

# Tarifs et tables de cubage d'arbres individuels du pin d'Alep, *Pinus halepensis* Mill., dans l'Aurès algérien

**Mostefa GOUBI<sup>1</sup>**  
**Abdallah BENTOUATI<sup>1</sup>**  
**Dalila KHERCHOUCHE<sup>1</sup>**  
**Tahar SGHAIER<sup>2</sup>**

<sup>1</sup> Université de Batna 1 Hadj-Lakhdar  
Institut des sciences vétérinaires  
et des sciences agronomiques  
Département des sciences  
agronomiques  
Route de Biskra  
05000 Batna  
Algérie

<sup>2</sup> Institut national de recherches  
en génie rural, eaux et forêts (INRGREF)  
Rue Hédi EL Karray El Menzah IV  
BP 10  
2080 Ariana  
Algérie

**Auteur correspondant /**  
**Corresponding author:**  
Mostefa GOUBI –  
[goubimostefa@yahoo.fr](mailto:goubimostefa@yahoo.fr)



**Photo 1.**  
Pinède des Aurès.  
Photo M. Goubi, 2019.

Doi : 10.19182/bft2019.339.a31715 – Droit d'auteur © 2018, Bois et Forêts des Tropiques – © Cirad – Date de soumission : 4 juin 2018 ; date d'acceptation : 29 octobre 2018 ; date de publication : 15 janvier 2019.



Licence Creative Commons :  
Attribution - Pas de Modification 4.0 International.  
Attribution-NoDerivatives 4.0 International (CC BY-ND 4.0)

#### Citer l'article / To cite the article

Goubi M., Bentouati A., Kherchouche D., Sghaier T., 2019. Tarifs et tables de cubage d'arbres individuels du pin d'Alep, *Pinus halepensis* Mill., dans l'Aurès algérien. Bois et Forêts des Tropiques, 339 : 45-59. Doi : <https://doi.org/10.19182/bft2019.339.a31715>

## RÉSUMÉ

### Tarifs et tables de cubage d'arbres individuels du pin d'Alep, *Pinus halepensis* Mill., dans l'Aurès algérien

L'objectif de ce travail est d'élaborer des tarifs de cubage d'arbres individuels de pin d'Alep, *Pinus halepensis* Mill., de la pinède des Ouled-Yaâgoub en Algérie. Neuf fonctions linéaires et non linéaires ont été ajustées systématiquement sur des données collectées à partir de 340 arbres, représentatifs des différentes classes de diamètre et de hauteur, choisis parmi les arbres abattus dans le cadre des coupes d'exploitation finales dans les chantiers installés dans la zone étudiée. L'approche adoptée pour l'estimation des paramètres des différentes fonctions testées est basée sur la régression, linéaire et non linéaire, selon la technique des moindres carrés ordinaires pondérés. Des analyses numériques et graphiques basées essentiellement sur la distribution des résidus et la précision des tarifs obtenus ont été employées pour comparer les différentes fonctions étudiées. Deux fonctions ont été retenues pour le cubage d'arbres individuels dans la pinède du massif des Ouled-Yaâgoub en Algérie. La première à une entrée exprime le volume en fonction du diamètre de l'arbre à 1,30 m de hauteur, et la seconde à deux entrées exprime le volume en fonction du diamètre à 1,30 m de hauteur et de la hauteur totale. Les coefficients de détermination ajustés et les carrés moyens résiduels obtenus par ces deux fonctions ou tarifs sont respectivement 0,944 et 109,78 dm<sup>3</sup> pour la première et 0,977 et 69,69 dm<sup>3</sup> pour la seconde. Enfin, pour une gestion efficace du massif des Ouled-Yaâgoub, l'estimation du volume sur pied des arbres de pin d'Alep doit tenir compte de l'objectif souhaité. Le tarif à une entrée, plus rapide à matérialiser, peut être utilisé pour des interventions sylvicoles telles que les éclaircies alors que le tarif de cubage à deux entrées, qui est plus précis, peut être choisi pour des coupes finales dont le bois sera destiné à la vente où des précisions plus importantes sur les volumes produits sont nécessaires.

**Mots-clés :** *Pinus halepensis*, tables de cubage, pin d'Alep, Aurès, Algérie.

## ABSTRACT

### Volume tables for individual specimens of Aleppo pine, *Pinus halepensis* Mill., in Algeria's Aurès mountains

The aim of this study was to develop volume tables for individual Aleppo pine trees, *Pinus halepensis* Mill., in the Ouled-Yaâgoub pine forest in Algeria. Nine linear and non-linear functions were systematically adjusted to the data collected from 340 trees representing the different diameter and height classes and chosen from trees felled during final logging operations in the study site. The approach used to estimate the parameters of the different functions tested is based on linear and non-linear regression applying the ordinary and weighted least-squares technique. Numerical and graphical analyses mainly based on the distribution of residues and the precision of the volume tables obtained were used to compare the different functions tested. Two functions were selected to generate volume tables for individual trees in Algeria's Ouled-Yaâgoub pine forest. The first is a single-entry table expressing volume as a function of tree diameter at a height of 1.30 m; the second is a double-entry table expressing volume as a function of tree diameter at a height of 1.30 m and total tree height. The adjusted determination coefficients and residual least squares obtained with these two functions or tables are respectively 0.944 and 109.78 dm<sup>3</sup> for the first and 0.977 and 69.69 dm<sup>3</sup> for the second. Finally, to manage the Ouled-Yaâgoub forest efficiently, the estimation of standing Aleppo pine timber must also consider the aim of management operations. The single-entry volume table, which is easier to produce, can be used for forestry operations such as thinning, while the double-entry table, which is more accurate, can be used for the final logging cut to produce marketable timber, for which the volume estimations have to be more accurate.

**Keywords:** *Pinus halepensis*, volume tables, Aleppo pine, Aurès, Algeria.

## RESUMEN

### Tarifas y tablas de cubicación de árboles individuales del pino de Alep, *Pinus halepensis* Mill., en el Aurés argelino

El objetivo de este trabajo es elaborar tarifas de cubicación de árboles individuales de pino de Alep, *Pinus halepensis* Mill., de la pineda de Ouled-Yaâgoub, en Argelia. Se han ajustado sistemáticamente nueve funciones lineales y no lineales con los datos recogidos a partir de 340 árboles, representativos de las diferentes clases de diámetro y de altura, elegidos entre los árboles abatidos en el marco de las talas de explotación finales en las obras instaladas en la zona estudiada. El enfoque utilizado para la estimación de los parámetros de las diferentes funciones probadas se basa en la regresión, lineal y no lineal, según la técnica de los mínimos cuadrados ordinarios ponderados. Se han empleado análisis numéricos y gráficos basados esencialmente en la distribución de residuos y la precisión de las tarifas obtenidas para comparar las diferentes funciones estudiadas. Se han seleccionado dos funciones para la cubicación de árboles individuales en la pineda del macizo de Ouled-Yaâgoub, en Argelia. La primera de una entrada expresa el volumen en función del diámetro del árbol a 1,30 m de altura, y la segunda de dos entradas expresa el volumen en función del diámetro a 1,30 m de altura y de la altura total. Los coeficientes de determinación ajustados y los cuadrados medios residuales obtenidos por estas dos funciones o tarifas son respectivamente 0,944 y 109,78 dm<sup>3</sup> para la primera y 0,977 y 69,69 dm<sup>3</sup> para la segunda. En conclusión, para una gestión eficaz del macizo Ouled-Yaâgoub, la estimación del volumen en pie de los árboles de pino de Alep debe tener en cuenta el objetivo deseado. La tarifa de una entrada, más rápida de materializar, puede ser utilizada para intervenciones silvícolas, tales como aclareos; mientras que la tarifa de cubicación de dos entradas, que es más precisa, puede ser utilizada para talas finales, cuya madera se destinará a la venta donde son necesarias precisiones más importantes sobre los volúmenes producidos.

**Palabras clave:** *Pinus halepensis*, tablas de cubicación, pino de Alep, Aurés, Argelia.

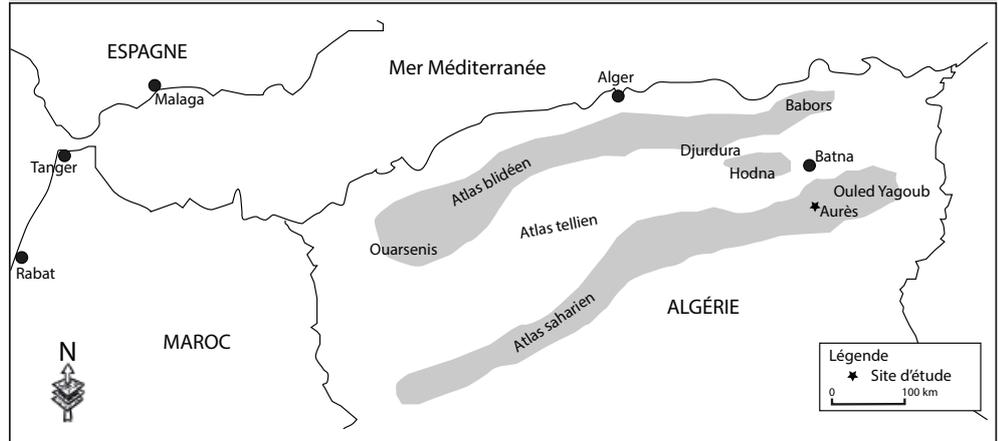
## Introduction

Les tables de cubage constituent un outil essentiel pour une gestion raisonnée des ressources forestières. La connaissance de la structure d'un peuplement, basée sur la distribution des diamètres et des hauteurs, est d'un grand intérêt pour l'évaluation des ressources et des potentialités de production des peuplements forestiers. En effet, une gestion forestière raisonnée et durable exige une évaluation assez précise des potentialités de production des stations forestières. Ces potentialités sont liées en premier lieu à l'estimation du volume des arbres ou des peuplements qui composent la station. Le volume total de l'arbre est une grandeur nécessaire pour l'estimation du carbone stocké par les arbres (Deleuze *et al.*, 2014).

Le calcul des volumes doit être explicité par le mode d'échantillonnage des arbres, les critères de précision qui doivent l'accompagner et la confiance qu'on peut leur accorder (Palm, 1976). En pratique, cette opération porte sur un échantillon d'arbres représentatifs du peuplement ou de la forêt sur lequel sont établies des relations mathématiques appelées tarifs de cubage. La construction des tarifs de cubage par voie mathématique est la plus utilisée. Elle s'est développée grâce à l'utilisation de l'outil informatique. Ces relations doivent avoir une bonne corrélation entre le volume de ces arbres et certains paramètres mesurables tels que le diamètre ou la circonférence pour un tarif de cubage à une entrée et le diamètre et la hauteur pour un tarif de cubage à deux entrées.

Au niveau national, les travaux de recherche menés sur la productivité et la croissance du pin d'Alep sont fragmentaires. Ils se résument au calcul du volume et à l'estimation de la possibilité réalisés dans le cadre des aménagements forestiers sans aucune indication de la précision du volume calculé. Ce manque d'information constitue un handicap quand il s'agit d'évaluer correctement les potentialités d'une espèce forestière. Nous avons donc jugé utile de mener une étude approfondie sur l'évaluation du volume individuel des arbres de pin d'Alep du massif des Ouled-Yaâgoub dans l'Aurès dont les capacités de production de bois sur pied sont très importantes (Bentouati, 2006).

L'objectif de cette étude était d'élaborer des tarifs de cubage à une entrée et à deux entrées en testant plusieurs fonctions, linéaires et non linéaires, sans et avec pondération, et de comparer ces tarifs à d'autres établis pour la même espèce dans les pays voisins.



**Figure 1 :**  
Localisation de la zone d'étude (forêt des Ouled-Yaâgoub en Algérie) (Bentouati, 2006).

## Matériel et méthodes

### Présentation de la zone d'étude

La zone d'étude fait partie du massif des Ouled-Yaâgoub qui prolonge l'Atlas saharien au nord-est de l'Algérie (figure 1). Couvrant une superficie totale de 4 309 822 ha, le massif est occupé en grande partie par des peuplements de pin d'Alep dont 9 251,96 ha sont situés dans la forêt des Ouled-Yaâgoub. Le massif est constitué principalement, à plus de 70 %, par du pin d'Alep et du chêne vert. Le cèdre de l'Atlas occupe quant à lui moins de 8 % de la superficie totale. La forêt de pins d'Alep se présente sous une structure globale d'aspect jardiné et irrégulier où se différencient, à l'intérieur des peuplements élémentaires, des groupes ou des bouquets d'arbres à structure plus ou moins régulière sur de petites surfaces variables (Bentouati, 2006). Le climat de la zone est assez contrasté. Il se caractérise par une saison estivale longue, sèche et chaude, et des années moins arrosées de plus en plus nombreuses. Les précipitations sont en général faibles et irrégulières. La zone de l'étude reçoit en moyenne entre 300 et 400 mm de précipitations par an. Le régime thermique est relativement homogène. Globalement, la pinède évolue dans des limites de températures moyennes annuelles allant de 13,6 à 14,9 °C. Du point de vue bioclimatique, la majeure partie de la pinède se situe dans l'étage subhumide à hiver froid.

### Données expérimentales

L'échantillon qui a servi au calcul des tarifs de cubage provient des coupes d'exploitation entreprises dans la pinède des Ouled-Yaâgoub. Au total, 340 arbres représentatifs des différentes classes de diamètre et de hauteur ont été choisis parmi les arbres abattus. Chaque arbre considéré dans l'échantillon a fait l'objet de mesures de la hauteur

**Tableau I.**

Répartition des arbres cubés en fonction du diamètre à 1,30 m de hauteur (en cm) et de la hauteur totale (en m).

d (cm)	h (m)								Total	%
	4 - 5,9	6 - 7,9	8 - 9,9	10 - 11,9	12 - 13,9	14 - 15,9	16 - 17,9	18 et +		
5 - 14,9	10	47	1	1					59	17,35
15 - 24,9		13	39	32	7				91	26,76
25 - 34,9			1	21	40	6	2		70	20,59
35 - 44,9				6	32	28	6		72	21,18
45 - 54,9					3	17	15		35	10,29
> 55						3	9	1	13	3,82
Total	10	60	41	60	82	54	32	1	340	100
%	2,94	17,65	12,06	17,65	24,12	15,88	9,41	0,29	100	

totale, la hauteur du bois fort arrêtée à 7 cm et des diamètres à hauteur d'homme (1,30 m de hauteur), au milieu de l'arbre, à la base puis de 25 en 25 cm sur les deux premiers mètres puis de 50 en 50 cm jusqu'à une découpe de 7 cm au fin bout. Le volume du bois fort a été calculé par la méthode des billons successifs selon la formule de Newton/Simpson, et le volume total de l'arbre a été obtenu par la sommation des volumes des billons qui le constituent. Le tableau I présente la répartition des arbres cubés en fonction de leur diamètre à 1,30 m et de leur hauteur totale.

#### Tarifs de cubage étudiés

Les tarifs de cubage d'arbres individuels sont des fonctions qui expriment souvent le volume ( $v$ ) bois fort d'un arbre, soit en fonction de son diamètre à hauteur d'homme ou hauteur de poitrine (DHP) ou encore diamètre à 1,30 m ( $d$ ) de hauteur, soit en fonction de son diamètre à hauteur d'homme et de sa hauteur totale ( $h$ ). Dans le premier cas où une seule variable explicative est utilisée, on parle de tarif à une entrée, et dans le second cas où on fait recours à deux variables explicatives, on parle de tarif à deux entrées.

Parmi les fonctions les plus utilisées, on peut citer (Thill et Palm, 1979 ; Palm, 1981 ; Sghaier *et al.*, 2008, 2013) :

- $v_i = b_0 + b_1 d_i + b_2 d_i^2 + \varepsilon_i$  (fonction F1)
- $v_i = b_0 + b_1 d_i + b_2 d_i^2 + b_3 d_i^3 + \varepsilon_i$  (fonction F2)
- $v_i = b_0 d_i^h + \varepsilon_i$  (fonction F3)
- $v_i = b_0 + b_1 d_i + b_2 d_i^2 + b_3 d_i^2 h_i + \varepsilon_i$  (fonction F4)
- $v_i = b_0 + b_1 d_i + b_2 d_i^2 + b_3 d_i^3 + b_4 d_i^2 h_i + \varepsilon_i$  (fonction F5)
- $v_i = b_0 + b_1 d_i + b_2 d_i^2 + b_3 d_i^3 + b_4 h_i + b_5 d_i^2 h_i + \varepsilon_i$  (fonction F6)
- $v_i = b_0 d_i^h h_i^{h_2} + \varepsilon_i$  (fonction F7)

Les trois premières fonctions (F1 à F3) sont relatives aux tarifs à une entrée, tandis que les quatre dernières (F4 à F7) sont relatives aux tarifs à deux entrées.

À côté de ces fonctions classiquement utilisées pour l'élaboration des tarifs de cubage d'arbres individuels, nous avons testé dans la présente étude les deux fonctions suivantes (F8 et F9) utilisées par Patricio *et al.* (2005) pour la modélisation de la biomasse aérienne d'arbres individuels :

- $v_i = d_i^{(h_1 + h_2)} + \varepsilon_i$  (fonction F8)
- $v_i = b_1 d_i^{h_1} e^{(b_2 h_1)} + \varepsilon_i$  (fonction F9)

Dans toutes ces fonctions,  $v_i$  représente le volume bois fort de l'arbre  $i$  ( $\text{dm}^3$ ),  $d_i$  et  $h_i$  sont respectivement le diamètre (cm) de l'arbre à 1,30 m de hauteur et la hauteur totale (m) de l'arbre  $i$  et  $\varepsilon_i$  est un résidu, variable aléatoire de moyenne nulle et de variance  $\sigma^2$ .

L'ajustement des différentes fonctions de cubage étudiées a été effectué à l'aide de la procédure REG de SAS/STAT (SAS, 2004) pour les fonctions polynomiales (F1, F2, F4, F5 et F6) et à l'aide de la procédure MODEL de SAS/ETS (SAS, 2004) pour les fonctions non linéaires (F3, F7, F8 et F9).

#### Pondération des données

L'homoscédasticité ou la constance de la variance résiduelle est l'une des conditions d'application des méthodes classiques de l'inférence statistique en relation avec les problèmes de régression (Palm, 1994 ; Dagnelie, 2011). Si le modèle est correct, les variances conditionnelles doivent être constantes :

$$\sigma_{v/d}^2 = \sigma^2$$

Si l'homogénéité des variances pour les différentes classes de grosseur n'est pas vérifiée, l'estimateur au sens des moindres carrés ordinaires n'est plus de variance minimum et les différentes procédures d'inférence statistique doivent être modifiées en conséquence. Or, pour un échantillon déterminé d'arbres, la variance des volumes tend à

augmenter avec les grosseurs (Rondeux, 1993). Les écarts en volume, par rapport au modèle de régression, pour les arbres les plus gros, ont donc un effet disproportionné sur l'estimation des coefficients de régression par le fait même que cet effet est proportionnel au carré des écarts.

La régression par la méthode des moindres carrés pondérés constitue l'une de techniques utilisées pour résoudre le problème d'inégalité des variances résiduelles et améliorer l'estimation des paramètres. Cette méthode consiste à déterminer les paramètres de l'équation de régression, en accordant aux résidus des poids  $w_i$ , inversement proportionnels à leur variance  $\sigma_i^2$ . Le calcul des paramètres se fait en minimisant la somme pondérée des carrés des écarts :

$$\sum_{i=1}^n w_i (v_i - \hat{v}_i)^2$$

avec  $w_i = \frac{1}{\sigma_i^2}$  correspondant aux poids accordés aux résidus.

Par cette technique, les résidus relatifs aux petits arbres ont plus d'importance que dans la régression ordinaire, et on peut, par conséquent, espérer aboutir à un meilleur ajustement de l'équation au niveau de ces arbres de petites dimensions (Palm, 1994). D'autre part, en présence d'hétérogénéité des variances résiduelles, la régression pondérée conduit à des paramètres dont les variances sont plus petites que celles des paramètres obtenus par la régression non pondérée (Draper et Smith, 1966 ; Theil, 1971).

L'estimation des paramètres de la régression pondérée nécessite la connaissance préalable soit des variances conditionnelles  $\sigma_{v/d}^2$ , par classe de diamètre (Gerrard, 1966), soit des variances résiduelles  $\sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_n^2$  relatives aux différentes observations (Furnival, 1961). Dans les deux cas, les procédures préconisées sont les suivantes :

1. Variances conditionnelles. L'échantillon de données est réparti par classes de circonférence de telle manière qu'on puisse calculer une variance du volume  $\sigma_i^2$  pour chaque classe. On calcule par la suite, par régression, la relation existant entre la variance du volume et les dimensions des arbres (par exemple le diamètre, le carré du diamètre ou toute autre puissance du diamètre).

2. Variances résiduelles. Une régression non pondérée est d'abord calculée. Les résidus de cette régression sont répartis par la suite en classes, en fonction d'une variable explicative particulière (par exemple le diamètre). On estime pour les différentes classes de diamètre la variance des résidus, et on calcule, par régression, la relation existant entre les variances résiduelles et les dimensions des arbres.

Dans un cas comme dans l'autre, l'estimation des variances peut être améliorée grâce à une procédure itérative (Cunia, 1964). Les résidus obtenus au cours d'une itération peuvent servir au calcul de nouvelles estimations des variances conduisant à l'ajustement d'une nouvelle régression pondérée. Toutefois, il s'avère souvent qu'une seule itération suffit (Rondeux, 1993), de petites modifications dans le poids de pondération ayant peu d'effet sur les estimations des coefficients de régression.

Pour les deux méthodes d'estimation des variances conditionnelles ou résiduelles, on part des données distribuées préalablement en classes, ce qui suppose que les observations soient assez nombreuses pour être réparties en un nombre suffisant de classes dont l'effectif permet une estimation valable de la variation résiduelle.

Pour cette étude, c'est la procédure basée sur les variances résiduelles (2) qui a été adoptée pour le calcul du poids de pondération à utiliser pour l'ajustement des neuf fonctions retenues pour cette étude.

### Critères de comparaison

Tous les tarifs ajustés ont été comparés sur la base de leur capacité d'ajustement, leur capacité de prédiction ainsi que la normalité de la distribution de leurs résidus.

#### Capacité d'ajustement

▪ Le coefficient de détermination ajusté :

$$R_{aj}^2 = 1 - \frac{(n-1) \sum_{i=1}^n (v_i - \hat{v}_i)^2}{(n-p) \sum_{i=1}^n (v_i - \bar{v})^2}$$

Il représente la part de variabilité de la variable dépendante qui est expliquée par la régression en tenant compte du nombre de paramètres  $p$  dans le modèle ( $n$  étant le nombre d'observations). Le coefficient de détermination ajusté  $R_{aj}^2$  est utilisé à la place du coefficient de détermination ordinaire  $R^2$  pour comparer des modèles présentant un nombre différent de paramètres (Palm, 1988).

▪ Le biais est évalué comme suit :

$$\text{biais} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (v_i - \hat{v}_i)$$

▪ La moyenne quadratique des résidus absolus et la moyenne quadratique des résidus relatifs (Palm, 1981, 1988 ; Rondeux, 1993) :

$$S_a = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (v_i - \hat{v}_i)^2} \quad \text{et} \quad S_r = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{v_i - \hat{v}_i}{\hat{v}_i} \right)^2}$$

La moyenne quadratique des résidus absolus donne l'ordre de grandeur de l'écart absolu existant en moyenne entre la valeur observée  $v_i$  et la valeur estimée  $\hat{v}_i$  ( $n$  étant le nombre d'observations). Elle est essentiellement fonction des erreurs commises sur les gros arbres. La moyenne quadratique des résidus relatifs est liée davantage aux erreurs commises sur les petits arbres. L'ajustement est d'autant meilleur que les valeurs de ces deux paramètres sont faibles.

▪ La normalité de la distribution des résidus : la violation possible de la normalité de la distribution des erreurs a été examinée à l'aide du test de normalité de Ryan-Joiner (Ryan et Joiner, 1976) et de la représentation graphique des quantiles normaux (*QQ-probability plots*). Le test de Ryan-Joiner est une alternative simple au test de normalité de Shapiro-Wilk (de Smith, 2015) utilisé le plus souvent dans les logiciels statistiques. Le principe de ce test repose sur le calcul du coefficient de corrélation entre les résidus ( $v_i = e_i - \hat{v}_i$ ) classés par ordre croissant et les scores normaux ou quantiles normaux ( $z_j$ ),  $s^2$  étant la variance de ces résidus :

$$\rho_{obs} = \frac{\sum_{i=1}^n e_i z_i}{\sqrt{s^2(n-1) \sum_{i=1}^n z_i^2}}$$

Les scores normaux ou quantiles normaux ( $z$ ) sont calculés comme suit :

$$z_i = \Phi^{-1}\left(\frac{i-3/8}{n+1/4}\right)$$

où  $\Phi^{-1}(Z)$  correspond à l'inverse de la fonction de répartition cumulative de la distribution normale réduite.

Une valeur de  $\rho_{obs}$  proche de l'unité indique que la distribution des résidus peut être considérée comme normale. La normalité des résidus doit être rejetée au niveau de confiance  $(1 - \alpha)$  lorsque  $\hat{\rho}_{obs} < \rho_\alpha$  ; les valeurs  $\rho_\alpha$  étant reprises dans une table qui est fonction du nombre d'observations  $n$  (Looney et Gullledge, 1985). Une représentation graphique des  $z_i$  et des  $e_i$ , permettant de juger le caractère linéaire de la relation constitue une première approche de ce test.

### Capacité de prédiction

La capacité de prédiction des différentes fonctions étudiées est basée sur le calcul des résidus PRESS (*Prediction Sum of Squares*) ou erreurs de prédiction (Sánchez-González *et al.*, 2005, 2007). Ces résidus sont équivalents aux résidus obtenus en omettant chaque fois une observation de la liste des données, en ajustant les paramètres de l'équation avec les autres observations restantes, en estimant la réponse de l'observation omise et en comparant la valeur prédite avec celle observée :  $v_i - \hat{v}_{i,-i} = e_{i,-i}$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) où  $v_i$  est le volume observé,  $\hat{v}_{i,-i}$  est la valeur estimée de l'observation  $i$  (lorsque cette dernière est absente des données utilisées pour l'ajustement des paramètres de l'équation de régression) et  $n$  est le nombre d'observations. Chaque équation ou fonction possède dans ce cas  $n$  résidus PRESS et la quantité PRESS est définie comme suit :

$$PRESS = \sum_{i=1}^n (v_i - \hat{v}_{i,-i})^2$$

Plus la valeur de PRESS est proche de la somme des carrés des écarts résiduels, meilleure est la capacité de prédiction de l'équation de régression en termes de précision. Les résidus PRESS ont été également utilisés pour calculer les critères de comparaison suivants :

- Biais de prédiction :

$$biaisp = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (v_i - \hat{v}_{i,-i})$$

- Moyenne quadratique des résidus absolus de prédiction :

$$S_{ap} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (v_i - \hat{v}_{i,-i})^2}$$

- Moyenne quadratique des résidus relatifs de prédiction :

$$S_{rp} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{v_i - \hat{v}_{i,-i}}{\hat{v}_{i,-i}} \right)^2}$$

- Coefficient de détermination de prédiction (press R-square) :

$$R^2_{press} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (v_i - \hat{v}_{i,-i})^2}{\sum_{i=1}^n (v_i - \bar{v})^2}$$

### Précision des tarifs retenus

Pour les tarifs retenus (un tarif à une entrée et un tarif à deux entrées), les écarts moyens absolus relatifs (EMAR) en pour cent seront calculés par classe de diamètre. Pour une classe de diamètre  $i$  d'effectif  $n_i$ , l'écart moyen absolu relatif en pour cent est de la forme suivante :

$$EMAR_i = \frac{100}{n_i} \sum_{i=1}^n \left| \frac{v_i - \hat{v}_i}{v_i} \right|$$

Ces écarts qui représentent les erreurs relatives en pour cent commises par chacun des deux tarifs retenus permettent d'apprécier la qualité ou la précision des estimations des volumes par ces tarifs en fonction de la grosseur des arbres.

## Résultats

### Poids de pondération

Pour vérifier s'il est nécessaire ou non d'effectuer une pondération des données et de déterminer le poids de la pondération à utiliser pour l'ajustement des différentes fonctions étudiées, les 340 arbres échantillonnés ont été répartis en six classes d'amplitude identique de 10 cm de diamètre. Le tableau II présente par classe de diamètre les valeurs moyennes du diamètre et du volume bois fort de l'arbre ainsi que les écarts-types conditionnels du volume.

Comme attendu, le tableau III montre que les écarts-types conditionnels augmentent en fonction de la grosseur des arbres. Ainsi, pour déterminer le poids de pondération à utiliser en cas de besoin, la régression linéaire suivante exprimant les logarithmes des variances conditionnelles en fonction des logarithmes des carrés des diamètres moyens des six classes de diamètre établies a été ajustée :

$$\log(\hat{\sigma}_{v/d}^2) = -3,0083 + 1,7821 \times \log(\bar{d}^2) \text{ avec } r^2 = 0,9859$$

**Tableau II.**

Valeurs moyennes du diamètre et du volume bois fort de l'arbre et écarts-types conditionnels du volume par classe de diamètre.

Classes de diamètre	Nombres d'arbres	$\bar{d}$ (cm)	$\bar{v}$ (dm <sup>3</sup> )	$\hat{\sigma}_{v/d}$ (dm <sup>3</sup> )
5 - 14,9	59	11,47	41,856	14,801
15 - 24,9	91	19,92	141,974	53,267
25 - 34,9	70	30,09	368,129	101,952
35 - 44,9	72	38,94	684,201	173,670
45 - 54,9	35	48,60	1 208,11	205,785
55 et +	13	60,55	1 817,76	299,528
Total	340	29,08	459,809	463,813

**Tableau III.**

Valeurs et précision des paramètres de la fonction F4 ajustée sans et avec pondération des données.

Fonction	Paramètres	Sans pondération				Avec pondération			
		Valeur estimée	$p >  t $	E.S.	R <sup>2</sup>	Valeur estimée	$p >  t $	E.S.	R <sup>2</sup>
4	$b_0$	- 81,736	< 0,0001	18,506	0,977	- 16,175	< 0,0001	3,891	0,975
	$b_1$	11,494	< 0,0001	1,447		4,922	< 0,0001	0,646	
	$b_2$	- 0,484	< 0,0001	0,053		- 0,290	< 0,0001	0,040	
	$b_3$	4,925E-2	< 0,0001	2,3E-3		4,415E-2	< 0,0001	1,9E-3	

E.S. : erreur standard ; R<sup>2</sup> : coefficient de détermination.

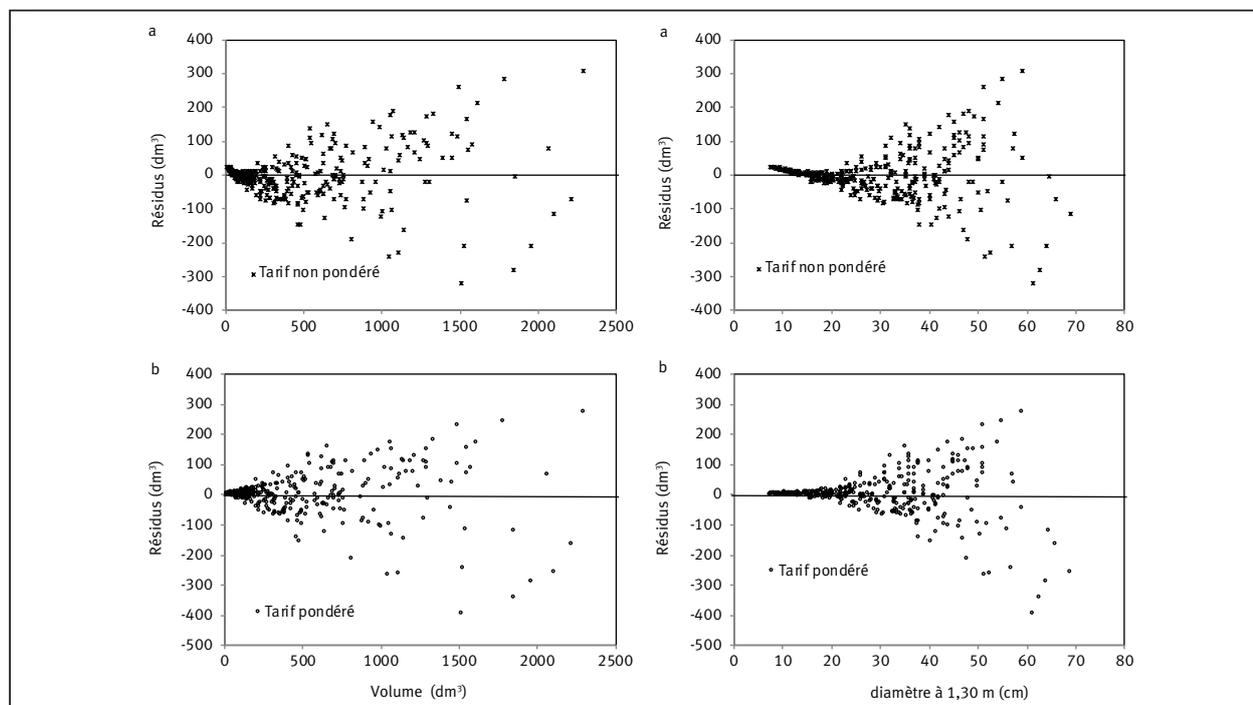
Cette relation dont les deux paramètres sont significatifs ( $p < 0,05$ ) montre bien que la variance conditionnelle est proportionnelle au carré du diamètre moyen :

$$\hat{\sigma}_{v/d}^2 = 0,0494 \times (\bar{d}^2)^{1,7821}$$

On peut considérer donc que la variance du volume est approximativement proportionnelle à  $(\bar{d}^2)^2$ . Dans ces conditions, on admettra, pour simplifier, que le poids de pondération  $w_i$  à utiliser, affectant chaque arbre ou chaque résidu, est égal à  $(1/d^2)^2$  ou  $1/d^4$ .

Pour mesurer l'importance de la pondération pour la qualité des estimations des paramètres des différentes fonctions étudiées et de la distribution de leurs résidus, les paramètres de chaque fonction ont été ajustés sans et avec pondération, sur les données issues des 340 arbres cubés, en utilisant comme poids de pondération la quantité  $(1/d^4)$ . Le tableau III et la figure 2 présentent les résultats obtenus pour la fonction F4.

Le tableau III montre que la pondération n'a pas amélioré globalement la précision des estimations puisque les deux fonctions obtenues sans et avec pondération expliquent chacune environ 98 % de la variabilité totale de la variable dépendante (volume). Toutefois, la figure 2 qui présente la distribution des résidus en fonction, d'une part, des volumes observés et, d'autre part, du diamètre à 1,30 m pour la même équation F4 ajustée sans (a) et avec (b) pondération montre bien l'importance de la pondération dans ce cas. En effet, l'équation ajustée sans pondération sous-estime les volumes pour des arbres de faible diamètre (jusqu'à environ 15 cm de diamètre), donnant parfois des volumes estimés négatifs en engendrant ainsi des résidus toujours positifs (figure 2a). Après pondération, toutes les estimations deviennent positives et les résidus sont distribués aléatoirement tout autour de la valeur zéro en fonction des volumes ou du diamètre (figure 2b).



**Figure 2.** Projection des résidus en fonction du volume et en fonction du diamètre à 1,30 m de hauteur obtenus par le tarif F4 ajusté sans (a) et avec (b) pondération.

Tableau IV.

Tarifs de cubage à une entrée : estimation des paramètres et critères de comparaison.

Fonction	Paramètres	Valeur estimée	$p >  t $	Capacité d'ajustement				Capacité de prédiction			
				Biais	$S_a$	$S_r$	$R^2_{adj}$	Biais <sub>p</sub>	$S_{ap}$	$S_{rp}$	$R^2_{press}$
1	$b_0$	42,093	< 0,0001	2,065	109,134	0,165	0,9441	2,078	110,029	0,167	0,9436
	$b_1$	-7,323	< 0,0001								
	$b_2$	0,612	< 0,0001								
2	$b_0$	27,358	0,0030	-0,599	112,379	0,164	0,9406	-0,886	114,793	0,166	0,9386
	$b_1$	-4,597	0,0035								
	$b_2$	0,471	< 0,0001								
	$b_3$	2,0E-3	0,0599								
3	$b_0$	0,135	< 0,0001	-1,093	111,539	0,170	0,9418	-1,067	112,614	0,171	0,9409
	$b_1$	2,327	< 0,0001								

 $R^2$  : coefficient de détermination ; Biais<sub>p</sub> : biais de prédiction.

Des résultats comparables à ceux obtenus avec l'équation F4 ont été obtenus avec les autres fonctions quant à l'effet de la pondération sur les volumes estimés et sur la distribution des résidus surtout pour les fonctions polynomiales à une ou à deux entrées (F1, F2, F4, F5 et F6). Ainsi, toutes les neuf fonctions étudiées dans ce travail ont été ajustées en se basant sur la méthode de régression pondérée, en utilisant la quantité ( $w_i = 1/d^4$ ) comme poids de pondération.

#### Tarifs à une entrée

Le tableau IV présente les résultats de l'ajustement et les critères de comparaison des tarifs à une entrée. D'après ce tableau, seule l'équation F2 possède un paramètre non significatif au seuil 5 % ( $p = 0,06$  pour  $b_3$ ), tandis que tous les paramètres des deux autres fonctions F1 et F3 sont très hautement significatifs ( $p < 0,0001$ ). D'autre part, en se référant aux valeurs des erreurs commises sur les arbres de petits diamètres ( $S_r$ ) et celles commises sur les arbres de gros diamètres ( $S_a$ ), c'est l'équation F1 qui présente les valeurs les moins élevées (tableau IV et figure 3) par rapport à F3. Comme pour la capacité d'ajustement, parmi les deux fonctions dont tous les paramètres sont significatifs (F1 et

F3), c'est toujours l'équation F1 qui présente une légère supériorité par rapport à l'équation F3 du point de vue de la capacité de prédiction.

Le graphique des quantiles normaux (*QQ-probability plots*) et le résultat du test de normalité de Ryan-Joiner (figure 4) montrent que les trois fonctions donnent des résidus qui s'écartent légèrement de la distribution normale avec des valeurs de  $\rho_{obs}$  de l'ordre de 0,95 et qui sont inférieures à la valeur théorique  $\rho_{0,05} = 0,996$ . Toutefois, si la distribution des résidus s'écarte de la distribution normale dans les deux extrémités pour les fonctions F2 et F3 (figure 4), celle relative aux résidus de l'équation F1 s'écarte de la distribution normale uniquement vers l'extrémité droite.

En se basant sur l'ensemble des résultats obtenus pour l'ajustement et la comparaison des trois fonctions relatives aux trois tarifs de cubage à une entrée, c'est l'équation F1 qui se présente comme la plus adaptée pour prédire le volume bois fort en fonction du diamètre à 1,30 m de hauteur des arbres individuels de pin d'Alep dans l'Aurès algérien. Cette équation possède la forme suivante :  
 $v = 42,093 - 7,323 \times d + 0,612 \times d^2$   
avec :  $R^2_{aj} = 0,9441$  ;  $\hat{\sigma}_r = 109,782 \text{ dm}^3$  et  $\hat{V} = 23,88 \%$ .

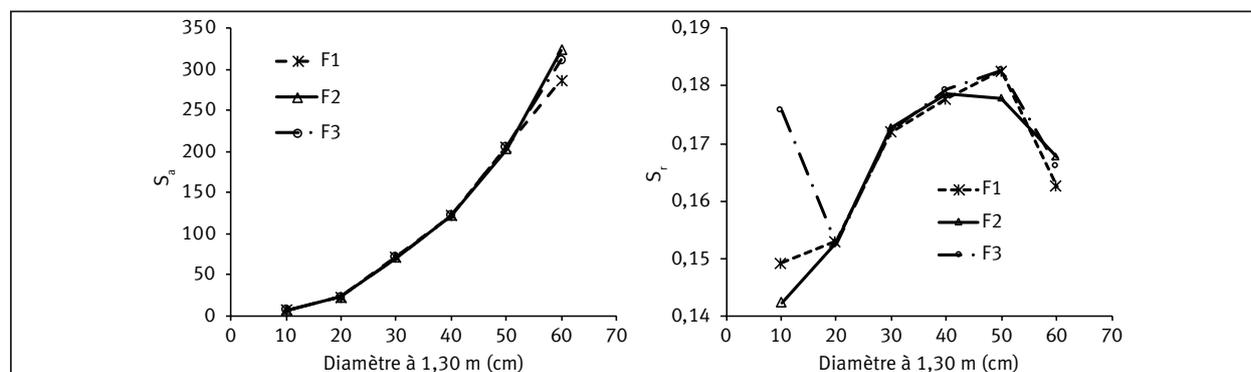
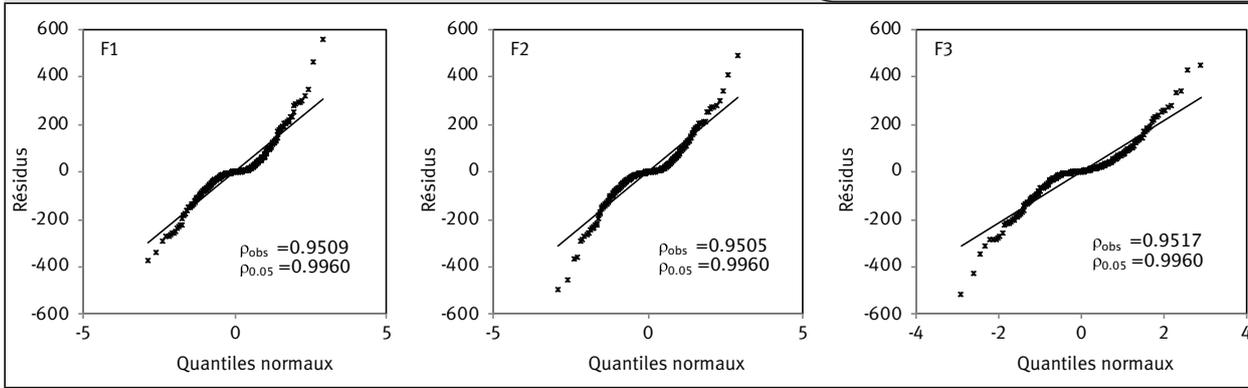
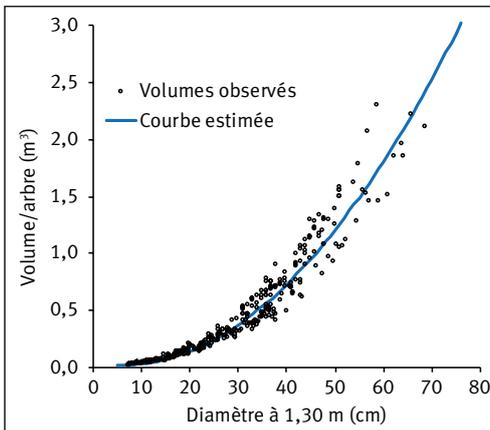


Figure 3.

Tarifs à une entrée – Valeurs moyennes des critères  $S_a$  et  $S_r$  en fonction des classes de diamètre.



**Figure 4.** Tarifs de cubage à une entrée – *QQ-probability plots* des résidus et test de normalité de Ryan-Joiner.



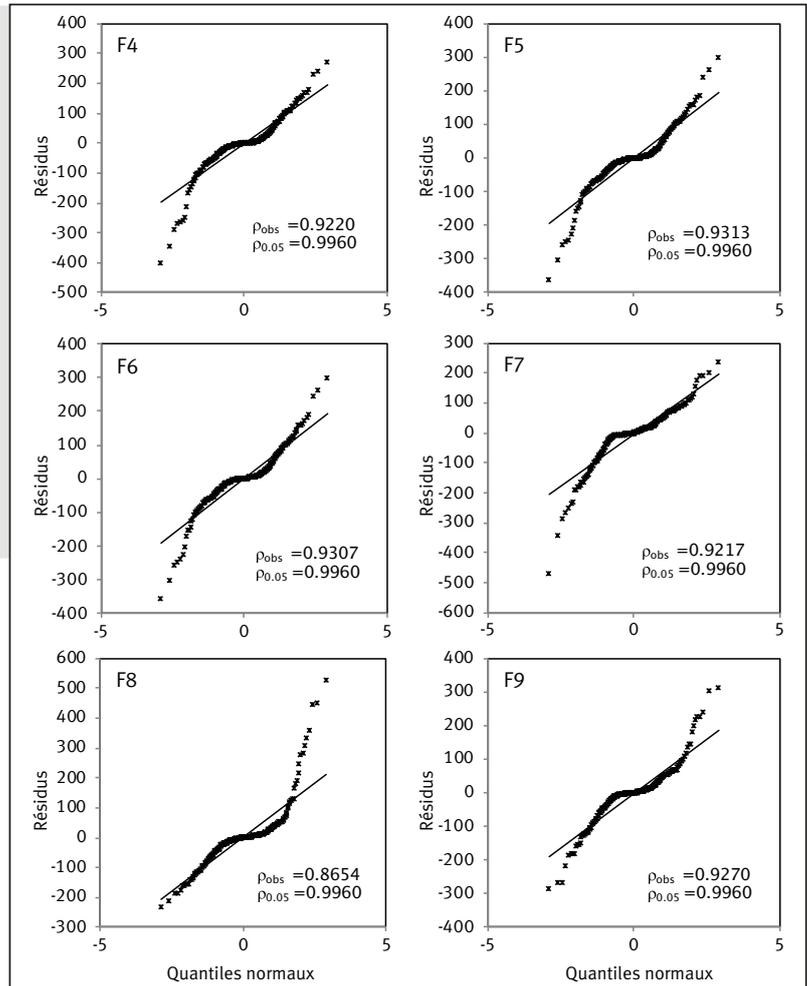
**Figure 5.** Diagramme des volumes observés en fonction du diamètre à 1,30 m et courbe estimée à l'aide du tarif de cubage pondéré F1.

Ce tarif qui exprime le volume en  $\text{dm}^3$  en fonction du diamètre en cm peut être utilisé pour des arbres individuels dont le diamètre à 1,30 m varie entre environ 7 et 70 cm. En dehors de ces limites, le même tarif doit être appliqué avec beaucoup de précaution.

La figure 5 présente la projection sur le même graphique des volumes observés et ceux estimés en fonction du diamètre, matérialisés par une courbe simulée à l'aide de l'équation retenue F1.

### Tarifs à deux entrées

Comme pour les tarifs à une entrée, le tableau V présente les résultats de l'ajustement et les critères de comparaison des tarifs à deux entrées. Il ressort de ce tableau que les deux fonctions polynomiales F5 et F6 présentent toutes les deux des coefficients non significatifs ( $b_0$  et  $b_3$  pour F5 et  $b_0$ ,  $b_3$  et  $b_4$  pour F6). Parmi les quatre autres fonctions dont tous les paramètres sont très hautement significatifs, à savoir F4, F7, F8 et F9, c'est l'équation F9 qui présente les valeurs les plus faibles en ce qui concerne les erreurs absolues ( $S_a$ ) ou celles relatives ( $S_r$ ) ainsi que les valeurs les plus élevées



**Figure 6.** Tarifs de cubage à deux entrées – *QQ-probability plots* des résidus et test de normalité de Ryan-Joiner.

en ce qui concerne la part de variabilité expliquée par cette équation, ceci aussi bien pour la capacité d'ajustement que pour la capacité de prédiction.

La figure 6 relative aux graphiques des quantiles normaux (*QQ-probability plots*) des résidus et des tests de normalité de Ryan-Joiner montre que, parmi les fonctions

Tableau V.

Tarifs de cubage à deux entrées : estimation des paramètres et critères de comparaison.

Fonction	Paramètres	Valeur estimée	$p >  t $	Capacité d'ajustement				Capacité de prédiction			
				Biais	$S_a$	$S_r$	$R^2_{adj}$	Biais <sub>p</sub>	$S_{ap}$	$S_{rp}$	$R^2_{press}$
4	$b_0$	-16,175	< 0,0001	-1,532	73,447	0,103	0,9746	-1,554	74,296	0,104	0,9743
	$b_1$	4,922	< 0,0001								
	$b_2$	-0,290	< 0,0001								
	$b_3$	4,415E <sup>-2</sup>	< 0,0001								
5	$b_0$	-10,055	0,0903	-0,346	71,025	0,103	0,9762	-0,492	72,640	0,105	0,9754
	$b_1$	3,805	0,0003								
	$b_2$	-0,235	< 0,0001								
	$b_3$	-9,183E <sup>-4</sup>	0,1714								
	$b_4$	4,465E <sup>-2</sup>	< 0,0001								
6	$b_0$	-8,587	0,1654	-0,329	70,609	0,103	0,9764	-0,466	72,267	0,105	0,9757
	$b_1$	4,338	0,0004								
	$b_2$	-0,256	< 0,0001								
	$b_3$	-1,07E <sup>-3</sup>	0,1234								
	$b_4$	-0,864	0,4043								
	$b_5$	4,611E <sup>-2</sup>	< 0,0001								
7	$b_0$	6,699E <sup>-2</sup>	< 0,0001	-4,054	75,481	0,123	0,9733	-4,148	76,315	0,124	0,9729
	$b_1$	1,688	< 0,0001								
	$b_2$	1,153	< 0,0001								
8	$b_0$	1,342	< 0,0001	1,909	82,678	0,113	0,9680	2,083	83,877	0,114	0,9672
	$b_1$	3,055E <sup>-2</sup>	< 0,0001								
9	$b_0$	0,339	< 0,0001	-0,784	69,377	0,104	0,9774	-0,763	70,231	0,104	0,9770
	$b_1$	1,660	< 0,0001								
	$b_2$	0,108	< 0,0001								

 $R^2$  : coefficient de détermination ; Biais<sub>p</sub> : biais de prédiction.

dont tous les paramètres sont significatifs, la distribution des résidus obtenus par l'équation F9 s'écarte le moins de la distribution normale par rapport à celles des résidus des autres fonctions avec une valeur de  $\rho_{obs}$  de l'ordre de 0,93 contre une valeur théorique  $\rho_{0,05} = 0,996$ .

D'après la figure 7 qui présente l'évolution des deux types d'erreurs ( $S_a$  et  $S_r$ ) par classe de diamètre, l'équation F9 présente toujours les valeurs les plus faibles des erreurs absolues ( $S_a$ ) pour toutes les classes de diamètre, indiquant ainsi sa performance de bien estimer le volume des arbres de

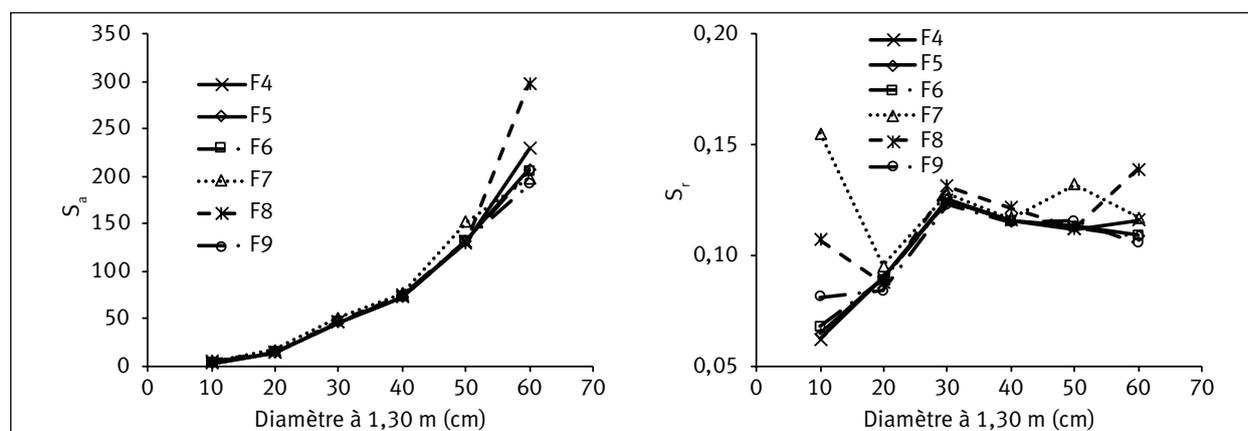
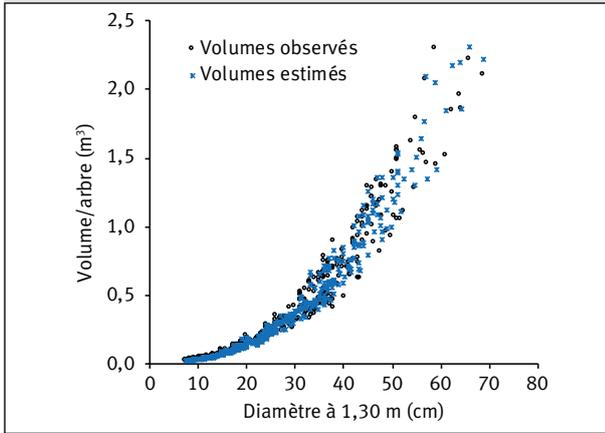


Figure 7.

Tarifs à deux entrées – Valeurs moyennes des critères  $S_a$  et  $S_r$  en fonction des classes de diamètre.



**Figure 8.** Projection en fonction du diamètre à 1,30 m des volumes observés et des volumes estimés à l'aide du tarif de cubage pondéré F9.

grandes dimensions. En ce qui concerne les erreurs commises sur les petits arbres ( $S_r$ ) et en considérant uniquement les fonctions dont tous les paramètres sont significatifs, la figure 7 montre également que la même équation F9 est légèrement devancée uniquement par l'équation F4 pour la classe de diamètre de 10 cm, et qu'elle présente toujours les valeurs les plus faibles de  $S_r$  pour toutes les autres classes de diamètre.

En se basant sur les résultats d'ajustement et de comparaison des tarifs à deux entrées (tableau V et figures 6 et 7), c'est l'équation F9 qui s'est montrée la plus adéquate à estimer le volume des arbres de pin d'Alep en fonction de

leur diamètre à 1,30 m de hauteur et de leur hauteur totale. Cette équation possède la forme suivante :  

$$v = 0,339 \times d^{1,660} e^{(0,108 \times h)}$$
 avec :  $R^2_{aj} = 0,9774$  ;  $\hat{\sigma}_r = 69,685 \text{ dm}^3$  et  $\hat{V} = 15,16 \%$   
 où le volume  $v$  est exprimé en  $\text{dm}^3$ , le diamètre  $d$  en cm et la hauteur  $h$  en m.

Comme pour le tarif de cubage à une entrée, ce tarif à deux entrées doit être utilisé pour des arbres de diamètre variant entre environ 7 et 70 cm et une hauteur variant entre environ 4 et 20 m. En dehors de ces limites, il faut s'attendre à des estimations plus grossières.

La figure 8 qui présente en fonction du diamètre à 1,30 m les volumes observés et ceux estimés à l'aide de l'équation F9 donne une idée de la qualité des estimations effectuées par ce tarif.

### Tableaux de cubage

Les deux fonctions retenues relatives aux deux tarifs de cubage à une (F1) et à deux (F9) entrées à utiliser pour le cubage d'arbres individuels des peuplements du pin d'Alep dans l'Aurès algérien sont les suivantes :

$$v = 42,093 - 7,323 \times d + 0,612 \times d^2$$

$$\text{et } v = 0,339 \times d^{1,660} e^{(0,108 \times h)}$$

Le tableau VI présente des volumes bois fort des arbres individuels de pin d'Alep simulés à l'aide des deux tarifs de cubage retenus. Ces volumes sont calculés pour des diamètres variant de 5 à 70 cm par pas de 5 cm et des hauteurs

**Tableau VI.**

Tableaux de cubage à une et à deux entrées : volume du bois fort de l'arbre en  $\text{m}^3$  en fonction du diamètre à 1,30 m (en cm) et de la hauteur totale (en m) pour le tarif à deux entrées, et du bois fort de l'arbre en  $\text{m}^3$  en fonction du diamètre à 1,30 m ( $d_{130}$ , en cm) pour le tarif à une entrée.

d130 (cm)	Tarif à deux entrées									Tarif à une entrée CVR = 24 %	
	CVR = 15 % Hauteur totale (m)			10	12	14	16	18	20		22
	4	6	8								
5	0,008	0,009	0,012	0,014	0,018						0,021
10	0,024	0,030	0,037	0,046	0,057	0,070					0,030
15	0,047	0,058	0,072	0,089	0,111	0,138					0,070
20		0,094	0,116	0,144	0,179	0,222					0,140
25		0,136	0,168	0,209	0,259	0,322	0,399				0,242
30			0,228	0,283	0,351	0,435	0,540				0,373
35			0,294	0,365	0,453	0,562	0,698	0,866			0,535
40				0,456	0,566	0,702	0,871	1,081			0,728
45				0,554	0,688	0,853	1,059	1,315			0,952
50					0,819	1,017	1,262	1,566	1,943		1,206
55					0,960	1,191	1,478	1,834	2,277	2,825	1,491
60						1,376	1,708	2,119	2,630	3,264	1,806
65						1,552	1,950	2,420	3,004	3,728	2,152
70							2,206	2,737	3,397	4,216	2,528
75								3,070	3,810	4,728	2,935
80								3,417	4,240	5,263	3,373

**Tableau VII.**

Tarifs de cubage établis pour le pin d'Alep des pays voisins et analyse des résidus.

N°	Équation	Origine	Biais	S <sub>a</sub>	S <sub>r</sub>
1	$v = 42,093 - 7,323d + 0,612d^2$	Algérie	2,065	109,134	0,165
2	$v = -47,820 + 3,287c + 6,078.10^{-2}c^2 + 9,193.10^{-4}c^3$	Tunisie	-359,046	759,308	0,360
3	$v = 11,39.10^{-7}c^{2,837}$	Maroc	-200,564	416,327	0,332
4	$v = -2,36.10^{-3} + 3,134.0^{-5}c^2$	Maroc	144,605	252,502	0,422
5	$v = 3,589.10^{-7}c^{3,101}$	Maroc	-297,435	632,795	0,485
6	$\log v = -0,769 + 2,346 \log c$	Maroc	-161,390	260,280	0,284
7	$v = 0,00334 - 7.10^{-4}c + 4.10^{-5}c^2$	Maroc	115,077	204,036	0,39
8	$v = 0,339d^{1,66}e^{(0,108h)}$	Algérie	-0,784	69,377	0,104
9	$v = 0,496 \frac{hc^2}{4\pi(1 - \frac{1,30}{h})^2}$	France	-219,405	325,633	0,319
10	$v = 0,077186d^{1,84818}h^{0,88012}$	Espagne	0,139	79,054	0,125
11	$v = 11,56 + 0,033c^2h$	Maroc	-24,251	90,403	0,112
12	$v = 8,69 + 0,034c^2h$	Maroc	-35,700	100,930	0,118
13	$v = 13,49 + 0,032c^2h$	Maroc	-11,863	82,732	0,110
14	$v = 0,011 + 3,07.10^{-6}c^2h$	Maroc	15,412	80,456	0,125

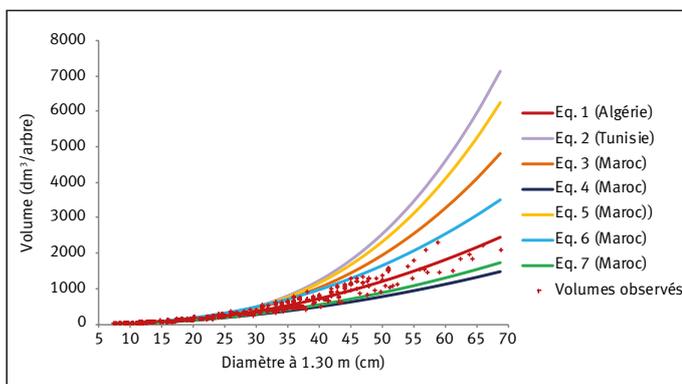
variant de 4 à 22 m par pas de 2 m. Des volumes pour des dimensions particulières d'arbres de pin d'Alep peuvent être obtenus directement à l'aide des fonctions retenues.

### Comparaison avec d'autres tarifs

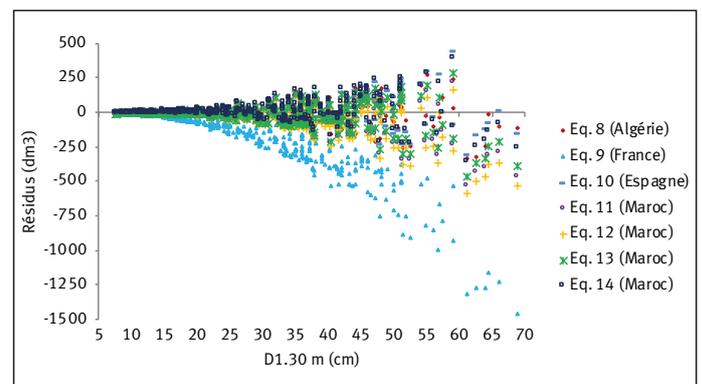
Les résultats obtenus dans le cadre de cette étude locale du pin d'Alep dans la région des Ouled-Yaâgoub en Algérie ont été comparés à ceux obtenus et disponibles pour la même espèce dans les pays voisins. Pour cela, un tarif à une entrée obtenu dans le cadre d'une importante étude de la croissance de la même espèce sur toute son aire de répartition en Tunisie (Sghaier *et al.*, 2008 ; Sghaier et Ammari, 2012), un tarif à deux entrées pour la France (Deleuze *et al.*, 2014) et un tarif à deux entrées pour l'Espagne (Montero *et al.*, 2001) ont été considérés. Pour le Maroc, nous avons

retenu cinq tarifs à une entrée et quatre à deux entrées cités par Alaoui *et al.* (2011). Pour cette comparaison, les différentes fonctions retenues ont été appliquées à nos données et trois critères de précision relatifs aux résidus, déjà décrits dans la section « Matériel et méthodes », ont été calculés. Il s'agit du biais, de la moyenne quadratique des résidus absolus et de la moyenne quadratique des résidus relatifs. Le tableau VII illustre les équations des différents tarifs ainsi que les résultats des analyses des résidus. La figure 9 présente les courbes simulées par les équations des tarifs à une entrée tandis que la figure 10 montre la distribution des résidus obtenus par l'application des tarifs à deux entrées.

Pour les tarifs à une entrée, il est à remarquer que les équations 4 et 7 sous-estiment le volume des arbres de la pinède étudiée tandis que les autres le surestiment

**Figure 9.**

Volumes observés des arbres cubés en Algérie en fonction du diamètre à 1,30 m et courbes simulées à l'aide des tarifs de cubage à une entrée établis pour le pin d'Alep de quelques pays méditerranéens.

**Figure 10.**

Projection des résidus en fonction du diamètre à 1,30 m obtenus par les tarifs à deux entrées.

**Tableau VIII.**

Statistiques descriptives des diamètres et des volumes des arbres échantillonnés en Tunisie et en Algérie pour l'élaboration des tarifs de cubage.

Pays	Taille de l'échantillon	Variable	Moyenne	Min	Max	CV%
Tunisie	345	Diamètre (cm)	14,87	7,64	30,56	29
		Hauteur (m)	7,99	2,80	15,10	27
		Volume (dm <sup>3</sup> )	80,74	5,10	505,20	92
Algérie	340	Diamètre (cm)	29,08	7,40	68,90	46
		Hauteur (m)	11,52	4,90	18,69	29
		Volume (dm <sup>3</sup> )	459,81	14,8	2 296,00	101

d : diamètre à hauteur de poitrine (diamètre à 1,30 m de hauteur).

(tableau VII et figure 9). Les tarifs les plus proches du nôtre (équation 6 et équation 7), bornant le nuage de points de nos volumes observés (figure 9), sont les deux tarifs marocains établis pour les reboisements d'Achemech (Plateau central) à la limite supérieure du nuage et les peuplements naturels de Zerkten et Amezmez (Haut Atlas) à sa limite inférieure. Les écarts les plus élevés ont été observés pour le tarif tunisien (équation 1) suivi par celui du Maroc (équation 5) établi pour les reboisements du subhumide de Tétouan (Rif).

Quant aux tarifs à deux entrées, le tableau VII montre que, à l'exception du tarif français (équation 9) qui surestime le volume des arbres avec un biais systématique proportionnel au diamètre à 1,30 m de hauteur, tous les tarifs estiment bien les volumes des arbres de faible diamètre à moyen. Il est à noter que pour tous les tarifs retenus pour cette comparaison, y compris celui établi dans cette étude, les volumes sont surestimés à partir de 60 cm de diamètre (figure 10). Cependant, le tarif établi en Espagne (équation 10) s'avère le plus proche de notre tarif avec de légères surestimations. Pour les tarifs marocains, le tableau VII montre que les équations 11, 12 et 13 engendrent des biais négatifs tandis que l'équation 14 engendre un biais positif.

mètre (d) et le volume des arbres. En effet, les arbres échantillons de la forêt des Ouled-Yaâgoub en Algérie présentent des valeurs moyennes et maximales qui dépassent celles de la Tunisie d'environ deux fois pour le diamètre et cinq fois pour le volume (tableau VIII et figure 11b).

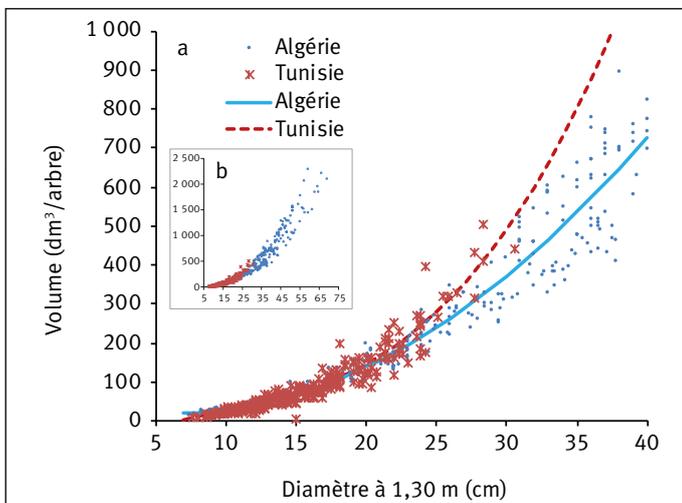
La figure 11 présente le volume des arbres cubés en Tunisie et en Algérie en fonction de leur diamètre à 1,30 m de hauteur (figure 11b) et les deux courbes de cubage à une entrée correspondantes pour des arbres de 7 à 40 cm de diamètre (figure 11a). Cette figure illustre, d'une part, l'écart important observé entre les dimensions des arbres cubés dans les deux pays et, d'autre part, celui entre les courbes de cubage pour les arbres de gros diamètre (de plus de 25 cm de diamètre). Il ressort de cette figure également que les deux nuages de points des deux échantillons, correspondant au volume en fonction du diamètre, sont confondus jusqu'au diamètre de 25 cm environ et qu'au-delà de cette dimension les arbres de la pinède tunisienne possèdent des volumes plus importants par comparaison à ceux des Ouled-Yaâgoub pour des diamètres similaires.

Finalement, en comparant les deux courbes de cubage à une entrée (figure 11a), nous constatons qu'elles donnent presque les mêmes estimations pour des arbres de diamètres de 8 à environ 20 cm.

## Discussion

Comme le montrent les valeurs des différents critères de comparaison des différentes fonctions étudiées (tableaux IV et V), les tarifs à deux entrées faisant intervenir deux variables indépendantes ou explicatives (h et d) dans l'équation de cubage sont plus précis que ceux à une entrée avec une seule variable indépendante (d). Cela peut être expliqué par la variabilité des hauteurs pour la même catégorie de diamètre et donc la diversité des milieux de croissance des arbres échantillons.

Les erreurs commises par les deux tarifs de cubage retenus (F1 et F9) en fonction des classes de diamètre, exprimées par les écarts moyens absolus relatifs présentés en figure 4 (F1) et figure 7 (F9), montrent que les deux courbes suivent presque la même tendance et que les écarts



**Figure 11.**

Courbes simulées à l'aide des tarifs de cubage à une entrée (a) et volumes observés des arbres cubés en Tunisie et en Algérie en fonction du diamètre à 1,30 m de hauteur (b).

observés sont plus importants dans la partie médiane que pour les extrémités des courbes. Il est à constater que le maximum d'erreurs absolues commises par le tarif à une entrée est de l'ordre de 17 % pour la classe de diamètre de 40 cm, tandis que celui du tarif à deux entrées est de l'ordre de 11 % pour la classe de diamètre de 30 cm et que le maximum d'écart de précision entre les deux tarifs, qui est de l'ordre de 8 % environ, est observé pour la classe de diamètre de 40 cm.

D'une manière générale, la différence observée dans les volumes estimés par les tarifs établis pour le pin d'Alep des pays voisins peut être due à la nature de l'échantillonnage et aux différences des stades sylvicoles des peuplements ayant servi à la construction des différents tarifs. La surestimation importante du volume par certains tarifs peut être aussi expliquée par la fertilité des stations qui donnent, pour des diamètres similaires, des arbres plus élancés et hauts que ceux des Ouled-Yaâgoub.

Pour le cas spécifique du tarif tunisien, les écarts dans la dimension des arbres échantillonnés en faveur de la pinède des Ouled-Yaâgoub par rapport au tarif tunisien peuvent être expliqués par :

- la nature des échantillons, les 345 arbres échantillonnés en Tunisie provenant des placettes de mesures où l'arbre de surface terrière moyenne de chaque placette a été coupé et cubé, tandis que ceux échantillonnés en Algérie proviennent des coupes d'exploitation finales entreprises dans la pinède des Ouled-Yaâgoub où les 340 arbres sont représentatifs des différentes classes de diamètre et de hauteur ;
- les conditions pédoclimatiques dans lesquelles se trouvent les peuplements de pin d'Alep étudiés en Tunisie et en Algérie ; la pinède tunisienne s'étend depuis le bioclimat aride supérieur jusqu'à l'humide (Sghaier et Ammari, 2012), tandis que la majeure partie de la pinède des Ouled-Yaâgoub en Algérie présente une orientation Nord et Nord-Ouest et se situe dans l'étage bioclimatique subhumide à hiver froid (Bentouati, 2006), favorisant ainsi des conditions optimales de croissance de l'espèce.

La différence de volume des arbres entre l'échantillon utilisé dans cette étude et celui ayant servi pour la construction du tarif tunisien pour la tranche de diamètre de 25 jusqu'à environ 30 cm peut être expliquée par le fait que, dans cette tranche de diamètre, les arbres de la pinède tunisienne sont plus âgés, moins hauts (fertilité plus faible) mais avec plus de grosses branches (> 7 cm de diamètre), tandis que les arbres de la pinède des Ouled-Yaâgoub sont plus jeunes, avec moins de grosses branches, mais plus hauts (fertilité plus importante).

## Conclusion

Les deux tarifs de cubage élaborés dans le cadre de ce travail et qui sont basés sur la régression pondérée constituent des outils très utiles pour l'estimation du volume sur pied des arbres de pin d'Alep dans le massif des Ouled-Yaâgoub en Algérie. Avec un coefficient de variation de l'ordre de 15 %, le tarif à deux entrées s'est avéré plus précis que celui à une entrée qui présente un coefficient de variation de l'ordre de 24 %. Ainsi, l'utilisation de l'un ou

l'autre de ces deux tarifs pour l'estimation du volume bois fort des arbres de pin d'Alep dépendra du degré de précision souhaité des estimations à faire. Le tarif à une entrée, qui est plus rapide à matérialiser, peut être utilisé par exemple lors des interventions sylvicoles telles que les éclaircies, pour des questions de logistique. Le tarif de cubage à deux entrées, qui est plus précis, peut être utilisé par exemple lors des coupes finales dont le bois sera destiné à la vente, où des précisions plus importantes sur les volumes produits sont nécessaires.

Les différences dans l'estimation des volumes de la pinède des Ouled-Yaâgoub en Algérie par rapport à ceux des pinèdes d'autres pays méditerranéens peuvent s'expliquer essentiellement par la nature de l'échantillonnage utilisé et aussi par les conditions de croissance qui ne sont pas identiques dans les différentes stations.

Il faut signaler enfin que l'utilisation d'une équation unique n'est pas toujours adaptée à la diversité des peuplements, car celle-ci ne tient pas compte de toutes les formes et dimensions des arbres qui peuvent engendrer des imprécisions au niveau du volume. Ainsi, l'intégration dans l'échantillon des informations sur la distribution et la forme des arbres à cuber et/ou la fertilité des stations ne peut qu'améliorer la précision des estimations, offrant ainsi aux gestionnaires forestiers des outils simples et efficaces pour l'évaluation des potentialités de production des stations forestières.

## Références bibliographiques

- Alaoui A., Laariby S., Gmira N., 2011. Production, croissance et modèles de conduite sylvicoles des principales essences (le pin maritime et le pin d'Alep) de reboisement au Maroc. Université de Kastamonu, Journal of Forestry Faculty, 11 (1) : 68-84. <http://dergipark.gov.tr/download/article-file/159639>
- Bentouati A., Oudjehih B., Alatou D., 2005. Croissance en hauteur dominante et classes de fertilité du pin d'Alep (*Pinus halepensis* Mill.) dans le massif de Ouled-Yakoub et des Benioudjana (Khenchela-Aurès). Sciences & Technologies. C. Sciences de la Nature et de la Vie, 23 : 57-62. <http://revue.umc.edu.dz/index.php/c/article/view/1379>
- Bentouati A., 2006. Croissance, productivité et aménagement des forêts de pin d'Alep (*Pinus halepensis* Mill.) dans le massif de Ouled-Yakoub (Khenchela-Aurès). Thèse de doctorat, Université El Hadj Lakhdar-Batna, Faculté des sciences, Département d'agronomie, Algérie, 116 p. <http://www.secheresse.info/spip.php?article12870>
- Cunia T., 1964. Weighted least squares method and construction of volume tables. Forest Science, 10: 180-191. <https://www.researchgate.net/publication/233692828-Weighted-Least-Squares-Method-and-Construction-of-Volume-Tables>

- Dagnelie P., 2011. Statistique théorique et appliquée. Tome 2. Inférence statistique à une et à deux dimensions. Bruxelles, Belgique, De Boeck, 736 p.
- Deleuze C., Morneau F., Renaud J.-P., Vivien Y., Rivoire M., Santenoise P., *et al.*, 2014. Estimer le volume total d'un arbre, quelles que soient l'essence, la taille, la sylviculture, la station. Rendez-vous Techniques ONF, 22-32. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01143797>
- De Smith M. J., 2015. Statistical analysis handbook: A comprehensive handbook of statistical concepts, techniques and software tools. FreeTechBooks. <http://www.statsref.com/HTML/index.html>
- Draper N. R., Smith H., 1966. Applied regression analysis. New York, USA, John Wiley, 407 p.
- Furnival G. M., 1961. An index for comparing equations used in constructing volume tables. Forest Science, 7 (4): 337-341. <https://doi.org/10.1093/forestscience/7.4.337>
- Gerrard D. J., 1966. The construction of standard tree volume tables by weighted multiple regression. University of Toronto, Faculty of Forestry, Department of Lands and Forests, Research Report 61, 35 p.
- Looney S. W., Gullledge T. R., 1985. Use of the Correlation Coefficient with Normal Probability Plots. The American Statistician, 39 (1): 75-79. <https://www.jstor.org/stable/2683917>
- Montero G., Cañellas I., Ruíz-Peinado R., 2001. Growth and Yield Models for *Pinus halepensis* Mill. Investigación Agraria. Sistemas y Recursos Forestales, 10 (1): 179-201. <http://revistas.inia.es/index.php/fs/article/view/720>
- Palm R., 1976. Comparaison de méthodes de cubage d'arbres abattus. Revue Forestière Française, 1 : 48-54. <http://hdl.handle.net/2042/21034>
- Palm R., 1981. Calcul et choix des équations de cubage d'arbres. Bulletin des Recherches Agronomiques de Gembloux, 16 (4) : 351-370.
- Palm R., 1988. Les critères de validation des équations de régression linéaire. Notes de Statistique et d'Informatique, 1, 27 p. <https://orbi.uliege.be/bitstream/2268/113726/1/88-1-CritValidEqR%C3%A9gLin.pdf>
- Palm R., 1994. La régression linéaire pondérée : principes et application. Notes de Statistique et d'Informatique, 4, 20 p. <http://hdl.handle.net/2268/112626>
- Patrício M. S., Monteiro M. L., Tomé M., 2005. Biomass Equations for *Castanea sativa* High Forest in the Northwest of Portugal. Acta Horticulturae, 693: 727-732. [https://www.actahort.org/books/693/693\\_98.htm](https://www.actahort.org/books/693/693_98.htm)
- Ryan T. A., Joiner B. L., 1976. Normal probability plots and tests for normality. Pennsylvania State University, USA, 12 p. [https://www.minitab.com/uploadedFiles/Content/News/Published Articles/normal probability plots.pdf](https://www.minitab.com/uploadedFiles/Content/News/Published%20Articles/normal_probability_plots.pdf)
- Rondeux J., 1993. La mesure des arbres et des peuplements forestiers. Gembloux, Presses agronomiques de Gembloux, 521 p.
- Sánchez-González M., Tomé M., Montero G., 2005. Modeling height and diameter growth of dominant cork oak trees in Spain. Annals of Forest Science, 62: 633-643. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-00883925/document>
- Sánchez-González M., Canellas I., Montero González G., 2007. Generalized height-diameter and crown diameter prediction models for cork oak forests in Spain. Investigación Agraria. Sistemas y Recursos Forestales, 16: 76-88. [http://www.inia.es/gcontrec/Pub/076-088-\(5706\)-Generalized\\_1175075895515.pdf](http://www.inia.es/gcontrec/Pub/076-088-(5706)-Generalized_1175075895515.pdf)
- SAS Institute Inc, 2004. SAS/STAT 9-1 User's Guide. Cary, NC, USA, SAS Institute Inc, 5 136 p. [https://support.sas.com/documentation/onlinedoc/91pdf/sasdoc\\_91/statug\\_7313.pdf](https://support.sas.com/documentation/onlinedoc/91pdf/sasdoc_91/statug_7313.pdf)
- Sghaier T., Ammari Y., Garchi S., 2008. Étude et choix d'équations de cubage d'arbres pour le pin d'Alep (*Pinus halepensis* Mill.) en Tunisie. Revue de l'INAT, 23 (2) : 199-225. [https://www.researchgate.net/publication/259286015\\_ETUDE\\_ET\\_CHOIX\\_D'EQUATIONS\\_DE\\_CUBAGE\\_D'ARBRES\\_POUR\\_LE\\_PIN\\_D'ALEP\\_Pinus\\_halepensis\\_Mill\\_EN\\_TUNISIE](https://www.researchgate.net/publication/259286015_ETUDE_ET_CHOIX_D'EQUATIONS_DE_CUBAGE_D'ARBRES_POUR_LE_PIN_D'ALEP_Pinus_halepensis_Mill_EN_TUNISIE)
- Sghaier T., Ammari Y., 2012. Croissance et production du pin d'Alep (*Pinus halepensis* Mill.) en Tunisie. Ecologia Mediterranea, 38 (1) : 39-57. [https://www.researchgate.net/publication/259284590\\_Croissance\\_et\\_production\\_du\\_pin\\_d'Alep\\_Pinus\\_halepensis\\_Mill\\_en\\_Tunisie\\_-\\_Growth\\_and\\_production\\_of\\_Aleppo\\_pine\\_Pinus\\_halepensis\\_Mill\\_in\\_Tunisia](https://www.researchgate.net/publication/259284590_Croissance_et_production_du_pin_d'Alep_Pinus_halepensis_Mill_en_Tunisie_-_Growth_and_production_of_Aleppo_pine_Pinus_halepensis_Mill_in_Tunisia)
- Sghaier T., Garchi S., Ammari Y., 2013. Tables de cubage pour les plantations du pin pignon (*Pinus pinea*) du Nord-Ouest de la Tunisie. Annales de la Recherche Forestière au Maroc, 42 : 157-170. [https://www.researchgate.net/profile/Tahar\\_Sghaier/publication/275031477\\_Tables\\_de\\_cubage\\_pour\\_les\\_plantations\\_du\\_pin\\_pignon\\_Pinus\\_pinea\\_du\\_Nord-Ouest\\_de\\_la\\_Tunisie/links/55f52a-de08ae1d980394d0e0/Tables-de-cubage-pour-les-plantations-du-pin-pignon-Pinus-pinea-du-Nord-Ouest-de-la-Tunisie.pdf](https://www.researchgate.net/profile/Tahar_Sghaier/publication/275031477_Tables_de_cubage_pour_les_plantations_du_pin_pignon_Pinus_pinea_du_Nord-Ouest_de_la_Tunisie/links/55f52a-de08ae1d980394d0e0/Tables-de-cubage-pour-les-plantations-du-pin-pignon-Pinus-pinea-du-Nord-Ouest-de-la-Tunisie.pdf)
- Theil H., 1971. Principles of econometrics. New York, USA, Wiley, 736 p.
- Thill A., Palm R., 1979. Étude dendrométrique des chênes indigènes (*Quercus robur* L. et *Quercus petraea* (Mttuschka) Lieblein). Bulletin des Recherches Agronomiques de Gembloux, 14 (3-4) : 267-284.

Bois et Forêts des Tropiques - Revue scientifique du Cirad

Cirad - Campus international de Baillarguet, 34398 Montpellier Cedex 5, France - Contact : [bft@cirad.fr](mailto:bft@cirad.fr) - ISSN : L-0006-579X