規格JIS B 0405「普通公差—第1部：個々に公差の指示がない長さ寸法及び角度寸法に対する公差」のv(極粗級)相当で ± 2.5 mmの範囲である。

これを基準にして標線間の長さ測定が254mm ± 2.5 mmの範囲に収まるであろうと一般化し、分布の半幅を2.5mmとする矩形分布を仮定すると、標線間距離測定の不確かさ $u(L)$ は、

$$u(L) = \frac{2.5}{\sqrt{3}} = 1.4434(\text{mm}) \quad \text{式(5)}$$

となる。[不確かさの簡略化]

式4と式5の標準不確かさは、同じ要因について別の求め方をしたものである。前者の方が個別の金尺による長さ測定のトレーサビリティの流れを反映したものとと言える。後者の不確かさは不特定の金尺等による長さ測定と必要寸法の公差を考慮したもので、式5の方が式4よりも小さい標準不確かさを与えている場合、この解釈は難しいが、本事例では式5の方が式4の値よりも大きい。どちらの値も長さ測定の標準不確かさとして妥当に使用できると考えられるが、本報告では不確かさ評価の単純さを重視して式5の値を使用した。

6.1.2 時間測定の標準不確かさ

$u(T)$ はストップウォッチ校正証明書の拡張不確かさ (0.032 s, $k=2$) より、標準不確かさ $u(T_0)$ は

$$u(T_0) = \frac{0.032}{2 \times 60} = 0.00026667 \text{ (min)} \quad \text{式(6)}$$

となる。

本事例では人的要因の不確かさを別に考慮しているので、それとは別にストップウォッチを押すタイミングが、人の視覚による認識と手の指の反応から誤差を生じることを考慮する必要はないが、参考迄に時間測定は ±2 秒の範囲に収まるであろうと一般化してみる。分布の半幅を 2/60 min とする矩形分布を仮定すると、

$$u(T) = \frac{2}{60 \times \sqrt{3}} = 0.01925 \text{ (min)} \quad \text{式(7)}$$

となる。このように人的要因に比べればストップウォッチの校正値の不確かさは十分に小さいが、ダブルカウントを避けるため、式7の時間測定における人的要因の不確かさは除外し、 $u(T_0)$ のみ不確かさに含めた。

6.1.3 $u(L)$ 、 $u(T)$ の感度係数

式3を式1にあてはめて、燃焼距離 (L) と燃焼時間 (T) を偏微分して展開すると、

$$u_c^2(B) = \left(\frac{1}{T}\right)^2 u^2(L) + \left(-\frac{L}{T^2}\right)^2 u^2(T) + (C_H)^2 u^2(\theta) + u_{ENV}^2(B) + u_{PER}^2(B) + u_{GIG}^2(B) + u_{SAM}^2(B) + u_{REP}^2(B) \quad \text{式(8)}$$

となる。 $1/T$ と $-L/T^2$ は $u(L)$ と $u(T)$ に掛かる感度係数であり、それぞれ次に示す試験データを代入して求めることができる。

時間 T : 実験値 2.996 min、長さ L : 呼び値 254 mm
燃焼距離測定の標準不確かさの感度係数 :

$$1/T = 0.33382 \text{ (1/min)}$$

燃焼時間測定の標準不確かさ感度係数 :

$$|-L/T^2| = 28.2976 \text{ (mm/min}^2\text{)}$$

最終的に求めるべき燃焼速度の標準不確かさ $u_c(B)$ は、式8に従いそれぞれの標準不確かさの二乗和平方根の計算で得られるが、次に述べる $u_{ENV}(B)$ 、 $u_{PER}(B)$ 、 $u_{GIG}(B)$ 、 $u_{SAM}(B)$ 、 $u_{REP}(B)$ と $C_H u(\theta)$ については、実験データからの統計解析による手法を検討した。

6.2 データ統計解析からの標準不確かさ (偶然的成分)

6.2.1 人とジグと他 (試験片ばらつきと繰り返し) 二元配置の分散分析 : $u_{PER}(B)$ 、 $u_{GIG}(B)$ 、 $u_{ETC}(B)$

社内技術トレーニングで、5名の試験員が2台の試験ジグを用いて、同時期に同一ロットの社内標準PP試験片を試験したデータについて、Excelとアドイン分散分析ツール AIST-ANOVA⁷⁾を用いて二元配置の分散分析を行ない、「人によるばらつきの標準偏差」と「試験ジグによるばらつきの標準偏差」と「試験片ばらつき + 測定の繰り返しによる標準偏差」を求めてみた。結果を表1、表2に示す。

実験・解析結果

表1 : 燃焼速度データ (mm/min)

要員	試験ジグ	n = 1	n = 2	n = 3	平均値
A	G1	87.1	82.8	85.6	85.5
	G2	84.7	88.1	84.7	
B	G1	88.1	88.1	87.1	88.0
	G2	88.6	87.1	89.1	
C	G1	87.1	86.1	88.6	87.1
	G2	85.1	88.6	87.1	
D	G1	88.1	91.8	88.1	87.9
	G2	89.1	84.2	86.1	
E	G1	83.3	88.1	86.1	86.3
	G2	87.1	87.6	85.6	

表2 : 二元配置分散分析表 [人(要員) / 試験ジグ / 他(繰り返し + 試験片ばらつき)] AIST-ANOVA 使用

要 因	S 二乗和	f 自由度	V 分散	分散 (V) の期待値
人(要員)	27.5213	4	6.8803	$\sigma_e^2 + 6 \sigma_{PER}^2$
試験ジグ	0.3630	1	0.3630	$\sigma_e^2 + 15 \sigma_{GIG}^2$
他(繰り返し + 試験片)	79.0053	24	3.2919	σ_e^2
合 計	106.8897	29	—	—
人(要員)の母標準偏差の推定値 (mm/min)				$\hat{\sigma}_A = 0.7734$
試験ジグ [B] の母標準偏差の推定値 (mm/min)				$\hat{\sigma}_B = 0.0000$
他(繰り返し + 試験片)の母標準偏差の推定値 (mm/min)				$\hat{\sigma}_e = 1.8144$

表 3：二元配置分散分析表[人(要員)／試験ジグ／他(繰り返し + 試験片ばらつき)]

要 因	S 二乗和	f 自由度	V 分散	分散(V)の期待値
人(要員)	27.5213	4	6.8803	$\sigma_e^2 + 6\sigma_A^2$
他(繰り返し + 試験片)	79.3683	25	3.1747	σ_e^2
合 計	106.8897	29	—	—
人(要員)の母標準偏差の推定値(mm/min)				0.7859
他(繰り返し + 試験片)の母標準偏差の推定値(mm/min)				1.7818

ここで、試験ジグ要因の母標準偏差の推定値が ($15\sigma_{GIG}^2 = 0.3630 - 3.2919 = -2.9289$, $\sigma_{GIG}^2 = -0.19526$) と虚数になってしまうのは、試験ジグによるばらつきが分散分析で分離できないと計算されたものであり、これを 0 に置き替えると、単に人による不確かさと他(繰り返し + 試験片)による不確かさを求めているに過ぎない。このばらつきがないと計算された試験ジグ要因の二乗和、自由度をそれぞれ他(繰り返し + 試験片)の要因に加算し、その因子を削除して整理したものを表 3 に示す。

ここで、人による不確かさは、通常 1 名が試験した結果を用いるので、

$$u_{PER}(B) = 0.7859(\text{mm/min}) \quad \text{式(9)}$$

となった。ここで求めた $u_{PER}(B)$ は、社内技術トレーニングデータからの解析で、同時期に同ロットの社内標準 PP 試験片を使用しており、管理された試験条件にある。よって、これは人的要因の不確かさとしてプールして使用することができる。

一方、他の要因については、燃焼速度を通常 10 回の繰り返し測定の平均値で報告するので、

$$u_{ETC}(B) = \frac{1.7818}{\sqrt{10}} = 0.5635(\text{mm/min}) \quad \text{式(10)}$$

となった。

試験ジグの不確かさがゼロになった点について、再現検証実験を行ない確認した。2 回の実験結果から試験ジグによる不確かさは、少なくとも他(繰り返し + 試験片ばらつき)の要因の不確かさと比べて無

視できる程度と判断した。一方、他の要因 $u_{ETC}(B)$ は、 $u_{SAM}(B)$ と $u_{REP}(B)$ が合成されたものであるが(燃焼試験は破壊試験なので $u_{SAM}(B)$ と $u_{REP}(B)$ は分離できない)、次に述べる環境(日差変動)による実験結果での、他の要因の不確かさの方が大きかったので、ここでの値は使用しなかった。

6.2.2 環境(日差変動)と他(試験片ばらつきと繰り返し)一元配置の分散分析： $u_{ENV}(B)$ 、 $u_{ETC}(B)$

1 名の試験員が月例点検で試験を実施している社内標準 PP 試験片より採取したデータについて、一元配置の分散分析を適用すると、「環境(日差変動)による標準不確かさ」と「他(繰り返し + 試験片ばらつき)」に分離することができる。実験結果と解析結果をそれぞれ表 4、表 5 に示す。

実験・解析結果

表 4：燃焼速度データ(mm/min)

試験片	要員 A				
	a 月	b 月	c 月	d 月	e 月
n = 1	82.8	87.6	82.8	95.8	84.2
n = 2	80.6	86.1	85.1	85.1	84.7
n = 3	82.8	88.1	90.7	87.6	86.1
n = 4	85.1	85.6	86.6	81.1	87.6
n = 5	79.4	89.1	84.7	84.2	82.8
n = 6	81.5	90.2	81.9	86.1	85.1
n = 7	81.1	80.2	82.8	81.5	82.4
n = 8	80.2	86.1	84.2	91.3	84.2
n = 9	79.8	78.2	88.6	88.1	84.2
n = 10	80.2	83.3	89.1	92.9	88.1
平均値	81.36	85.44	85.66	87.37	84.94

表 5：一元配置分散分析表[環境(日差変動)／他(繰り返し + 試験片ばらつき)]AIST-ANOVA 使用

要 因	S 二乗和	f 自由度	V 分散	分散(V)の期待値
環境(日差変動)	195.2142	4	48.8036	$\sigma_e^2 + 10\sigma_{ENV}^2$
他(繰り返し + 試験片)	482.7584	45	10.7280	σ_e^2
合 計	428.3448	39	—	—
環境(日差変動)の母標準偏差の推定値(mm/min)				1.9513
他(繰り返し + 試験片)の母標準偏差の推定値(mm/min)				3.2754

ここで、環境（日差変動）による不確かさは、通常1日の内に試験した結果を用いるので、

$$u_{ENV}(B) = 1.9513(\text{mm}/\text{min}) \quad \text{式(11)}$$

となった。通常10回の繰り返し測定の平均値で報告するので、

$$u_{ETC}(B) = \frac{3.2754}{\sqrt{10}} = 1.0358(\text{mm}/\text{min}) \quad \text{式(12)}$$

$u_{ETC}(B)$ は他の要因として $u_{SAM}(B)$ と $u_{REP}(B)$ が合成されたものである。ここで求めた $u_{ENV}(B)$ は、月例点検のデータからの解析であり、管理された試験条件にある。これはプールされた不確かさとして使用することができる。前述の通り、他の要因 $u_{ETC}(B)$ の不確かさについても、本結果を用いることとした。

6.2.3 水平のずれによる標準不確かさ： $C_H u(\theta)$

角度による不確かさ $u(\theta)$ については、通常 ± 0.5 度の範囲で試験を行なう所を、 ± 3 度と意図的にずらして試験を実施して燃焼速度の傾向を調べた。合計3回分（各 $n = 5$ ）の実験結果を以下に示す。

実験・解析結果

表6：角度の違いによる燃焼速度データ (mm/min)

角度	-3度	0度	+3度
1回目	77.1	87.8	103.0
2回目	81.5	89.2	102.0
3回目	83.9	86.6	102.1
平均値	80.8	87.9	102.4

上記データをExcelグラフでプロットした散布図に直線を引くと、読取り値は -0.5 度で $88\text{mm}/\text{min}$ 、 $+0.5$ 度で $92\text{mm}/\text{min}$ となった。角度と燃焼速度の間に直線性があるとして、その感度係数を近似直線の勾配から求めてみる。表6の元データ（全50個）について、Excelを用いて回帰分析した結果を表7.1～表7.2に示す。

表7.1：一次回帰分散分析表1

—	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意F
回帰	1	3080.54	3080.54	252.53344	9.45E-21
残差	48	585.53	12.19854	—	—
合計	49	3666.07	—	—	—

表7.2：一次回帰分散分析表2

—	係数	標準誤差
切片	89.73933	0.493934
X値1	3.377781	0.212555

推定される回帰式は、

$$B = 89.74 + 3.3778 \times \theta \quad \text{式(13)}$$

となった。

式13に -0.5 度と $+0.5$ 度を当てはめると、 -0.5 度： $88.1\text{mm}/\text{min}$ 、 $+0.5$ 度： $91.4\text{mm}/\text{min}$ となり、散布図の直線から求めた燃焼速度の読み取り値と等しくなることが分かる。

ここで、通常の試験条件の範囲 ± 0.5 度を分布の半幅とした矩形分布と、デジタル水平器校正証明書の拡張不確かさ $U = 0.2^\circ$ ($k = 2$)より、標準不確かさ $u(\epsilon_{HO}) = 0.1^\circ$ を加算して、角度による標準不確かさは、

$$u(\theta) = \sqrt{\left(\frac{0.5}{\sqrt{3}}\right)^2 + (0.1)^2} = 0.3055(\text{deg}) \quad \text{式(14)}$$

となる。水平のずれによる標準不確かさの感度係数 C_H は、式13の勾配 $3.3778\text{mm}/(\text{min} \cdot \text{deg})$ であり、角度による不確かさ $u(\theta)$ にこの感度係数を乗じて、水平のずれによる標準不確かさ $C_H u(\theta)$ が求められた。

$$C_H u(\theta) = 3.3778 \times 0.3055 = 1.0320(\text{mm}/\text{min}) \quad \text{式(15)}$$

7 合成標準不確かさ、拡張不確かさ、測定結果の算出とバジェットシート

得られた結果を用いて、最新のJABガイド（AIST 田中秀幸氏監修⁹⁾に従って作成したバジェットシートを表8に示す。縦紙面の都合で横方向に2分割している。

表 8 : バジェットシート

量 記 号(量)	量 の 値	不確かさ記号	不確かさ要因	確率分布	標準不確かさ
B (燃焼速度)	84.8 mm/min	$u_{PER}(B)$	人による標準不確かさ	—	0.7859 mm/min
		$u_{GIG}(B)$	ジグによる標準不確かさ	—	—
		$u_{ENV}(B)$	環境による標準不確かさ	—	1.9513 mm/min
		$u_{SAM}(B)$	試験片による標準不確かさ	—	1.0358 mm/min
		$u_{REP}(B)$	繰り返しによる標準不確かさ		
H (角度)	$\pm 0.5^\circ$	$u(\theta)$	角度による標準不確かさ	矩形分布	0.3055 deg
		$u(\theta_0)$	水平器校正証明書の不確かさ	正規分布	0.1 deg
T (時間)	2.996 min	$u(T)$	時間測定の不確かさ	矩形分布	0.01925 min
		$u(T_0)$	SW 校正証明書の不確かさ	正規分布	0.00026667 min
L (距離)	254 mm	$u(L)$	標線間距離測定の不確かさ	矩形分布	1.4434 mm
		$u(L_0)$	金尺校正証明書の不確かさ	正規分布	0.04 mm

量 記 号(量)	感度係数	標準不確かさ (mm/min)	寄与率(%)	備 考
B (燃焼速度)	1	0.7859	9.1	二元配置の分散分析では、ジグによる違いは見られなかった。
	1	—	—	
	1	1.9513	56.0	月例点検データから一元配置の分散分析で、環境と他(試験片 + 繰り返し)に分離して求めた。
	1	1.0358	15.8	
H (角度)	3.3778 mm/(min · deg)	1.0320	15.7	±3°のデータから回帰分析した。 ←※入れ子構造による表記
	3.3778 mm/(min · deg)	0.3378		
T (時間)	$ -L/T^2 = 28.2976 \text{ mm/min}^2$	—	0.0	$u_{PER}(B)$ に含まれるとして $u(T)$ は除外し、 $u(T_0)$ のみ反映させた。
	$ -L/T^2 = 28.2976 \text{ mm/min}^2$	0.0075		
L (距離)	$1/T = 0.33382 \text{ min}^{-1}$	0.4818	3.4	不確かさの簡略化で±2.5 mmの範囲とした。
	$1/T = 0.33382 \text{ min}^{-1}$	—		

$u_c(B)$	合成標準不確かさ	2.607 mm/min	相対合成標準不確かさ	3.1 %
$U(B)$	拡張不確かさ($k=2$)	5.214 mm/min	相対拡張不確かさ	6.1 %

モデル式： $B = \frac{L}{T} + C_H \theta + \epsilon_{PER} + \epsilon_{GIG} + \epsilon_{ENV} + \epsilon_{SAM} + \epsilon_{REP}$	測定結果 $B = 84.8 \text{ mm/min} \pm 5.2 \text{ mm/min} (k=2)$
--	---

8 考 察

- 試験装置による不確かさ要因の内、ジグの違いによる差が見られなかったのは、複数のジグ(燃焼箱、U字枠)を使用しているものの、全く同じ寸法形状で同じ材質を使用していることが理由として考えられる。
- 環境(日差変動)の内、気圧による影響は不確かさの評価が困難であったが、気圧が低いと燃焼速度が

小さくなる傾向があり、社内標準で試験可能な気圧範囲を規定することに留めた。

- 今回、水平のずれの不確かさについて、実験から0度±3度付近では燃焼速度に直線性があることが分かり、回帰分析から感度係数を算出することができた。
- 全体の合成標準不確かさへの寄与率は、環境が56%、次いで他(試験片と繰り返し)が16%、水平のずれが同じく16%の順で大きいことが分かった。

参考文献

- 1) FMVSS No.302 FLAMMABILITY OF INTERIOR MATERIALS(1998)
- 2) ISO 3795 Road vehicles, and tractors and machinery for agriculture and forestry - Determination of burning behaviour of interior materials(1989)
- 3) JIS D 1201 : 1998 「自動車, 及び農林用トラクタ・機械装置 - 内装材料の燃焼性試験方法」
- 4) ASTM D5132 Standard Test Method for Horizontal Burning Rate of Polymeric Materials Used in Occupant Compartments of Motor Vehicles(2011)
- 5) 国立研究開発法人産業技術総合研究所 計量標準総合センター
- 5) NMIJ 不確かさクラブ 第2次不確かさ事例研究会 不確かさ評価事例集Ⅱ (2013)
- 6) NMIJ 不確かさクラブ 第3次不確かさ事例研究会 不確かさ評価事例集Ⅲ (2017)
- 7) 不確かさ Web内公開分散分析プログラム <https://unit.aist.go.jp/mcml/rg-mi/uncertainty/program.html>
- 8) 不確かさ Web内公開文献 (本文中の引用なし) <https://unit.aist.go.jp/mcml/rg-mi/uncertainty/docs.html>
- 9) 公益財団法人日本適合性認定協会 試験における測定の不確かさ評価 実践ガイドライン JAB RL510 : 2015