

# Performance d'extinction incendie d'un brouillard d'eau additivée aux alcools primaires linéaires : une analyse statistique

## Fire extinguishing performance of a water mist with primary linear alcohols additives : a statistical analysis

Antonin ROBINET<sup>1\*</sup>, Ilyas SELLAMI<sup>1</sup>, Khaled CHETEHOUNA<sup>1</sup>, Ludovic LAMOOT<sup>1</sup>

<sup>1</sup>PRISME (UR 4229), INSA Centre-Val de Loire, 88 boulevard Lahitolle, 18000 Bourges, France

**Résumé** - La performance d'extinction sur un feu de nappe d'heptane d'un brouillard d'eau additivée aux sept premiers alcools primaires linéaires est étudiée dans des concentrations variables de 0,6 % à 20,0 %. Une analyse statistique détaillée des temps d'extinction a permis de mettre en évidence la supériorité du pentanol et du butanol sur les autres alcools de cette famille. Une régression linéaire a permis d'établir un modèle de prédiction du temps d'extinction en fonction des propriétés de ces alcools.

**Abstract** - The extinguishing performance on a heptane pool fire of a water mist with the first seven linear primary alcohols is studied in varying concentrations from 0,6 % to 20,0 %. A detailed statistical analysis of the extinction times highlighted the superiority of pentanol and butanol over the other alcohols in this family. A linear regression was used to establish a model for predicting the extinction time based on the properties of these alcohols.

### Nomenclature

$a_i$  coefficient de Shapiro-Wilk  
 $AIT$  température d'auto-inflammation, °C  
 $CR$  taux de refroidissement, °C/s  
 $E_{ij}$  effectif théorique  
 $G$  nombre de groupes  
 $H$  statistique de Kruskal-Wallis  
 $LF$  limite inférieure d'inflammabilité  
 $n_i$  nombre d'observations du groupe  $i$   
 $n_{ij}$  effectif de la classe  $ij$   
 $n_{i+}$  somme des effectifs de ligne  $i$   
 $n_{+j}$  somme des effectifs de colonne  $j$   
 $N$  nombre total d'observations  
 $O_{ij}$  effectif réel

$p$  p-valeur  
 $\bar{r}_i$  rang moyen des observations du groupe  $i$   
 $\hat{t}_{ext}$  temps d'extinction estimé  
 $W$  statistique de Shapiro-Wilk  
 $x_i$   $i^{\text{ème}}$  observation de l'échantillon  
 $x_{(i)}$   $i^{\text{ème}}$  plus petite observation de l'échantillon  
 $\bar{x}$  moyenne de l'échantillon

### Symboles grecs

$\hat{\beta}_k$   $k^{\text{ème}}$  coefficient estimé du modèle  
 $\chi^2$  Statistique du khi carré d'indépendance

## 1. Introduction

Le système d'extinction automatique d'incendie par brouillard d'eau a démontré son potentiel pour de nombreuses applications. Il pourrait constituer une alternative aux systèmes à gaz actuellement employés pour la protection de compartiments moteur de véhicules terrestres. La protection incendie de ces espaces confinés contraint sévèrement le système brouillard d'eau en matière de volume d'eau embarqué et de débit d'injection. La performance du brouillard d'eau



Figure 1 : Essai d'extinction au brouillard d'eau additivée dans le compartiment moteur.

peut être améliorée grâce à l'ajout d'additifs en solution. Ces additifs représentent toute espèce étant ajoutée à la pulvérisation, indépendamment du critère de solubilité dans l'eau. Ces additifs permettent d'attaquer davantage de feux de classe B et C (graisses, gaz, etc.), de diminuer le diamètre médian des gouttes ou encore briser la réaction en chaîne de combustion. Une revue exhaustive de la littérature a mis en évidence l'existence des solvants comme additifs [1]. Paradoxalement, ces composés inflammables ont montré leur efficacité sur le temps d'extinction en tant qu'additifs pour le brouillard d'eau. Dans cette étude, sept alcools primaires linéaires, du méthanol à l'heptanol, ont été utilisés comme additifs dans des concentrations allant de 0,6% à 20% pour une application d'extinction d'un feu de nappe par brouillard d'eau. Les résultats de temps d'extinction ont par la suite été traités statistiquement pour vérifier la dépendance du temps d'extinction au type d'additif ou à la concentration et si les différences de temps d'extinction enregistrées entre les différents alcools sont significatives. La dépendance des variables a été traitée grâce aux tests du  $\chi^2$  et de Fisher, alors que l'analyse de la variance a été menée grâce au test de Kruskal-Wallis. Enfin, un modèle prédictif du temps d'extinction a pu être développé à partir du taux de refroidissement enregistré et des propriétés des alcools, précisément la limite inférieure d'inflammabilité (LFL) et la température d'auto-inflammation (AIT).

## 2. Présentation du dispositif expérimental

Les expériences ont été menées dans un compartiment à pleine échelle, représentatif du bloc moteur du nouveau véhicule blindé de transport de troupes (VBMR). Le compartiment mesure 2,5 m de long, 1,25 m de haut et 1,3 m de large et est équipé d'une grande fenêtre principale et de deux petites fenêtres latérales pour le retour visuel des expériences. Il a déjà été utilisé dans le cadre d'essais d'incendie avec ventilation naturelle ou forcée [2] ainsi que d'extinction par brouillard d'eau [3]. Le système brouillard d'eau est composé d'une buse GW M2 avec un facteur K de  $2 \text{ L/min/bar}^{1/2}$  et un angle de cône de pulvérisation de  $60^\circ$ . Il est situé 90 cm au-dessus du feu de coupelle d'heptane. La pression d'injection choisie est de 7 bar, ce qui correspond à un débit de 5,3 L/min.

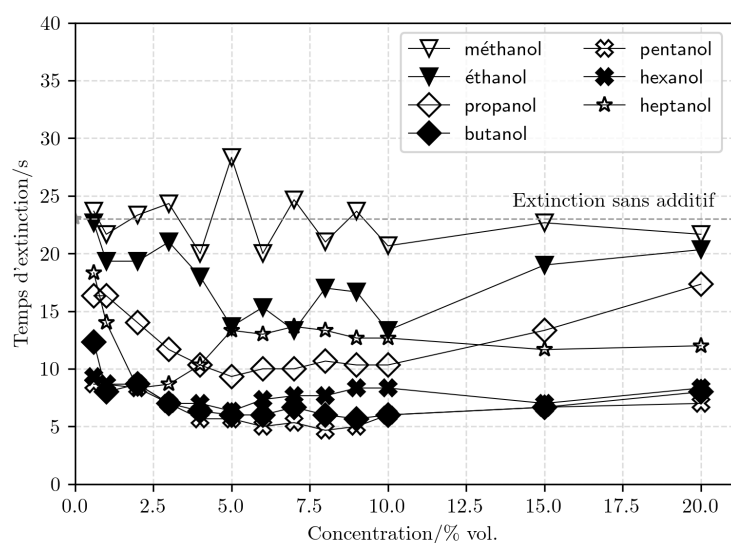


Figure 2 : Temps d'extinction moyens pour les sept premiers alcools primaires linéaires à différentes concentrations.

### 3. Analyse physique et statistique des résultats

#### 3.1. Analyse des temps d'extinction

Voici, présentés sur la figure 2, les temps d'extinction moyens enregistrés en fonction de la nature de l'additif et de la concentration. Le temps d'extinction décroît lorsque le nombre de carbone augmente dans le composé. Cette tendance s'arrête au pentanol, après quoi le temps d'extinction augmente de nouveau. Ainsi, l'heptanol n'est guère plus efficace que le propanol. En se basant sur le nombre croissant de carbone dans la chaîne, les temps d'extinction moyens sont respectivement de 22 s, 18 s, 12 s, 7 s, 6 s, 8 s et 12 s.

#### 3.2. Analyse statistique des temps d'extinction

Puisque l'écart-type moyen du temps d'extinction, tout essai confondu, est de 2,6 s, une analyse statistique va maintenant être menée afin de pouvoir déterminer confirmer ou infirmer si le pentanol est bien le meilleur additif pour le brouillard d'eau parmi les alcools primaires linéaires. À chaque couple alcool-concentration correspond une variable aléatoire qui représente le temps d'extinction.

##### 3.2.1. Tables de contingence

On va dans un premier temps chercher à démontrer ou rejeter l'indépendance des variables « type d'alcool » et « concentration » par rapport à la variable « temps d'extinction ». L'hypothèse nulle  $H_0$  de chaque test correspond à l'indépendance des variables. L'hypothèse peut être acceptée ou rejetée en étudiant la probabilité d'obtenir une valeur plus extrême qu'une valeur seuil, appelée « p-valeur ».

Pour pouvoir mener des tests d'indépendance, on travaille sur des tables de contingence. Afin de présenter les résultats sous une forme digeste, il a été choisi de regrouper les temps d'extinction en trois catégories :  $[2; 10[$ ,  $[10; 20[$  et  $[20; 30]$ , qui correspondent à la partition des

temps d'extinction possibles en trois catégories égales.

### 3.2.2. Présentation des tests statistiques d'indépendance

**Test du  $\chi^2$**  : le test d'indépendance le plus connu est certainement le test du  $\chi^2$  d'indépendance pour lequel l'hypothèse nulle  $H_0$  est l'indépendance des variables. Le test du  $\chi^2$  peut s'appliquer pour sur une table de contingence de variables aléatoires suivant une distribution normale de taille  $I \times J$ . Le critère de Cochran, qui est souvent utilisé, stipule en plus qu'on peut mener un test de  $\chi^2$  d'indépendance si toutes les classes  $E_{ij}$  de la table de contingence ont une valeur théorique strictement positive et que 80 % d'entre elles ont une valeur théorique  $\tilde{E}_{ij}$  supérieure ou égale à 5 [4]. La valeur théorique de chaque classe se calcule de la façon suivante :

$$E_{ij} = \frac{\sum_{j=1}^J O_{ij} \times \sum_{i=1}^I O_{ij}}{N} \quad (1)$$

Pour la table de contingence contenant les différentes concentrations, le calcul permet de vérifier que le critère n'est pas respecté car toutes les classes de la troisième colonne ont une valeur de 3,462, qui est inférieur à 5. Par la suite, l'effectif théorique est comparé à l'effectif réel en calculant la distance entre eux :

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}} \quad (2)$$

La valeur de  $\chi^2$  est à comparer à la valeur critique indiquée dans les tables de la loi du  $\chi^2$  pour  $(I - 1)(J - 1)$  degrés de liberté. Si la valeur de la statistique du test  $\chi^2$  est inférieure à la valeur critique, alors on peut remettre en cause l'hypothèse nulle d'indépendance des variables.

**Test de Fisher** : lorsque le critère de Cochran pour appliquer un test du  $\chi^2$  d'indépendance n'est pas respecté, on peut utiliser d'autres tests statistiques comme le test de Fisher. Il permet de calculer directement la p-valeur sans devoir recourir à une loi de probabilité qui ne devient précise que pour un grand nombre d'échantillons. L'hypothèse nulle  $H_0$  de ce test est l'indépendance des variables. Cette simplicité apparente se paie en réalité à cause d'un calcul coûteux. En pratique, on utilise une approximation de ce test par la méthode de Monte-Carlo. La p-valeur se calcule selon la formule suivante :

$$p = \frac{\left( \prod_{i=1}^I n_{i+}! \right) \left( \prod_{j=1}^J n_{+j}! \right)}{N! \prod_{i=1}^I \prod_{j=1}^J n_{ij}!} \quad (3)$$

### 3.2.3. Résultats des tests statistiques d'indépendance

Le tableau 1 présente les résultats des tests d'indépendance des tables de contingence en fonction du test du  $\chi^2$  ou de Fisher. Les deux tests ont été menés sur les deux tables de contingence afin de pouvoir également comparer leurs résultats.

La p-valeur pour le tableau de contingence des concentrations est de 0,9285 pour le test du  $\chi^2$  et 0,909 pour le test de Fisher. Cela correspond à des valeurs élevées ( $> 0,05$ ) qui ne permettent

Tableau 1 : Statistiques des tests d'indépendance entre le temps d'extinction et les variables de concentration et de type d'alcool.

Table de contingence	Statistique $\chi^2$	p-valeur du $\chi^2$	p-valeur de Fisher
Table des concentrations	14,7	0,9285 <sup>a</sup>	0,909
Table des alcools	210,3	$< 2,2 \times 10^{-16}$	0,000 499 8

a. L'approximation du  $\chi^2$  n'est peut-être pas valable car la table de contingence ne satisfait pas au critère de Cochran [4].

pas de rejeter l'hypothèse nulle (indépendance des grandeurs). On peut donc dire que le temps d'extinction est indépendant de la concentration en additif avec un niveau de confiance de 95 %. De manière analogue, la p-valeur pour le tableau de contingence des alcools est inférieure à 0,05 pour le test du  $\chi^2$  et pour le test de Fisher, donc on peut rejeter l'hypothèse nulle. Cela signifie que l'on peut dire que le temps d'extinction n'est pas indépendant de la nature de l'additif alcool avec un niveau de confiance de 95 %.

Comparé aux travaux de Koshiba *et al.* [5], ces conclusions peuvent s'expliquer par un écoulement bien plus turbulent. Cela introduit une prédominance des effets mécaniques du spray par rapport aux effets de la solution. Cette insensibilité à la concentration en agent additif a également pu être observée par Chang *et al.* [6], qui utilisent un agent complexe à base de retardant de flamme, entre autres sur une coupelle d'heptane.

### 3.2.4. Test de normalité : test de Shapiro-Wilk

Les écarts entre les moyennes des temps d'extinction pour différentes concentrations ou entre alcools sont-ils dûs au hasard ? Pour le savoir, il faut mener une analyse de la variance. Afin de déterminer quelle méthode d'analyse il faut employer, on procède d'abord à un test de normalité des données. Pour cela, on a recours au test de Shapiro-Wilk [7], pour lequel l'hypothèse nulle  $H_0$  est que l'échantillon provient d'une population qui suit la distribution normale. La statistique de test se calcule selon la formule suivante :

$$W = \frac{\left[ \sum_{i=1}^{\left[\frac{N}{2}\right]} a_i (x_{(N+1-i)} - x_{(i)}) \right]^2}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \quad (4)$$

La valeur de  $W$  est ensuite comparée à une table de Shapiro-Wilk [7] pour déterminer si on peut ou non rejeter l'hypothèse nulle. Les résultats montrent qu'un certain nombre de cas présentent une p-valeur inférieure à 5 %. Cela signifie que les hypothèses de normalité et d'homogénéité de la variance nécessaires pour mener un test ANOVA (Analysis of Variance) paramétrique ne sont pas remplies.

### 3.2.5. Analyse de la variance : test de Kruskal-Wallis

Puisque les valeurs de certaines catégories ne sont pas distribuées selon la loi normale, on peut mener une analyse ANOVA non paramétrique grâce au test de Kruskal-Wallis [8], qui est largement utilisée en analyse statistique comme méthode alternative, pour lequel l'hypothèse

nulle  $H_0$  est que les échantillons considérés proviennent d'une même population. La statistique de test se calcule selon la formule suivante :

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^G n_i \bar{r}_i^2 - 3(N+1) \quad (5)$$

Par la suite, on compare la valeur de  $H$  obtenue par rapport à une valeur critique obtenue dans les tables de Kruskal-Wallis [8] afin de déterminer si on rejette l'hypothèse nulle ou non. Les résultats sont récapitulés dans le tableau 2. Pour les concentrations, la p-valeur est de 0,42. Cela signifie que l'hypothèse nulle ne peut pas être rejetée. Autrement dit, les différences de temps d'extinction pour différentes concentrations ne sont pas statistiquement significatives. À l'inverse pour les alcools, la p-valeur est très petite, bien inférieure au seuil de 0,05. Cela signifie qu'au moins un des échantillons de temps d'extinction pour un alcool se comporte différemment des autres. Dans les faits, un test des rangs signés de Wilcoxon permet de confirmer que la majorité des échantillons de temps d'extinction pour un alcool donné se comportent différemment des autres. Cela nous permet de conclure que les différences de temps d'extinction moyens observées proviennent bien de la nature de l'additif, et pas d'un mécanisme sous-jacent. L'ensemble de ces résultats permet de confirmer que le butanol et le pentanol sont bien les meilleurs additifs parmi les alcools linéaires choisis et qu'ils pourraient le rester en changeant de configuration d'extinction.

Tableau 2 : Test de Kruskal-Wallis avec la série, la statistique de test  $H$  et la p-valeur.

Série	Statistique H	p-valeur
Concentrations	12,3	0,42
Alcools	185,5	$< 2,2 \times 10^{-16}$

### 3.3. Prédiction du temps d'extinction par rapport aux propriétés des alcools

Une analyse de grandeurs physiques parmi la température, le flux de chaleur et la concentration d'oxygène au cours des essais permet d'identifier que le refroidissement est la cause de la différence de performance entre les additifs alcoolisés pour le brouillard d'eau. On se propose de développer un modèle prédictif du temps d'extinction en fonction du taux de refroidissement, ainsi que des caractéristiques physico-chimiques des alcools primaires linéaires, nommément la limite inférieure d'inflammabilité (LFL pour *Lower Flammability Limit* en anglais) ainsi que la température d'auto-inflammation (AIT pour *Auto-Ignition Temperature* en anglais). Ces caractéristiques sont rappelées pour les différents alcools primaires linéaires dans le tableau 3.

En supposant que la relation soit linéaire, on en cherche la meilleure approximation :

$$\hat{t}_{ext,i} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{1,i} + \hat{\beta}_2 x_{2,i} \quad (6)$$

On estime les coefficients du modèle grâce à la méthode des moindres carrés ordinaires. Afin de confirmer que les modèles de régression soient solides sur le plan statistique on doit vérifier ces cinq conditions statistiques : (1) Significativité globale de la régression, en utilisant le test de Fisher [10], qui permet d'affirmer qu'au moins un coefficient est significativement différent de zéro ; (2) Significativité individuelle des coefficients, en utilisant le test de Student [11], qui permet d'affirmer que chaque coefficient est significativement différent de zéro ; (3)

Tableau 3 : Limite inférieure d'inflammabilité (LFL) et température d'auto-inflammation (AIT) des alcools primaires linéaires [9].

Composé	LFL/%	AIT/°C
méthanol	6,0	440
éthanol	3,3	400
propanol	2,2	371
butanol	1,4	345
pentanol	1,2	320
hexanol	1,2	290
heptanol	0,9	275

Homoscédasticité, en utilisant le test de White [12], c'est-à-dire que la variance des erreurs entre le modèle et l'observation doit être constante tout au long des observations ; (4) Normalité des résidus, en utilisant le test de Jarque-Bera [13] ; (5) Absence de multicollinéarité, en utilisant le facteur d'inflation de la variance, car on ne souhaite pas qu'il existe de relation linéaire entre deux paramètres d'entrée.

### 3.4. Interprétation des régressions linéaires obtenues

Les résultats des tests statistiques appliqués aux régressions linéaires sont présentés dans le tableau 4. Les valeurs indiquent que les critères de signification globale du modèle et individuelle des paramètres, l'homoscédasticité du modèle, la normalité des résidus et l'absence de multicollinéarité entre les paramètres sont tous vérifiés. Les régressions obtenues sont les suivantes :

$$\hat{t}_{ext} = 25,32 + 1,48 (LFL) - 0.40 (CR) \quad (7)$$

$$\hat{t}_{ext} = 21,09 + 0,03 (AIT) - 0.50 (CR) \quad (8)$$

Tableau 4 : Résultats des tests statistiques sur les régressions linéaires sur les alcools en fonction de leurs caractéristiques.

Test		équation 7	équation 8
Fisher	Statistique F	193,8	60,67
	p-valeur	0,000104	0,00102
White	Statistique W	5,010	6,342
	p-valeur	0,415	0,274
Jarque-Bera	Statistique JB	0,517	0,348
	p-valeur	0,772	0,840
VIF		2,238	1,548

L'équation 7 s'interprète tout d'abord grâce à son coefficient de détermination  $R^2$  qui est de 99,0 %. Par la suite, la statistique de Fisher (193,8) et sa p-valeur (0,000 104). Cela démontre un excellent ajustement du modèle de régression par rapport aux temps d'extinction mesurés. Le temps d'extinction augmente de 1,48 s lorsque la limite inférieure d'inflammabilité du composé

augmente de 1 %. De même, le temps d'extinction diminue de 0,40 s lorsque le taux de refroidissement imposé augmente de  $1^{\circ}\text{C s}^{-1}$ . Enfin, la constante de 25,32 s correspond au temps d'extinction lorsque la limite inférieure d'inflammabilité et le taux de refroidissement sont nuls. Ce temps est relativement proche du temps d'extinction moyen sans additif (23 s), ce qui a du sens en tant que constante du modèle. La signification des paramètres est assurée par le test de Student, pour lequel aucune p-valeur associée à un paramètre ne dépasse 0,4 %, ce qui est inférieur à 5 %. L'équation 8 s'interprète pareillement, aux valeurs des coefficients près.

## 4. Conclusion

Une étude sur la performance des alcools primaires linéaires utilisés comme additifs pour le brouillard d'eau a été conduite sur un cas pleine échelle d'un feu de coupelle d'heptane au sein d'un compartiment moteur. Une étude statistique a permis de confirmer la supériorité du pentanol et du butanol en tant qu'additif sur la diminution du temps d'extinction. La concentration de l'alcool en solution n'a pas eu d'effet sur le temps d'extinction dans notre configuration. Par la suite, le refroidissement ayant été identifié comme la cause de cette supériorité, un modèle prédictif du temps d'extinction a été développé en se basant sur le refroidissement, la limite inférieure d'inflammabilité et la température d'auto-inflammation des alcools et qui est correct pour des configurations proches.

## Références

- [1] A. Robinet, K. Chetehouna, A Review of Additives for Water Mist Fire Suppression Systems, *Fire Technol.*, 60 (2024) 2923–2961.
- [2] I. Sellami, K. Chetehouna, A. Robinet, S. Hamidouche, A. Oger, Experimental study on flow and burning behaviors of pool fires under ventilation conditions inside an engine compartment, *Therm. Sci. Eng. Prog.*, 58 (2025) 103240.
- [3] A. Robinet, K. Chetehouna, I. Sellami, S. Hamidouche, N. Gascoin, D. Guedal, Case study on thermal and flow analysis of a water mist on a pool fire in a ventilated engine compartment, *Appl. Therm. Eng.*, 258C (2025) 124694.
- [4] W. Cochran, Some Methods for Strengthening the Common  $\chi^2$  Tests, *Biometrics*, 10 (1954) 417–451.
- [5] Y. Koshiba, Y. Yamamoto, H. Ohtani, Fire suppression efficiency of water mists containing organic solvents, *J. Loss Prev. Process Ind.*, 62 (2019) 103973.
- [6] W.-Y. Chang, P.-K. Fu, C.-H. Chen, Y.-L. Shu, Evaluating the performance of a portable water-mist fire extinguishing system with additives, *Fire Mater.*, 32 (2008) 383–397.
- [7] S. Shapiro, M. Wilk, An analysis of variance test for normality, *Biometrika*, 52 (1965) 591–611.
- [8] W. Kruskal, W. Wallis, Use of Ranks in One-Criterion Variance Analysis, *J. Am. Stat. Assoc.*, 47 (1952) 583–621.
- [9] W. Haynes, *CRC Handbook of Chemistry and Physics*, CRC Press (2016).
- [10] R. Fisher, F. Yates, *Statistical Methods for Research Workers*, Oxford University Press (1990).
- [11] Student, The Probable Error of a Mean, *Biometrika*, 6 (1908) 1–25.
- [12] H. White, A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica*, 48 (1980) 817–838.
- [13] C. Jarque, A. Bera, Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals, *Econ. Lett.*, 6 (1980) 255–259.

## Remerciements

Les auteurs souhaitent exprimer leur gratitude pour le financement de la part de l'Agence Innovation Défense (AID) et de l'Agence Nationale pour la Recherche (ANR) dans le cadre des projets RAPID VIPERE (AID, subv. n°2021 23 0974) et LabCom GreenSprink (ANR, subv. n°18-LCV3-0002-01). Les auteurs expriment également leur gratitude envers L'AID et la Région Centre-Val de Loire pour le financement de la thèse de doctorat du premier auteur (AID, subv. n°2021 65 0030 et Région Centre-val de Loire, subv. n°2021 00148892).