



HAL
open science

Dendrochronologie et dendroclimatologie du chêne en France. Questions posées par le transfert de données de bois historiques vers la dendroclimatologie

Georges-Noël Lambert, Vincent Bernard, Jean-Luc Dupouey, Pascale Fraiture, Patrick Gassmann, Olivier Girardclos, François F. Lebourgeois, Yannick Ledigol, Christophe Perrault, Willy Tegel

► **To cite this version:**

Georges-Noël Lambert, Vincent Bernard, Jean-Luc Dupouey, Pascale Fraiture, Patrick Gassmann, et al.. Dendrochronologie et dendroclimatologie du chêne en France. Questions posées par le transfert de données de bois historiques vers la dendroclimatologie. Astrade L.; Miramont C. Panorama de la dendrochronologie en France, 11, Université de Savoie, Faculté des sciences et techniques, 218 p., 2010, Collection Edytem. hal-01118383

HAL Id: hal-01118383

<https://hal.science/hal-01118383>

Submitted on 4 Jun 2020

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

DENDROCHRONOLOGIE ET DENDROCLIMATOLOGIE DU CHÊNE EN FRANCE

QUESTIONS POSÉES PAR LE TRANSFERT DE DONNÉES DE BOIS HISTORIQUES VERS LA DENDROCLIMATOLOGIE

*DENDROCHRONOLOGY AND DENDROCLIMATOLOGY OF OAK IN FRANCE
QUESTIONS BEFORE USING HISTORICAL WOODS IN DENDROCLIMATOLOGY*

GEORGES LAMBERT¹, VINCENT BERNARD², JEAN-LUC DUPOUEY³, PASCALE FRAITURE⁴,
PATRICK GASSMANN⁵, OLIVIER GIRARD CLOS¹, FRANÇOIS LEBOURGEOIS⁶,
YANNICK LEDIGOL⁷, CHRISTOPHE PERRAULT⁸, WILLY TEGEL⁹

¹ Laboratoire de Chrono-Environnement, CNRS, université de Franche-Comté, Besançon, F.

² Centre de Recherche en Archéologie, Archéosciences, Histoire, CNRS, université de Rennes-1, Rennes, F.

³ UMR Ecologie et Ecophysiologie forestières, INRA, Champenoux, F.

⁴ KIK-IRPA, Bruxelles, B.

⁷ DENDROtech, Univ. Rennes-1, Rennes, F.

⁵ Musée Le Laténium, Hauterive, CH.

⁸ CEDRE, Besançon, F.

⁶ LERFoB, INRA, Champenoux, F.

⁹ Dendronet, Böhlingen, D.

Contact : joellamb@club-internet.fr

RÉSUMÉ

Le processus de datation dendrochronologique implique un mélange de postulats historiques, archéologiques et mathématiques. La marge d'erreur tolérée des dates livrées doit être adaptée à l'usage qu'il en est fait, la date dendrochronologique pouvant être aussi bien une indication accessoire à un discours qu'un élément clé d'une démonstration. L'erreur acceptable n'est pas la même dans le rapport monographique d'un monument que dans l'évaluation d'une construction de plusieurs milliers de bois issus d'une vaste zone – la moitié nord de la France et ses marges de basse altitude. L'exigence de transparence de l'erreur est plus grande. Dans la perspective de tenter une reconstruction climatique du 2^e millénaire de notre ère (programme ANR ESCARSEL) à partir du chêne, dans la zone en question, nous avons mis au point un calcul qui filtre les séries datées en tenant compte de la nature de la méthode qui les a datés en amont.

MOTS-CLÉS : CHÊNE, DATATION, DENDROCHRONOLOGIE, EMPIRISME, ERREUR, STATISTIQUES.

ABSTRACT

The dating process needs a set of historical, archaeological and mathematical postulations. The accepted error must be adapted to the aim : the way the dates will be used by other specialists, a date being either an accessory in a large speech or an essential node in a demonstration. The error effect is different in a local analyse, i.e. about a building, and in a research concerning thousands of wood pieces of a large area, which in it is necessary to know better the nature of the error. In the aim to rebuild the climate of the last millenary from trees of Northern France and low lands near the frontiers (ESCARSEL program), we are proposing a way to sort dendrochronological results coming from archaeology and history respecting the way they were build.

KEYWORDS : DATING, DENDROCHRONOLOGY, EMPIRICISM, ERROR, OAK, STATISTICS.

INTRODUCTION

La dendrochronologie est une discipline qui sert à dater (chronos) des arbres (dendron), donc du bois (xylos). Dans une région donnée, le facteur climatique qui affecte de façon synchrone, année après année, les propriétés des cernes de croissance des arbres est le fil conducteur du processus de datation. Ici, nous traiterons de la largeur du cerne du chêne rythmée par le climat. Le principe de la datation par la largeur des cernes, basé sur la comparaison des rythmes de croissance est simple (Figure 1, en haut), mais sa mise en œuvre pose de nombreux problèmes car plusieurs facteurs compliquent la comparaison. Enumérons brièvement :

- le facteur de sénescence et le facteur géométrique qui tendent à réduire la largeur du cerne à mesure qu'il vieillit ;
- le facteur stationnel qui offre les ressources du sous-sol, en particulier l'eau et qui varie d'un lieu à un autre ;
- le facteur de compétition qui rend l'arbre dépendant de la vitalité de ses voisins ;
- le facteur anthropique induit par l'activité de l'homme sur l'arbre vivant et autour de lui, ce dernier facteur ayant, au cours du temps et dans un même lieu, un caractère plus aléatoire que les précédents (Figure 1, en bas).

Ces facteurs demandent à être identifiés et corrigés au mieux, l'idéal étant de les corriger séparément.

Cette correction sélective est complexe et donne lieu à de nombreux échanges scientifiques et à une abondante littérature (Eckstein 1969 ; Baillie et Pilcher, 1973 ; Fritts, 1976 ; Shiyatov *et al.*, 1989 ; Lambert et Lavier, 1991 ; Dupouey *et al.*, 1992 ; Girardclos, 1999 ; Esper

et al., 2003 ; Durost, 2005 ; Guiot *et al.*, 2005 ; Lambert, 2006). Elle est moins malaisée à conduire dans l'étude d'arbres sur pied dont on connaît l'environnement que sur des bois anciens tirés d'arbres dont l'origine est rarement connue. Cette complexité affecte considérablement les techniques de corrélation qui demandent des corrections préalables. La diversité des réponses engage aussi une variabilité du point de vue sur l'erreur.

Dans cet article, nous présentons une méthode de correction spécialement adaptée à la datation, basée sur le comportement global de la croissance d'un individu, l'aspect de son graphique de croissance, appelée méthode du Corridor (Figure 2 ; Lambert 2006). La correction vise à réduire au maximum l'effet géométrique de la sénescence, de la compétition et de la station. La réduction de l'effet géométrique de la sénescence et de la compétition est obtenue par la rectification de la tendance de la croissance, normalement dégressive. Cette tendance, considérée *a priori* comme curvilinéaire, est d'abord évaluée sous la forme d'un polynôme (par exemple $y = a.x^3 + b.x^2 + c.x$, y =valeur de la tendance, x =année), puis chaque largeur de cerne est corrigée pour que la tendance résultante soit une droite horizontale dont l'équation est $y=0$ (centrage point par point). Dans une troisième étape, les données obtenues sont à nouveau modifiées afin que l'amplitude maximum de chaque graphe soit constante et identique pour toutes les séries (réduction). On corrige ainsi l'effet stationnel. Dans le discours qui va suivre on considérera que le biais causé par cette correction, comparée aux données d'origine – les largeurs – est un bénéfice et donc qu'il n'implique pas d'erreur.

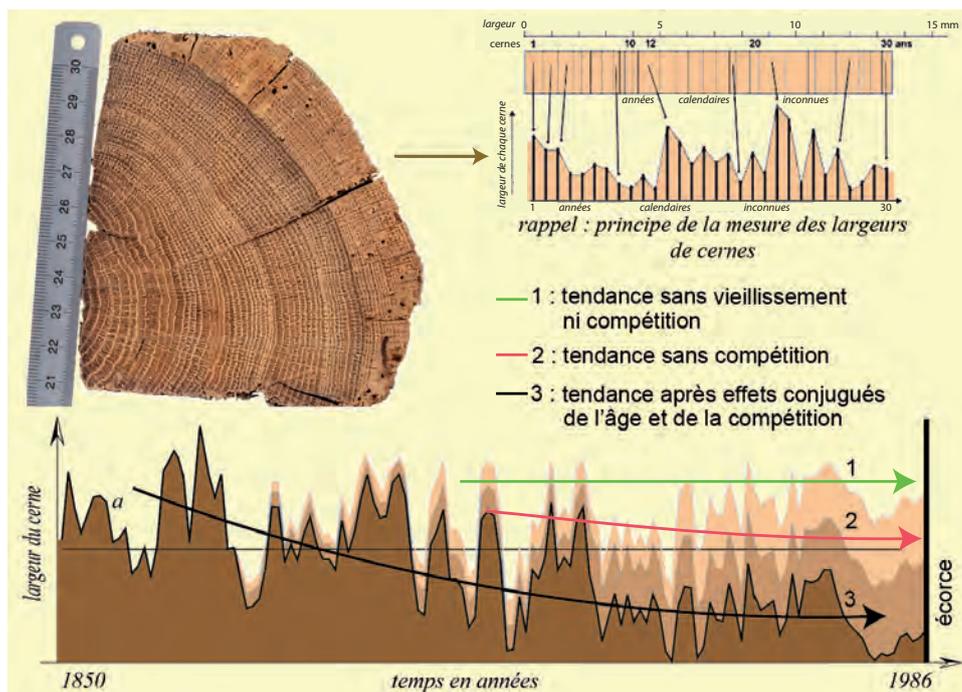


Figure 1 - Chemin de mesures tracé sur un échantillon de chêne et dynamique naturelle de la croissance d'un arbre. La tendance de la croissance à diminuer doit être corrigée pour permettre des comparaisons d'arbres de provenances et d'âges différents.

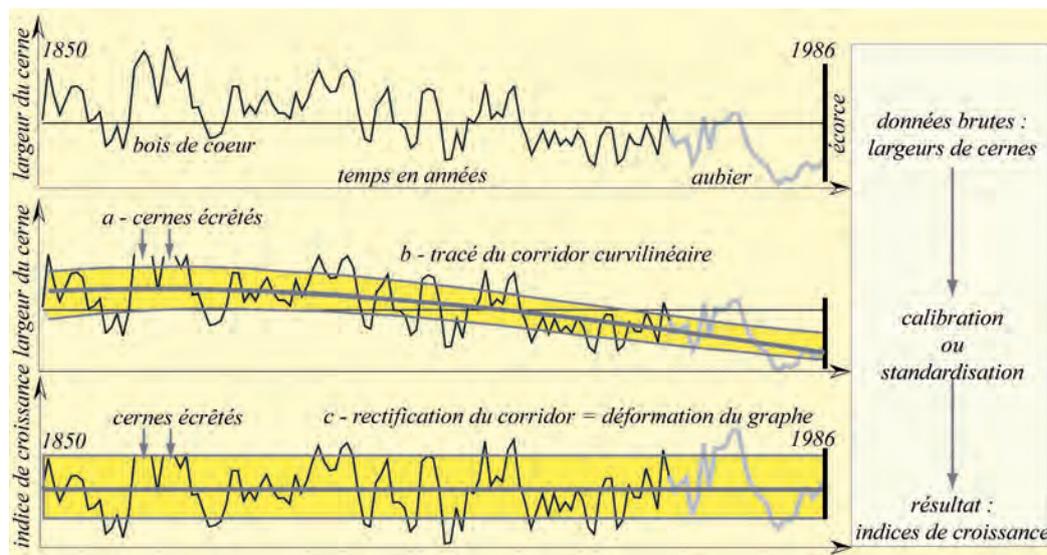


Figure 2 - Principe de la correction des largeurs brutes par la méthode du corridor. Les largeurs brutes sont impropres au calcul, elles doivent être « normalisées ». Différentes corrections existent, variables selon les objectifs.

I - LA FIABILITÉ DE LA DATATION

Les données corrigées sont soumises aux calculs de corrélation qui comparent des chronologies non datées à d'autres datées. Ces calculs mesurent le taux de confiance des synchronismes proposés. Le taux de confiance permet de distinguer trois *classes* de résultats : des dates acquises avec un taux de confiance élevé, des dates possibles dont le taux de confiance pose question et des dates impossibles car le taux de confiance est trop faible. Toute la question du choix se trouve alors concentrée sur la sélection des dates possibles : lesquelles conserver, lesquelles rejeter. L'important développement de la datation l'histoire et l'archéologie des 50 dernières années en Europe montre que la technique qui consisterait à rejeter globalement le groupe des dates mathématiquement possibles serait stérilisant et laisserait dans l'ombre les découvertes les plus séduisantes que peut apporter la dendrochronologie à l'histoire de l'art et à l'histoire du bâti (Lambert *et al.*, 2008).

Bien que basée mathématiquement, largement statistique au départ (Fritts, 1976), la dendrochronologie, *sensu stricto*, s'est donc progressivement enrichie, en Europe en tous cas, de techniques d'appoint plus littéraires qui activent des hypothèses historiques, stylistiques ou typologiques. Ces hypothèses introduisent des probabilités non mesurables dans l'enchaînement des déductions (Hollstein, 1980 ; Lambert 2010). Il s'ensuit que les décisions qui aboutissent aux constructions chronologiques – ou *chronologies* – des *dendroarchéologues* associent dans un même raisonnement du calcul (Girardclos, 1999 ; Fraiture 2007 ; Durost, 2005 ; Lambert, 2006) et des considérations historiques (Gassmann, 1984 ; Hoffsummer, 1995 ; Bernard, 1998 ; Gassmann *et al.*, 2006 ; Houbrechts, 2008 ; Guibal et Pomey, 2008 ; Tegel *et al.*, 2008). A la différence du calcul probabiliste qui délivre un seuil de décision chiffré, la vraisemblance historique

ou archéologique met en œuvre des recoupements complexes propres aux disciplines concernées et non chiffrables.

La datation historique et archéologique est une activité interdisciplinaire qui a fait ses preuves après 50 ans de pratique. Bien que des zones d'ombre demeurent dans la logique du doute de certains résultats – c'est là que se concentre notre questionnement –, le dendrochronologue historien propose des systèmes chronologiques locaux ou régionaux fonctionnels. Dans ces systèmes, empiriquement fondés dans de vastes régions et de longues périodes, le calcul probabiliste prend une part variable dans la décision.

Cette démarche mixte s'est imposée progressivement et apparaît aujourd'hui comme largement légitime car elle produit, *in fine*, des blocs chronologiques dont la part d'erreur globale est manifestement faible à défaut d'être précisément calculable. La fiabilité de ces blocs peut être présentée sous forme de graphiques de synchronisation superposés, de réseaux de relations ou de *matrices de corrélations croisées* ou *matrices d'inter-corrélations* qui résument les corrélations d'un lot de chronologies (Figure 3). Une *matrice* décrit une liste de corrélations croisées comme un réseau, un graphe mathématique, dont les nœuds sont les chronologies et les arcs les corrélations. Les corrélations sont exprimées de diverses façons (voir plus loin). Zones de certitude et zones de doute sont alors visibles et séparées sur un même graphique. Dans le type de graphique que nous utilisons, le doute s'exprime en bas et à droite de la matrice (Figure 4). Le calcul de rangement des matrices qui accorde la priorité aux meilleurs résultats, est spécifique. Mais le « doute » ou l'insuffisance de preuves n'est pas la « marge d'erreur » qui s'exprime par un nombre entre 0 et 1. L'exercice va donc consister à trouver une méthode de traitement de ces matrices de façon à ce que la marge d'erreur induite soit mesurable.

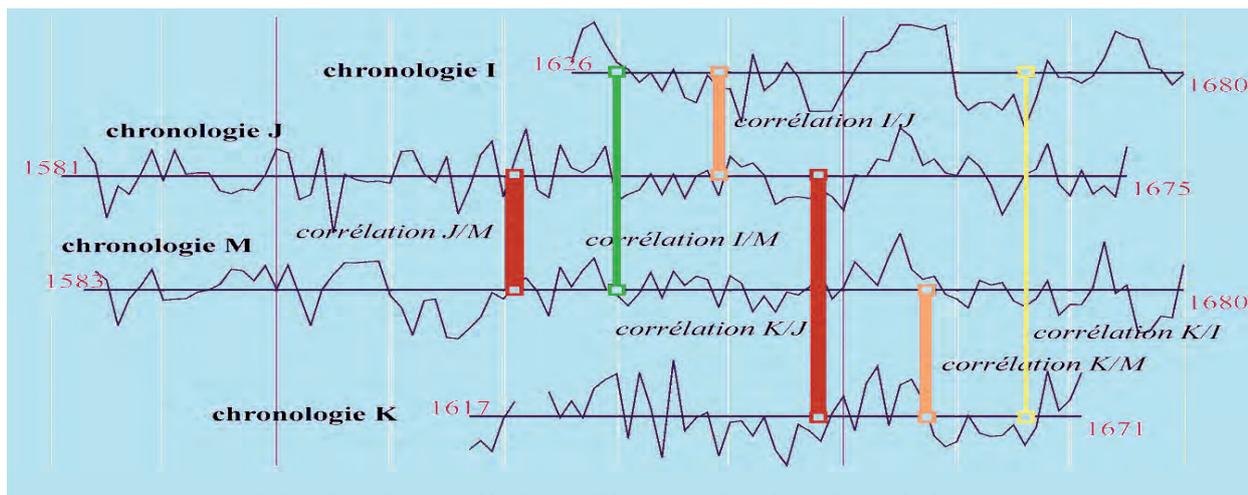


Figure 3 - Exemple de quatre chronologies synchronisées.

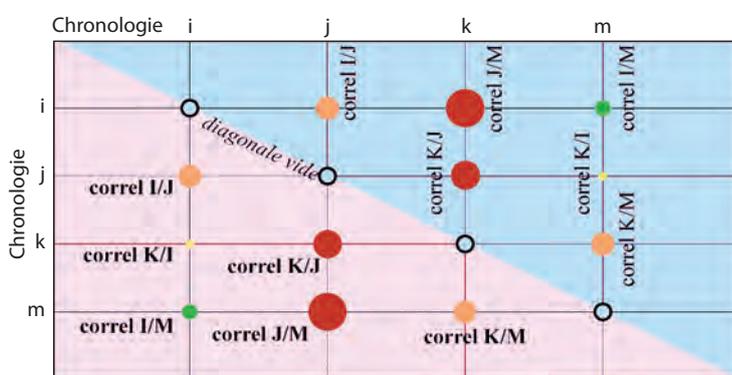


Figure 4 - Matrice de corrélations de 94 individus (chêne) de la station lacustre de Charavines (38). Les bois ont été rangés dans l'ordre décroissant des corrélations par un algorithme spécifique (période de 874AD-1025AD).

II - DE LA DATATION AUX INTERPRÉTATIONS CLIMATIQUES

Fondée sur l'analyse d'arbres vivants, dûment localisés sur le lieu de leur développement, la dendroclimatologie écarte la notion d'erreur au départ. Elle n'inclut pas l'hypothèse du doute dans le synchronisme des séries dendrochronologiques mises en jeu. Le raisonnement probabiliste – donc complètement chiffré – est le principe de base de l'évaluation des estimateurs dendroclimatiques, que ces estimateurs visent à *reconstruire* des climats passés ou à *prédire* des climats futurs (Cook *et al.*, 1994 ; Guiot *et al.*, 2000 ; Beniston, 2002 ; Guiot *et al.*, 2005 ; Lebourgeois, 2006 ; Jones *et al.*, 2008 ; Lebourgeois *et al.*, 2010). Le dateur qui veut collaborer aux recherches sur le climat doit alors livrer des constructions – des *chronologies* – dont la datation

est dépourvue d'erreur ou, au moins, frappée, d'une erreur négligeable.

Une remarque de départ va nous conduire à nous écarter des chemins connus : le praticien, le dateur, passe une grande partie de son activité à tenter de maîtriser les corrélations litigieuses comme si le calcul ne lui livrait pas la « vraie » marge d'erreur. Ce faisant, il malmène les statistiques qui sont néanmoins son outil quotidien. Cette pratique nous a interpellé car si le calcul ne donne pas la vraie marge d'erreur dans les cas litigieux, pourquoi la donnerait-il dans les autres cas ? Un travail s'est donc imposé : vérifier la performance des filtrages pratiqués avec les calculs standard en appliquant ces calculs à des bois datés avec certitude : des arbres sur pied.

III - OBJECTIF ET MATÉRIAUX, BASES DU CALCUL

Le travail, typiquement expérimental, a été conduit sur plus d'un millier de chênes actuels de la zone française tempérée (basse altitude), carottés sur pied ou prélevés sur bille, manipulés comme si leur date était inconnue. Nous avons rassemblé les données de neuf laboratoires concernant le dernier millénaire :

- le laboratoire de Chrono-Environnement du

CNRS (Université de Franche-Comté, Besançon), instigateur de l'opération ;

- le Musée LATENIUM de Neuchâtel (Hauterive, CH) qui fournit des bois sur le versant suisse du Jura ;
- l'entreprise de dendrochronologie CEDRE de Besançon qui documente le Centre et l'Est de la France ;

- deux laboratoires de l'INRA (Champenoux et universités de Paris et Nancy) qui ont mis à disposition la base de données du programme RENECOFOR ;
- le laboratoire CReAAH du CNRS (université de Rennes I), spécialisé sur les interprétations paléo- et archéologiques ;
- l'entreprise DENDROTECH de Rennes plutôt axée sur l'Ouest et le centre-nord de la France ;
- l'unité WSL de Zürich (CH) associé à l'entreprise DENDRONET (Böhlingen et Feiburg-in-Brigau, D), active sur le nord-est de la France ;
- Mme Yvonne Trenard qui bâtit une première base de données française au Centre Technique du Bois (CTB, Paris) dans les années 1975-2000.

L'objectif étant de tirer des calculs de « datation » la proportion des dates exactes trouvées comparée à celle des dates non trouvées et à celle des dates « fausses » proposées comme plus plausibles que des dates vraies. Ceci conduit à calculer trois indicateurs :

- la part f des dates exactes livrées par chaque niveau de filtrage dans le lot des résultats sélectionnés par lui. La proportion f donne la fréquence des bonnes réponses ;
- la part complémentaire $err(f)$ des dates fausses proposées par le même niveau de filtrage. Elle se calcule simplement par $err(f) = 1 - f$, c'est l'erreur associée à f ;
- la part f/T des dates exactes non trouvées comparée au nombre total de dates attendues. C'est la performance du niveau de filtrage utilisé.

1 - Propriétés générales du calcul

C'est 1270 arbres qui ont été collectés dans la moitié nord de la France et en Suisse occidentale, soit environ 250 à 300 000 km² (Figure 5). Ce qui donne à peu

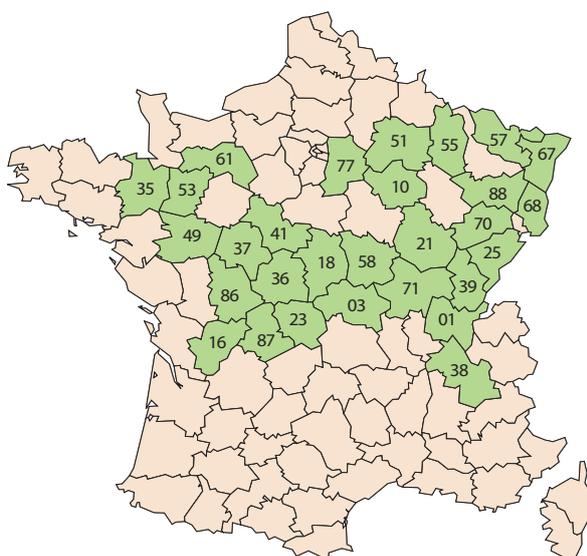


Figure 5 - Les départements en vert constituent la zone d'étude des 1270 chênes sur pied prélevés entre 1975 et 2000.

près une ellipse centrée entre les villes de Nevers et Auxerre, de rayons maximum et minimum respectifs de 600 km (E-W) et 400 km (N-S) et représente le terrain d'exploration ordinaire d'un dateur qui travaille dans cette zone. Les séries individuelles ont été rassemblées dans une seule base de données et normalisées (standardisées) par la méthode du *Corridor*. Ces 1270 bois ont été groupés en 52 sites distincts pour lesquels une *chronologie standardisée* (moyenne) a été calculée. Les calculs porteront sur la synchronisation des 52 chronologies de site. La période principalement concernée est la phase 1840 -1995 bien que certaines chronologies commencent dès le XVII^e siècle. Tous les synchronismes (les « dates ») possibles de chaque chronologie sur les 51 autres ont été calculés, chaque chronologie fonctionnant comme dateuse de toutes les autres. Le chevauchement moyen est de 118 ans. L'outil mathématique utilisé pour apprécier la qualité des synchronismes est le coefficient de corrélation r , et le procédé de validation le test t de Student, calculé à partir de ce coefficient (Figure 6) et surtout la probabilité $p(t)$ qu'il permet de calculer. La légitimité du test de Student dans les datations a été expliquée dans de nombreux papiers depuis les années 1930 aux Etats-Unis et en particulier dans le livre de Harold C. Fritts (Fritts, 1976). Il fut introduit pour la première fois en Europe, pour une datation dendrochronologique, par une équipe de Belfast (Baillie et Pilcher, 1973).

Les conditions générales des calculs sont les suivantes : la longueur moyenne des chronologies est de 156 ans (soit 155 intervalles interannuels) ; la longueur moyenne des chevauchements entre paires comparées de 118 ans ; pour rester dans les conditions de la pratique ordinaire, le chevauchement a été maintenu variable et limité à un minimum de 60 cernes. Il a donc

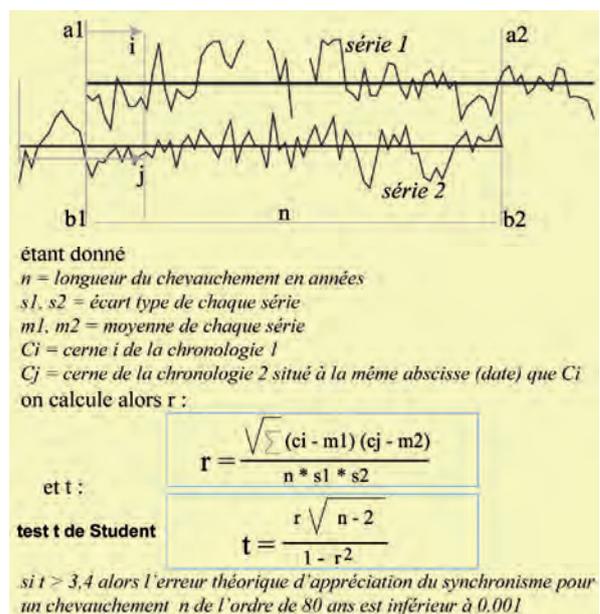


Figure 6 - Formules du coefficient de corrélation r (dit quelquefois de Spearman) et du test t de Student.

été tenté en moyenne pour chaque chronologie comparée à une autre : $155 - 60 = 95$ dates, dont une seule est vraie.

Soit $((52 \times 52) - 52) / 2 \times 95 = 125970$ calculs réalisés au total, parmi lesquels seulement $((52 \times 52) - 52) / 2 = 1326$ correspondent à une « date » exacte.

Nous utiliserons l'expression « date d'une chronologie » en raccourci, la « date » étant en fait celle de la dernière année, du dernier cerne, de la chronologie (la plus récente).

2 - Approche initiale du résultat

Dans une première phase les résultats les plus médiocres, ceux dont le coefficient de corrélation r est inférieur $0,1$ sont éliminés. Ce premier tri écarte environ 55% des résultats non significatifs. Ce qui n'exclut pas que dans le lot des résultats écartés il y ait des dates « vraies » (et il y en a quelques unes). Les 45% de résultats restant concernent néanmoins 69 000

calculs, soit près de 50 fois le nombre de résultats exacts attendus.

Un deuxième tri est alors opéré, paire par paire. Ce tri utilise un seuil variable : il ne garde que les cinq meilleurs résultats, exprimés en probabilités $p(t)$ du t de Student. La corrélation seuil conservée, la moins bonne des cinq, varie donc d'une paire à l'autre. Ce qui donne un tableau contenant au maximum $((52 \times 52) - 52) / 2 \times 5 = 6630$ résultats, parmi lesquels nous espérons trouver les 1326 dates exactes.

Dans ce cas précis, 3844 résultats sont restés (pour lesquels le filtrage a combiné $r > 0,1$ et $\text{rang} \leq 5$), dont 1005 sont exacts. Les trois propriétés fréquence f (des résultats exacts), erreur associée $\text{err}(f)$ et performance f/T ont été calculés pour 11 niveaux de filtrage de la probabilité du t de Student allant de 99,5% à 99,99% de sécurité.

A ce stade, la liste des résultats paire à paire, vidée de ses corrélations $\leq 0,1$ et des synchronismes classés en dessous du rang 5 du Student t présente les propriétés suivantes : performance $f/T = 76\%$ (0,76), fréquence $f = 26\%$ (0,26) ; erreur $\text{err}(f) = 74\%$ (0,74).

IV - PROBABILITÉS DES T DE STUDENT CONSIDÉRÉS ISOLÉMENT

La valeur t du test de Student suit une loi de probabilité. Cette probabilité peut être utilisée directement ou inversement (Snedecor et Cochran, 1937 ; Dagnélie, 1973-1975) selon que l'on cherche à prédire la fréquence ou la rareté d'un phénomène. Ici, 125970 calculs ont été effectués, on devrait donc s'attendre à ce que la fréquence des résultats tende vers leur probabilité. L'outil d'évaluation est donc la fréquence, le rapport de dates justes et fausses proposées à un niveau de filtrage donné.

Les niveaux de filtrage analysés sont, du plus tolérant au plus exigeant : $p(t) = 0,9950 ; 0,9960 ; 0,9970 ; 0,9980 ; 0,9990$ et 1 (erreurs = 0,5 ; 0,4 ; 0,3 ; 0,2 ; 0,1 et 0,0%), et 0,9992 ; 0,9994 ; 0,9996 ; 0,9998 et 0,9999 (erreurs = 0,08 ; 0,06 ; 0,04 ; 0,02 et 0,01%).

Dans les formules du tableau ci-contre à droite le nombre maximum de dates exactes à trouver, M , n'a pas changé : $M = 1326$.

La fréquence expérimentale montre une erreur marginale dix fois supérieure à celle, théorique, du t de Student au voisinage du risque de 0,3% - 0,1% (1 à 3 pour mille). Nous avons déjà évoqué cet écart sous l'angle de l'écart brut des valeurs de t , dans un article à paraître (Lambert, 2010). La correspondance entre la série des $p(t)$ délivrées par le calcul habituel et la fréquence observée (Figure 7) permet de tracer un graphique à onze points par lesquels peut passer une courbe lissée. Cette courbe lissée permet de tirer un tableau de correspondance entre la probabilité proposée $p(t)$ et une fréquence expérimentale (et non plus observée) plus généralisée qui est à droite de la figure.

Résultats	performance d * 100 / M	fréquence d * 100 / T	erreur
1 : t (p = 0,9950) T = 1359 résultats dont d = 787 dates exactes	59,4%	57,9% (0,579)	42%
2 : t (p = 0,9960) T = 1359 résultats dont d = 787 dates exactes	55,1%	64,7% (0,647)	35,3%
3 : t (p = 0,9970) T = 1359 résultats dont d = 787 dates exactes	50,5%	69,9% (0,699)	30,1%
4 : t (p = 0,9980) T = 812 résultats dont d = 619 dates exactes	46,7%	76,2% (0,762)	23,8%
5 : t (p = 0,9990) T = 698 résultats dont d = 571 dates exactes	43,1%	81,8% (0,818)	18,2%
6 : t (p = 0,9992) T = 635 résultats dont d = 543 dates exactes	41%	85,5% (0,855)	14,5%
7 : t (p = 0,9994) T = 606 résultats dont d = 519 dates exactes	39,1%	85,6% (0,856)	14,4%
8 : t (p = 0,9996) T = 524 résultats dont d = 476 dates exactes	35,9%	90,8% (0,908)	9,2%
9 : t (p = 0,9998) T = 352 résultats dont d = 341 dates exactes	25,7%	96,9% (0,969)	3,1%
10 : t (p = 0,9999) T = 306 résultats dont d = 303 dates exactes	22,9%	99% (0,990)	1%
11 : t (p = 1,0) T = 131 résultats dont d = 130 dates exactes	9,80%	99,2% (0,992)	0,8%

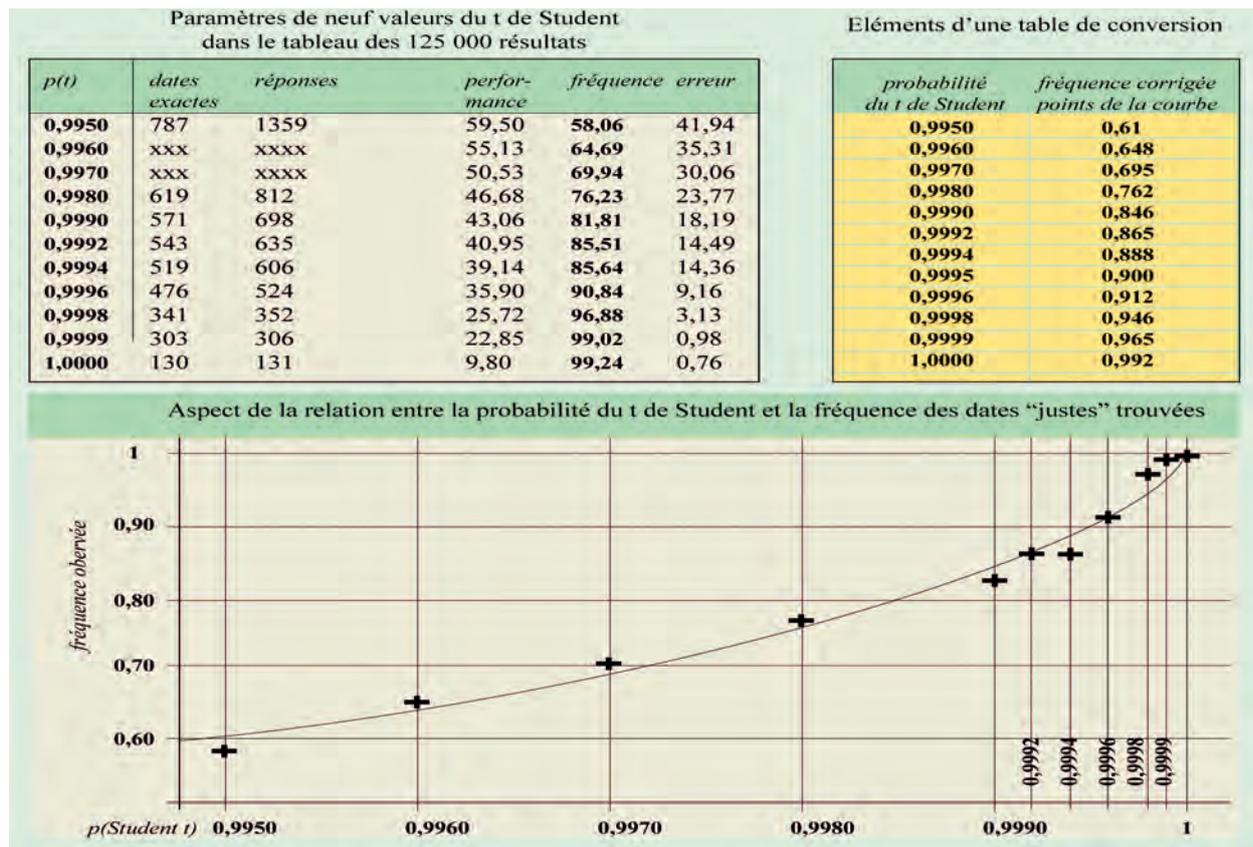


Figure 7 - Le test de Student est utilisé pour son aptitude à donner la probabilité d'un phénomène. Les calculs effectués dans cet exercice montrent clairement que les conditions d'application de ce test ne sont pas réalisées et que les probabilités résultantes sont biaisées.

V - RECOUPEMENTS DES DATES (RÉPLICATION) ET PROBABILITÉS RÉSULTANTES

La pertinence d'une date proposée par un calcul isolé est renforcée quand ce résultat est confirmé par d'autres (qui donnent la même date). Dans un processus qui cherche à dater une chronologie par un groupe d'autres, le nombre de résultats qui donnent la même date est appelé *réplication* de la date, la *réplication* est donc de 2, 3, n fois. Nous posons que chaque résultat d'une *réplication* peut être considéré comme un tirage au sort indépendant des autres. Sous cette hypothèse, la marge d'erreur d'un résultat combiné peut être approchée par le produit des erreurs qui le composent, c'est l'*hypothèse de l'indépendance des tests*. Le principe est le suivant : supposons 4 chronologies *indépendantes* (c'est-à-dire n'ayant aucun composant en commun) : trois chronologies I, J et M datées, contemporaines et inter-corrélées, et une chronologie K à dater au moyen de I, J, M. Les corrélations précises entre K et I, J et M constituant un sous-ensemble des résultats d'un calcul plus large collectés dans une *matrice de corrélations croisées* ou *matrice d'inter-corrélations* (Figure 8). L'hypothèse d'indépendance autorise alors à définir le risque d'erreur résultante par le produit des risques « singuliers » liés à chaque résultat.

Par exemple, si, pour une « date » donnée de la chronologie K :

- la chronologie I livre un résultat avec un risque d'erreur singulier de 0,03 (3%) ;
- la chronologie J livre un résultat avec un risque singulier de 0,01 (1%) ;
- la chronologie M livre un résultat avec un risque singulier de 0,02 (2%),

alors nous sommes en droit de supposer que la simultanéité des trois résultats présente un risque d'erreur de $0,03 \times 0,01 \times 0,02 = 0,00006$ (0,006% = 6 pour cent mille) ; résultat collectif qui est le produit des résultats individuels. Dans la matrice, ce calcul concerne une ligne entière ou une colonne entière. Dans l'attente d'une démonstration ultérieure nécessaire, l'erreur sera péjorée d'un facteur destiné à absorber l'erreur moyenne environnementale, c'est-à-dire l'erreur latente dans les autres lignes ou colonnes de la matrice. On posera que cette erreur croît avec la racine carrée de la réplication, c'est-à-dire du nombre d'éléments mis en jeu dans le calcul de l'erreur. Ici, la réplication étant 3, l'erreur effectivement considérée sera $0,00006 \times 3^{1/2} = 0,000104$. Ce facteur de péjoration est ramené à 1 à partir du moment où sa fonction d'augmentation de l'erreur n'est plus assumée.

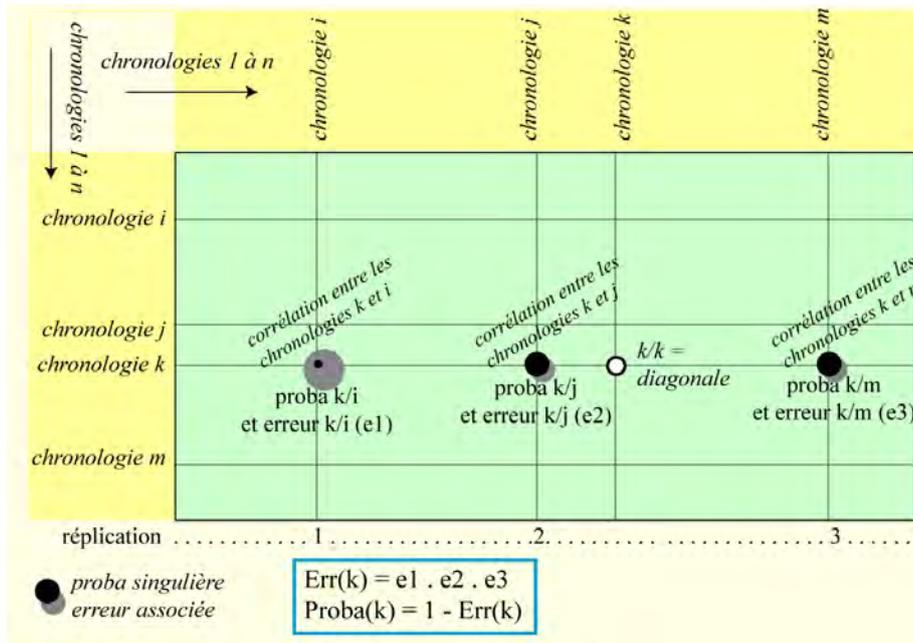


Figure 8 - Les corrélations croisées sont la base de la décision en datation dendrochronologique. La convergence de plusieurs calculs vers une date donnée est plus crédible qu'un calcul isolé. On peut approcher l'amélioration de la crédibilité en utilisant le produit des erreurs liées dans une ligne ou une colonne.

L'application de cette loi d'indépendance des tests aménagée aux résultats singuliers précédents pour les réplifications monotones 2 à 12 d'un même niveau de réponse donne un tableau qui fixe les ordres de grandeurs de l'erreur combinée résultante (Figure 9).

La ligne 1 du tableau doit être discutée séparément. Elle montre qu'en partant d'une erreur singulière trop importante, la réplification n'améliore plus le score à partir de 6 fois. Le procédé atteint ici une de ses limites. Mais nous savons qu'il ne sert à rien de multiplier les scores trop faibles car un résultat est rarement accepté en l'absence d'un ou deux « bons » résultats dans la

chaîne. En pratique, le cas théorique de la ligne 1 du tableau est d'emblée écarté.

Il n'empêche que, dans ses conditions normales ce calcul fait d'abord progresser rapidement le score vers une probabilité élevée. Ainsi le médiocre départ avec $p(t) \geq 0,995$, soit 61% expérimentaux (première ligne), atteint les 90% (90,6) en 6 réplifications. Comparé aux propositions du calcul brut de Student, on note aussi que lorsque celui-ci annonce une erreur quasi nulle (0,9999), ramenée par nous à 0,992, il faut tout de même une réplification de 3 résultats de ce type pour franchir réellement le cap de la sécurité supposée d'un seul t.

Globalement, ces résultats nous paraissent plausibles et plus fonctionnels que la simple probabilité de t bien que celle-ci fonctionne avec évidence en toile de fond, en décalage en quelque sorte. La « dégradation » apparente des probabilités trouvées est liée en grande partie au filtrage qui fait, qu'en ne considérant qu'une sous-population des résultats (les meilleurs ou les moins mauvais), nous faisons monter l'exigence. Le rôle du filtrage sur les nombres calculés est important car il retire des calculs tous les recouvrements frappés d'une corrélation trop faible. Il y a donc une limite imposée au calcul infini des combinaisons due au filtrage de départ.

base p(t)	erreur corrigée	fréquence corrigée	p(réplifications)					
			2	3	4	5	6	
0,9950	0,39	0,61	0,78	0,85	0,89	0,90	0,906	
0,9960	0,352	0,648	0,82	0,89	0,925	0,941	0,949	
0,9970	0,305	0,695	0,87	0,93	0,958	0,971	0,978	
0,9980	0,238	0,762	0,92	0,967	0,984	0,992	0,995	
0,9990	0,154	0,846	0,97	0,991	0,997	0,999	0,9996	
0,9992	0,135	0,865	0,974	0,994	0,998	0,9995	0,9998	
0,9994	0,112	0,888	0,982	0,9966	0,9992	0,9998	0,99995	
0,9995	0,1	0,9	0,986	0,9976	0,9995	0,99989	0,99997	
0,9996	0,088	0,912	0,989	0,9983	0,9997	0,99994	0,99999	
0,9997	0,071	0,929	0,993	0,9991	0,9999	0,99998	1	
0,9998	0,054	0,946	0,996	0,99961	0,99996	0,99999	1	
0,9999	0,035	0,965	0,998	0,99989	1	1	1	
1	0,008	0,992	0,9999	1	1	1	1	

base p(t)	erreur corrigée	fréquence corrigée	p(réplifications), suite					
			7	8	9	10	11	12
0,9950	0,61	0,39	0,903	0,893	0,874	0,845	0,799	0,729
0,9960	0,648	0,352	0,952	0,953	0,950	0,944	0,935	0,921
0,9970	0,695	0,305	0,983	0,985	0,986	0,987	0,987	0,986
0,9980	0,762	0,238	0,9969	0,9979	0,9985	0,9989	0,9991	0,9993
0,9990	0,846	0,154	0,9999	0,99994	0,99997	0,99999	0,99999	1
0,9992	0,865	0,135	0,99994	0,99998	0,99999	1	1	1
0,9994	0,888	0,112	0,99998	1	1	1	1	1
0,9995	0,9	0,1	0,99999	1	1	1	1	1
0,9996	0,912	0,088	1	1	1	1	1	1

P(t) : probabilité proposée par le test t de Student
 f : fréquence corrigée des dates "justes"
 err(f) : erreur sur f : err(f) = 1 - f

2, 3, 4... : réplification du résultat f
 p(réplification) : sécurité attendue pour la réplification

Figure 9 - Table de conversion des sécurités de réplifications simples (réplification de résultats de même type) en combinant les tests successifs. Calculs de la réplification du même niveau de résultat.

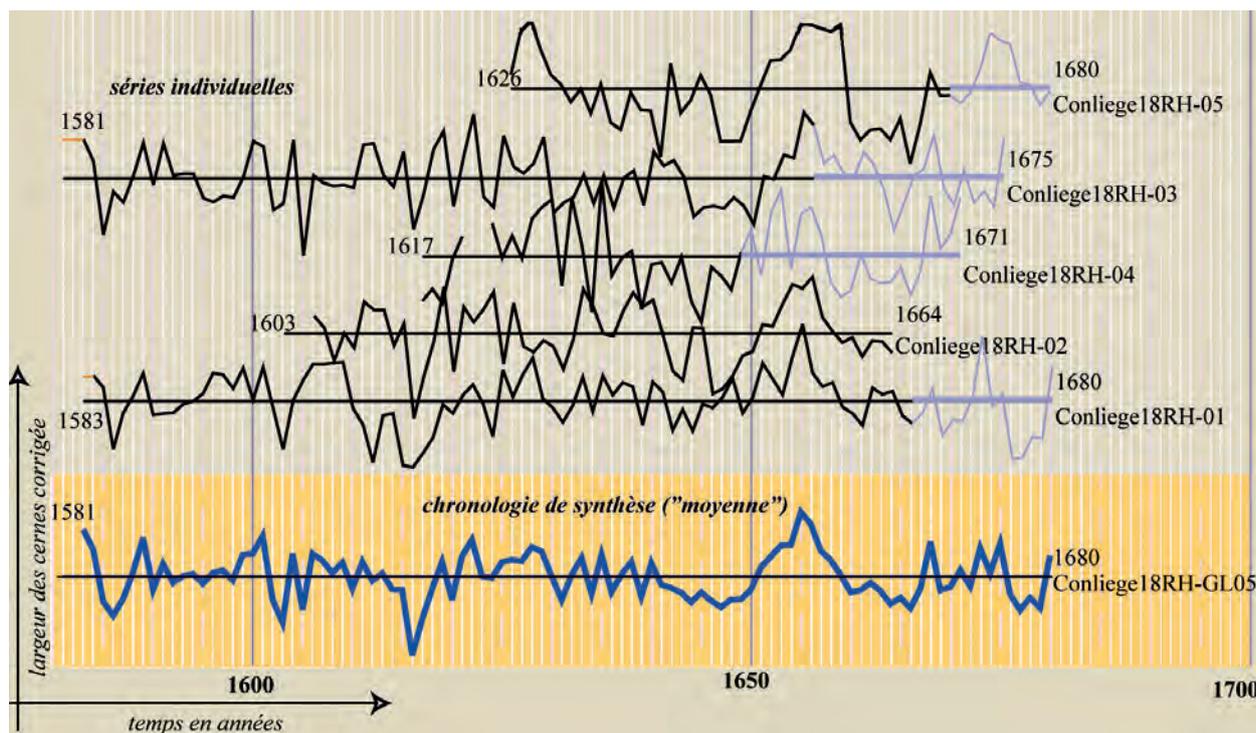
VI - EXEMPLE : DATATION DE LA CHARPENTE DE LA MAISON CURRAT, 18, RUE HAUTE À CONLIÈGE, JURA

Appliquons ces calculs à un exemple précis, un petit ensemble, 5 bois de la charpente d'une maison datée XVII-XVIII^e siècles dans un village du Jura, Conliège. Les échantillons ont livré des séries cohé-

rentes, de 55 à 78 cernes, qui, synchronisées, ont permis l'établissement d'une *chronologie* de synthèse de 100 ans (Figure 10). Ces chronologies sont cependant marquées par des particularités, des accidents de



Figure 10 - Eléments dendrochronologiques de la charpente de la maison Currat à Conliège (Jura) qui a livré cinq bois. Les cinq séries synchronisées ont permis de construire une chronologie moyenne de 100 cernes. Notons la personnalité marquée des séries les plus courtes.



croissance, surtout les deux plus courtes. Une telle datation ne laisse pas augurer d'une datation facile en raison du petit nombre de séries, 15 ou 20 séries auraient fourni probablement un meilleur signal local. Diverses contraintes du chantier ont conduit à limiter les prélèvements et, de ce fait, les conditions sont typiques d'un cas à problèmes dendrochronologiques potentiels. Si la datation peut tout de même être espérée, car une chronologie de 100 ans a quand même été générée, il y avait lieu, à ce stade du travail, de douter de l'aptitude de cette chronologie à participer au référentiel. En fait, la datation a très bien fonctionné (Figure 11), la chronologie s'installe confortablement dans la période 1581-1680. Par ailleurs, les calculs acceptent la chronologie de Conliège avec un bon niveau de confiance, supérieur à certains coefficients d'autres éléments déjà intégrés au référentiel (en bas ou à droite de la matrice). L'ajout de cette chrono-

logie à ce groupe de référence va donc, contre toute attente, renforcer l'homogénéité du signal.

Les « erreurs » calculées selon la méthode ci-dessus sont invisibles au dessus de cinq décimales dans 12 cas (sur 16) puis elles montrent une rapide croissance dans les 4 derniers cas pour atteindre les 4% ($f=0,96097=0,96$) pour la dernière chronologie. S'il y a lieu de purger cet ensemble, c'est le bas de la matrice qu'il faudrait purger. En effet introduire, une erreur potentielle de l'ordre de 4% à l'entrée de calculs – qui considèrent par hypothèse que la datation ne comporte pas d'erreur – serait mal venu. Ce n'est pas ce qui sera fait, car le groupe de chronologies discuté est un sous-ensemble d'une base de données étendue et les fortes valeurs des erreurs des éléments 13 à 16 sont réduites dans le groupe étendu à toutes les références de l'époque.

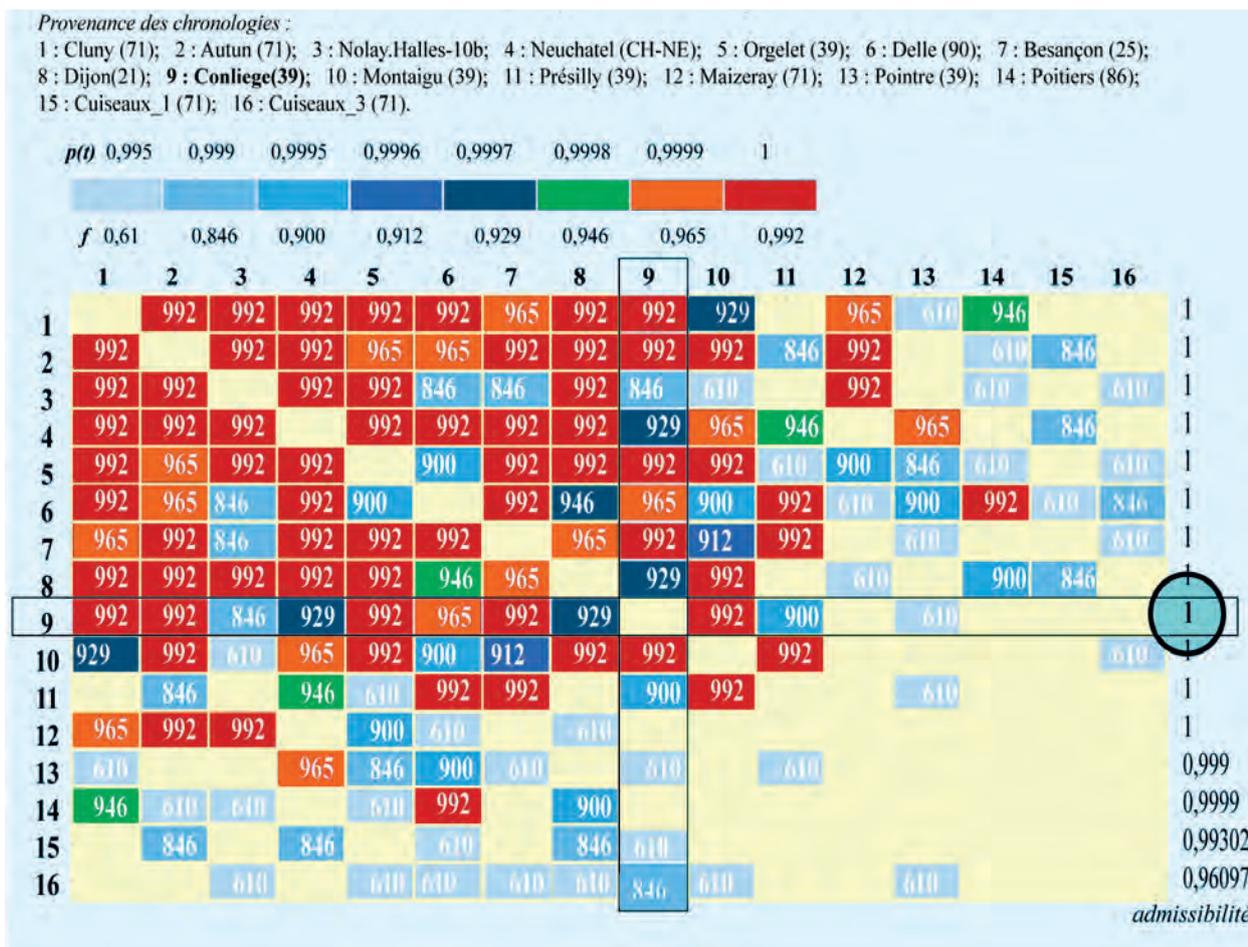


Figure 11 - La chronologie de Conliège a été datée par un lot de références de la même région (plus Poitiers !). Le calcul suggère une excellente admissibilité dans le groupe (1 = 100%). Donc, malgré une personnalité assez marquée des croissances (voir Figure 10), ces bois peuvent participer au référentiel.

CONCLUSION

Basées sur 125 970 calculs initiaux, les *fréquences* calculées ci-dessus représentent une situation assez générale, qui dépasse celle du strict contexte de ce calcul. Elles peuvent être considérées comme de potentielles *probabilités* et ont été manipulées *comme telles*. Les résultats obtenus *in fine* sont valables dans les contextes de calcul équivalents. La correction de la probabilité fournie par le test t de Student en utilisant une table du type de celle de la Figure 11 est rendue nécessaire à cause des filtrages initiaux. Cette correction de la probabilité originale est en fait la conséquence d'une translation du niveau sélectif des tests liée au filtrage initial et d'une modification des propriétés de la population au regard des aptitudes du test. Mais sans filtrage, aucune opération de datation ne peut être bien conduite. En réalité, la manipulation du coefficient de corrélation pour aboutir à une probabilité à l'aide du test de Student ou non, requiert des conditions précises dont l'analyse est souvent négligée par les praticiens (Armatte, 2001 et les travaux de Fréchet bien rapportés par cet auteur). Il y aurait donc lieu de s'attacher aux propriétés et conséquences de ce filtrage pour lui retirer son coté arbitraire, mais ici et sous cet éclairage, il *fonctionne*.

Le calcul proposé permet d'attribuer pratiquement, pour un *montage* donné, un niveau d'*admissibilité* à toute nouvelle chronologie, ce niveau étant

alors acceptable ou non. Il est important de noter que ce niveau, pour une même chronologie qui participerait à divers montages, varie d'un montage à l'autre. La dynamique du processus réside précisément dans cette propriété : des éléments refusés pouvant être intégrés à terme tandis que la place d'autres, dont l'admissibilité faiblirait régulièrement à mesure que le groupe s'accroît, peut être remise en cause.

Ce type de calcul, dans les opérations de regroupements de grandes quantités de données issues de sources différentes, permet de fixer un *seuil de sélection mobile mais explicite*, formellement défini pour tout le monde, et pas forcément figé à une valeur donnée. Il est en effet légitime de jouer avec le niveau d'erreur maximum admis, en fonction des objectifs.

L'outil aboutit quand même à éconduire un certain nombre de propositions faites par des méthodes moins formalisées. Il nous est arrivé de rejeter jusqu'à 35% des bois datés par ailleurs. Comprenons bien qu'il ne s'agit pas de remettre en cause les conclusions du travail fait en amont – bien que cela arrive de temps en temps –, mais surtout de réduire un effet de brouillard qui s'installe inévitablement dans la base de données résultante à cause de l'hétérogénéité des paramètres non formels impliqués, effet qui s'aggrave avec l'accumulation des données.

Remerciements

Cet article est une contribution à ESCARSEL, projet financé par l'Agence nationale de la Recherche (programme VMC, projet ANR 06-VULN-010).

BIBLIOGRAPHIE

- ARMATTE M., 2001. Maurice Fréchet statisticien, enquêteur et agitateur public. *Revue d'Histoire des Mathématiques*, 7, 7-65.
- BAILLIE M.G.L., PILCHER J., 1973. A simple crossdating program for Tree-Ring Research. Tucson (AZ), *Tree Ring Bulletin*, 33, 7-14.
- BENISTON M., 2002. Climate modeling at various spatial and temporal scales: where can dendrochronology help? *Elsevier/Dendrochronologia*, 20-1, 117-131.
- BERNARD V., 1998. L'Homme, le Bois et la Forêt dans la France du Nord entre le Mésolithique et le Haut Moyen-Age. BAR International Series, 733, Oxford ; 1998, 190 p.
- JONES P.D., BRIFFA K.R., OSBORN T.J., LOUGH J.M., VAN OMMEN T.D., VINSTER B.M., 2008. High-resolution paleoclimatology of the last millennium: a review of current status and future prospects. *Holocene*, 19, 3-49.
- COOK E.R., BRIFFA K.R., JONES P.D., 1994. Spatial regression methods in dendroclimatology: A review and comparison of two techniques. *International Journal of Climatology*, 14, 379-402.
- DAGNELIE P., 1973, 1975. Théorie et méthodes statistiques. Applications agronomiques, / 1. La statistique descriptive et les fondements de l'inférence statistique. / 2. Les méthodes de l'inférence statistique / 3. Analyse statistique à plusieurs variables. Presses agronomiques, Gembloux (B), 3 vol.
- DUPOUEY J.-L., DENIS J.-B., BECKER M., 1992. A new method of standardization for examining long-term trends in tree-ring chronologies. In *Tree rings and environment, Proceedings of International Dendrochronological Symposium, Ystad (Sweden), 3-9/1990*. Lundqua Report, 34, 1992, 85-88.

- DUROST S., 2005. Dendrochronologie et dendroclimatologie du deuxième âge du Fer et de l'époque romaine dans le Nord et l'Est de la France. Datations, Système de références et modélisations. Dissertation, Université de Franche-Comté, Besançon, 175 p.
- ECKSTEIN D., 1969. Entwicklung und Anwendung der Dendrochronologie zur Alterbestimmung der Siedlung Haithabu. Phil D., Univ. de Hambourg, 1969, 113 p.
- ESPER J., COOK E.R., KRUSIC P.J., PETERS K., SCHWEINGRUBER F.H., 2003. Tests of the RCS method for preserving low-frequency variability in long tree-ring chronologies. *Tree-Ring Research*, 59, 81-98
- FISHER R., 1925-1970. Statistical Methods for Research Workers. (14th ed.). Edinburgh, Oliver and Boyd. 13^e ed. 1963, 356 p.
- FRAITURE P., 2007. Les supports de peintures en bois dans les anciens Pays-Bas méridionaux de 1450 à 1650 : analyses dendrochronologiques et archéologiques. Thèse de doctorat, Université de Liège. 3 vol.
- FRITTS H.C., 1976. Tree rings and Climate. Academic Press, London, 567 p.
- GASSMANN P., 1984. Dendrochronologie : 100 000 cernes sur Cortaillod-Est. Basel, *Archäologie der Schweiz*, 7-2, 63-68 .
- GASSMANN, P., PILLONEL D., TEGEL W., 2006. Bois d'œuvre et analyses dendrochronologiques. In Montillier/Dorf, fouille Strandweg 1992/1993, nouvelles données sur la Culture Cortaillod au bord du lac de Morat. *Cahiers d'Archéologie Fribourgeoise*, 7, (2005), 24-29
- GIRARD-CLOS O., 1999. Dendrochronologie du chêne (*Quercus robur*, *Quercus petraea*), influences des facteurs stationnels et climatiques sur la croissance radiale, cas des sols hydromorphes et des climats atlantiques. Applications paléo-écologiques aux bois subfossiles du marais de Brière (Loire-Atlantique). Thèse, M. Bidault Dir., Besançon ; 1999, 377 p.
- GUIBAL F., POMEY P., 2008. Attempts of dating ancient shipwreck hulls in the western Mediterranean by dendrochronology. TROPIS X, 10th International Symposium on Ship Construction in Antiquity, Hydra (Grèce), 27 août-2 septembre 2008.
- GUIOT J., TORRE, F., JOLLY D., PEYRON O., BOREUX J.J., CHEDDADI, R., 2000. Inverse vegetation modeling by Monte Carlo sampling to reconstruct palaeoclimates under changed precipitation seasonality and CO2 conditions: application to glacial climate in Mediterranean region. Elsevier, *Ecological Modelling*, 127, 119-140.
- GUIOT J., NICAULT A., RATHGEBER C., EDOUARD J.-L., GUIBAL F., PICHARD G., TILL C., 2005. Last-millennium summer-temperature variations in western Europe based on proxy data. *The Holocene*, 15 (4), 489-500
- HOFFSUMMER P., 1995. Les Charpentes de toitures en Wallonie, typologie et dendrochronologie (XI^e-XIX^e siècle). Ministère de la Région wallonne, Division du Patrimoine, Namur. 171 p.
- HOUBRECHTS D., 2008. Le logis en pan-de-bois dans les villes du bassin de la Meuse moyenne (1450-1650). Liège, Dossier de la Commission royale des Monuments, Sites et Fouilles, 12).
- LAMBERT G.-N., 2006. Dendrochronologie, histoire et archéologie, modélisation du temps; le logiciel Dendron II et le projet Historic Oaks. HDR, Université de Franche-Comté, Besançon. 2 vol., 151 et 205 p.
- LAMBERT G.-N., 2008. A Century of Dendrochronology and Archaeology. Quiet activities ? In Lehoërff A. (ed.), Construire le temps. Histoire et méthodes des chronologies et calendriers des derniers millénaires avant notre ère en Europe occidentale. Actes du XXX^e colloque international de Halma-Ipel, Lille 2006, Bibracte 16, Glux-en-Glenne-Bibracte, 113-122.
- LAMBERT G., SAINT-JEAN-VITUS B., TAUPIN J.-L., TRENARD Y., 2008. La datation dendrochronologique est-elle une science ? Une question de vocabulaire. Exemples du Tournugeois et du Petit Louvre de la Pacaudière. In Structures en bois dans le patrimoine bâti. Actes des journées techniques internationales du Bois à Metz (29-31 mai 2008). Paris, Icomos-France, 22-27.
- LAMBERT G.-N., 2010. Dendrochronology, archaeology and science. Bruxelles. Actes du Colloque Tree Ring, Art and Archaeology, février 2010. 11 p. dactyl. dont 13 fig.
- LAMBERT G., LAVIER C., 1991. A new historical master chronology for dendrochronology of the oak in the East of France. Questions about the dating in a large geographical area. *Dendrochronologia*, 9, 165-180.
- LEBOURGEOIS F., 2006. Sensibilité au climat des chênes sessile (*Q. petraea*) et pédonculé (*Q. robur*) dans le réseau RENECOFOR. Comparaison avec les hêtraies. *Revue Forestière Française*, 53, 1, 29-44.
- LEBOURGEOIS F., RATHGEBER C., MERIAN P., ULRICH E., 2010. Sensibilité des écosystèmes forestiers tempérés français à la variabilité climatique et aux événements extrêmes. Exemple du réseau RENECOFOR. Actes du colloque « Panorama de la dendrochronologie en France », 8 au 10 Octobre 2009. *Collection EDYTEM*, 11, 21-28.
- SNEDECOR G.-W., COCHRAN W., 1937. Statistical Methods. Ames, Iowa State University Press. Version française 1971 : *Méthodes statistiques*. Paris, Association de Coordination Technique Agricole, 649 p.
- SHIYATOV S.G., FRITTS H.C., LOGFREN R.G., 1989. Comparative Analysis of the Standardization Methods of Tree-Ring Chronologies. In Noble R.D., Keith J.L.M., Jensen F. eds : Proceedings of the second US-USSR Symposium on Air Pollution Effects on Vegetation including Forest Ecosystems. International Conference of Corvallis, Oregon; Raleigh, North Carolina; Gatlinburg, Tennessee, September 1988. 13 - 25.
- TEGEL W., HAKELBERG D., 2008. Dendrochronologische Untersuchungen an Holzfunden vom Neumarkt in Dresden. *Arbeits- und Forschungsberichte zur sächsischen Bodendenkmalpflege*, 48/49, 2006/2007, 391-401.
- TEGEL W., VANMOERKERKE J., 2008. Le bois en archéologie. Images de l'archéologie rurale en Champagne-Ardenne. *Bulletin de la Société Archéologique Champenoise*, 99, 2 avril-juin 2006, (Reims 2008), 36-47.