

INTERPOLATION SPATIALE DE LA TEMPÉRATURE DE L'AIR PAR TYPE DE TEMPS

Dominique Courault⁽¹⁾, Pascal Monestiez⁽²⁾, Cédric Armand⁽¹⁾,
David Mabit⁽¹⁾ et Richard Delécolle⁽¹⁾

(1) Institut national de la recherche agronomique (Inra)

Unité de bioclimatologie

Domaine Saint-Paul, site Agroparc, 84914 Avignon Cedex 9

(2) Institut national de la recherche agronomique (Inra)

Unité de biométrie, Avignon

RÉSUMÉ

L'objectif de cette étude est d'analyser l'effet des principales circulations atmosphériques sur les variations régionales de la température journalière de l'air. Nous avons utilisé les types de temps classés de façon automatique à Météo-France, qui couvrent l'ensemble de l'Europe et sont centrés sur la France. Pour l'étude, 152 postes météorologiques ont été sélectionnés dans le Sud-Est, dont 62 ont servi à étalonner les modèles d'interpolation spatiale et 90 ont été réservés pour la validation. Des cartes des champs thermiques ont été obtenues par krigeage simple sur des données corrigées et triées pour les principaux types de temps. Le sens et l'amplitude des gradients thermiques varient suivant les circulations atmosphériques. La précision des estimations de la température est discutée dans cet article.

ABSTRACT

Spatial interpolation of air temperature according to circulation patterns

This is an analysis of the effect of the main atmospheric circulation patterns on the spatial variations of daily temperature at regional scale. We used circulation patterns provided by the automatic classification performed by Météo-France from forecast models applied at the European scale and centered on France. For this study 152 meteorological stations were chosen in the South-East of France, 62 were used for the model calibration and 90 for the validation. Daily temperature maps were obtained using the kriging method for the main atmospheric situations. The magnitude and the direction of the observed thermal gradients vary according to the circulation patterns. The accuracy of temperature estimations is discussed in this paper.

POSITION DU PROBLÈME

**Importance
d'une bonne estimation
de la température
de l'air**

La température de l'air mesurée à 2 m est une des variables les plus importantes dans les échanges énergétiques et hydriques à l'interface du système sol-plante-atmosphère. Elle intervient sur la vitesse de développement des plantes dans les modèles de cultures. Les différents stades phénologiques sont souvent définis en fonction de cumuls de température de l'air depuis la date du semis. Les modèles agrométéorologiques utilisent comme variables de forçage les données météorologiques suivantes : la pluie, les températures minimale et maximale et le rayonnement, qui proviennent généralement du poste météorologique le plus proche ou qui résultent d'une interpolation spatiale à partir des mesures de plusieurs postes. Ainsi, par exemple, pour faire fonctionner le modèle GOA (Brisson et al., 1992) qui estime des potentialités de

rendement à l'échelle de l'Europe pour différentes cultures et les risques associés en fonction du climat et des variétés, l'ensemble du territoire est divisé en mailles de 30 x 30 km (Ruget et al., 1995). Le modèle de culture choisi (blé ou maïs) est alimenté pour chaque maille par des données météorologiques obtenues par interpolation à partir des plus proches postes météorologiques du réseau synoptique (de 1 à 5 stations par maille). L'interpolation repose uniquement sur des critères de distance des postes au centre de la maille.

On conçoit aisément que les données météorologiques ainsi obtenues soient très dépendantes du choix des postes introduits dans l'interpolation et qu'il soit difficile d'obtenir une température régionale représentative pour chaque maille. Des analyses de sensibilité (Ruget et al., 1995 ; Delécolle et al., 1995) ont montré qu'une erreur systématique de ± 1 °C par jour sur la température de l'air, tout au long du cycle d'une culture comme le maïs, pouvait conduire à une erreur de ± 500 à 1 000 kg/ha sur l'estimation des rendements. Il est donc important d'obtenir des données météorologiques aussi précises que possible en tenant compte à la fois des objectifs d'application opérationnelle et des données disponibles (tant sur la quantité que sur la qualité).

L'interpolation spatiale : historique

De tout temps, les météorologistes se sont intéressés à interpoler les variables climatiques parmi lesquelles la pluie est le plus souvent représentée (Meylan, 1986 ; Lebel et al., 1994). Un des principaux problèmes est la localisation irrégulière des postes météorologiques. Ceux-ci sont distants en moyenne de 30 km et se situent généralement sur des surfaces standard de type prairie. Il y a relativement peu de postes en altitude. Leur localisation a été choisie pour représenter un climat de référence (mésoclimat) pour la région entourant le poste et s'affranchir des variations locales.

Suivant l'échelle spatiale à laquelle on s'intéresse, différents facteurs interviennent pour expliquer les variations spatiales et temporelles des données météorologiques. Ainsi, l'un des principaux facteurs de variation de la température de l'air mesurée à 2 m est la position topographique du poste météorologique, son altitude, l'inclinaison de la pente et son exposition adret-ubac (Douguédroit et de Saintignon, 1974). On admet généralement, pour la température, une diminution de 0,6 °C pour 100 m d'élévation, mais cette loi est plutôt adaptée au cas de l'atmosphère libre.

À cette baisse, s'ajoute une modulation de l'apport radiatif due à une captation différente du rayonnement solaire direct selon l'angle des rayons avec la surface (Cellier et al., 1995). Au voisinage du sol, il faut donc prendre en compte l'influence de l'instabilité sur le profil vertical de température, en particulier lorsque le rayonnement est très fort.

On peut considérer que la température de l'air résulte à la fois d'effets à grande échelle – les grands mouvements des masses d'air atmosphériques qui peuvent être décrits par les types de temps – et d'effets plus locaux (< 10 km) dus à l'environnement proche des stations : la position topographique, mais aussi le type de surface, sec ou irrigué, et la rugosité du paysage (Seguin et al., 1982 ; Fury et Joly, 1995). Tous ces facteurs n'ont pas le même poids suivant les variables analysées et l'échelle spatiale étudiée ; ils sont parfois difficiles à intégrer dans les méthodes d'interpolation. La géostatistique avec les différentes techniques de krigeage – krigeage ordinaire, avec dérive externe, cokrigeage, etc. (Wackernagel, 1995) – est l'une des méthodes les plus utilisées pour interpoler les données météorologiques (Chauvet et al., 1976). En ce qui concerne la température, on peut citer les études de Hutchinson (1993), qui obtient des cartes de température à l'échelle continentale de l'Australie par krigeage. Hudson et Wackernagel (1994) ont pris en compte l'effet de l'altitude sur la température en introduisant une relation linéaire dans le krigeage avec dérive externe et ont appliqué cette méthode à l'ensemble de l'Écosse. Söderström et Magnusson (1995) ont utilisé le krigeage simple, sur des températures mesurées à partir de transects effectués à l'échelle d'une petite région agricole en Suède, pour détecter les zones d'écoulement d'air froid et prédire des zones à risque pour l'agriculture.

Une technique récente utilisant ces bases mathématiques a été développée pour améliorer la précision des estimations. Elle consiste à déformer l'espace géographique et déterminer ainsi la meilleure localisation des postes météorologiques pour appliquer les modèles d'interpolation (Monestiez et al., 1993). Cette



méthode a été utilisée pour établir des champs pluviométriques dans le Sud-Est de la France ; elle donne des résultats satisfaisants, mais son application en routine n'est pas encore opérationnelle, le choix des paramètres contrôlant les déformations étant délicat.

La méthode Aurelhy, mise au point à Météo-France (Bénichou et Le Breton, 1987) et appliquée en routine pour obtenir des cartes des précipitations à grande échelle, établit une relation linéaire entre la variable interpolée et les caractéristiques topographiques, puis effectue un krigeage simple sur les résidus. Des recherches ont été conduites pour appliquer cette méthode de spatialisation aux champs thermiques (Huard, 1993), mais elles n'ont pas été poursuivies pour des applications opérationnelles. Des études récentes ont montré que la prise en compte des types de temps permettait d'améliorer les cartographies des champs pluviométriques (Bénichou, 1990 et 1994). Des méthodes de désagrégation sont ainsi de plus en plus développées afin d'utiliser les informations acquises à grande échelle (types de temps) pour obtenir des renseignements sur la variabilité spatiale de données à plus petite échelle (Bardossy et Plate, 1992). La plupart de ces études ont porté jusqu'à présent sur la pluie ; il y a peu de travaux concernant la température de l'air.

Objectif de l'étude

Aussi notre objectif est-il de proposer une méthode d'interpolation des températures journalières de l'air qui permette d'obtenir des estimations suffisamment précises sur de larges surfaces, afin de fournir des données d'entrée plus réalistes aux modèles de culture, tel le modèle GOA évoqué plus haut. Pour cela, nous avons choisi d'introduire l'information sur les types de temps en émettant l'hypothèse que les variations spatiales de la température à l'échelle régionale (dans notre cas, une région de 150 x 250 km) sont conditionnées par le type de circulation atmosphérique (que nous noterons CA par la suite). On conçoit aisément que, suivant la direction du vent dominant, les corrélations spatiales entre stations peuvent être différentes (par temps de mistral par exemple, les écarts de température entre deux stations varient selon la localisation de celles-ci et leur situation perpendiculaire ou parallèle à l'axe du Rhône).

À partir d'un jeu de 152 stations réparties dans le Sud-Est de la France, nous avons utilisé la technique du krigeage ordinaire sur les données journalières, en cherchant à conditionner le système de pondération obtenu pour chaque journée au type de circulation atmosphérique de la journée, afin de définir des ambiances thermiques régionales caractéristiques des principaux types de temps.

MATÉRIEL ET MÉTHODE

Les données pour les types de temps

Ces données dérivent des sorties de modèles de prévision météorologique à grande échelle (Émeraude pour le début de 1993, Arpège à partir de novembre 1993) couvrant l'ensemble de l'Europe et centrées sur la France. Parmi les sorties de ces modèles, quinze variables sont classées de façon automatique à Météo-France, dont les géopotentiels à différents niveaux (1 000 hPa, 700 hPa, 500 hPa, etc.). Chaque classe correspond à une configuration typique de circulation atmosphérique (Bénichou, 1985). La classification automatique repose sur un algorithme de type « nuées dynamiques » et considère les valeurs des variables prévues exprimées aux 100 points de grille du domaine étudié (la distance entre chaque point étant de 380 km à 60° de latitude Nord) à 12 h UTC. Le signal que l'on cherche à mettre en évidence pour ces classifications est à l'échelle synoptique sur l'Europe. Dix classes sont proposées pour chaque variable (figure 1). Parmi les différents champs analysés, ce sont les géopotentiels (1 000, 700, 500 hPa) qui sont le plus souvent utilisés pour caractériser le type de circulation, car ils sont fortement corrélés aux conditions climatiques observées en surface, en particulier avec la pluie. Bénichou (1990) note que la répartition spatiale de la pluie peut s'expliquer en termes d'influence prépondérante de certaines classes de champ à 700 hPa. Il observe que « *ce champ, une fois classé, est un des meilleurs prédicteurs de l'occurrence de la pluie sur la France* ». Cependant, il constate aussi qu'il peut y avoir une certaine variabilité du champ le plus explicatif en fonction des saisons et des régions ; il peut en effet y avoir combinaison entre certains types de temps et le relief : suivant la direction des flux, certaines chaînes de montagnes peuvent être contournées ou non, et des effets de blocage ou d'assèchement s'observent ainsi en fonction de ces circulations atmosphériques.



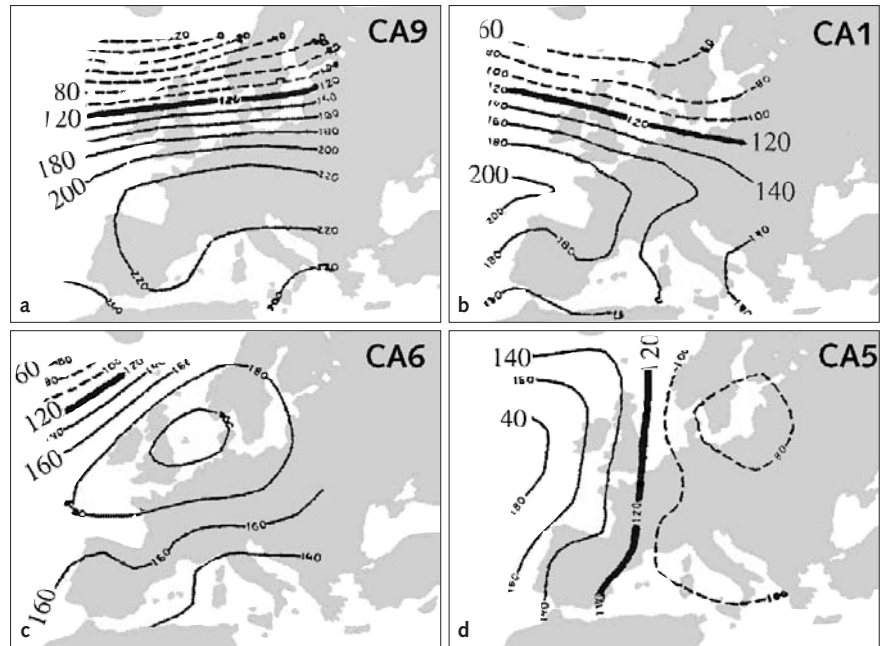


Figure 1 - Exemples de configurations des classes les plus fréquentes issues du géopotential à 1 000 hPa (isolignes cotées en mgp).

- a) Type anticyclonique avec persistance de froid en hiver (CA 9).
- b) Type anticyclonique tendance océanique (CA 1).
- c) Type anticyclonique avec flux d'est sur le Sud-Est de la France (CA 6).
- d) Type méridien, dépression sur l'Europe de l'Est (CA 5).

Des corrélations entre la température et les données issues du géopotential à 700 hPa ont aussi été analysées par Knapp (1992) et Huard (1993). D'autres auteurs (Klein et Buishard, 1995 ; Mizrahi, 1996) ont plutôt considéré le géopotential à 1 000 hPa pour analyser la variabilité spatiale des précipitations. Pour notre étude, nous avons donc travaillé avec les classes issues de ces deux variables (1 000 et 700 hPa) sur une période de deux ans : 1993-1994. On pourrait envisager dans le futur d'analyser l'apport de combinaisons d'autres variables classées. Nous disposons donc pour chaque jour de valeurs codées allant de 1 à 10 pour chaque variable, valeurs identiques pour l'ensemble des stations de la région d'étude. Compte tenu du nombre de classes et de l'échelle spatiale concernée (synoptique), on peut déjà se demander si l'échelle des types de temps est adaptée à notre région d'étude. Il est évident que des spécificités du Sud-Est, telles que les anticyclones avec mistral ou tramontane, ne seront pas distinguées, bien que leur influence sur les variations de la température ne soit pas négligeable. Il s'agit donc d'apprécier dans notre étude si les grandes tendances des circulations atmosphériques analysées à grande échelle permettent d'expliquer les modifications des champs thermiques à l'échelle régionale.

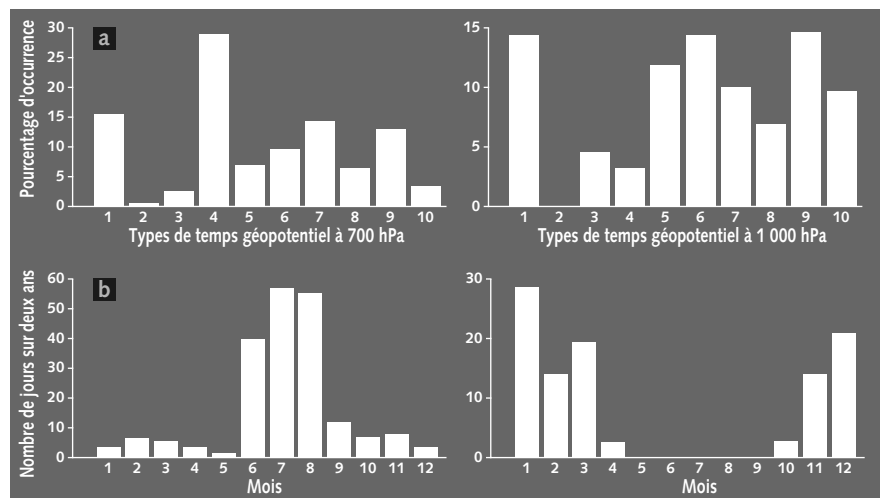


Figure 2.
 a) Distribution des classes de types de temps des géopotentials à 700 et à 1 000 hPa sur deux ans.
 b) Répartitions des classes 4 du géopotential à 700 hPa (à gauche) et 9 du géopotential à 1 000 hPa (à droite) suivant les douze mois de l'année.



Une analyse de la fréquence d'apparition des différentes classes montre que certains types de temps représentent plus de 30 % des situations rencontrées au cours des deux années étudiées (par exemple, le type 4 du géopotential à 700 hPa, qui correspond à un anticyclone typique d'été), alors que d'autres configurations sont très rarement présentes (figure 2a). La répartition des classes est liée aux saisons, certains types de temps étant plus fréquents en été, d'autres en hiver (figure 2b). Les variations temporelles des classes du géopotential à 1 000 hPa sont plus fréquentes que celles à 700 hPa (figure 3). Ce dernier niveau est en effet moins fluctuant, car il est moins influencé par le relief et les conditions de surface, telles que la proximité de la mer. On observe ainsi la même classe 4 pour le géopotential à 700 hPa plus de 30 jours consécutifs en été.

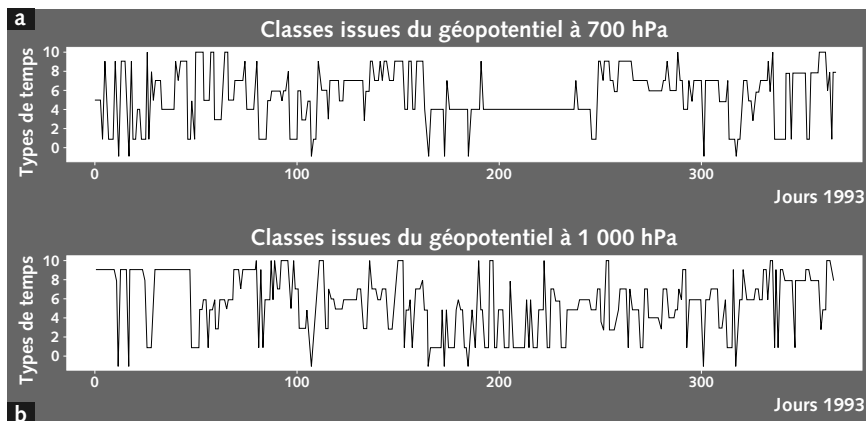


Figure 3 - Variation temporelle journalière des classes de types de temps des géopotentiels à 700 et 1 000 hPa en 1993 (en abscisse les jours juliens de 1993, en ordonnée les codes correspondant aux classes).

Les données des stations météorologiques

Nous disposons des températures minimales et maximales journalières sur deux ans (1993-1994) pour 152 postes météorologiques du réseau synoptique de Météo-France, sur une région qui couvre 150 x 250 km dans le Sud-Est de la France (figure 4). Sur ce total, 62 stations ont été sélectionnées pour l'étalonnage des modèles. Ces postes correspondent aux stations synoptiques et automatiques dites de type 0, 1 ou 2, c'est-à-dire permettant la fourniture des données en temps réel. Les 90 autres stations ont été réservées pour la validation. Ces stations correspondent aux postes de type 3 ou 4 qui sont, soit des stations automatiques en temps différé, soit des stations tenues par des bénévoles. Cette partition répond à un objectif fixé par Météo-France⁽¹⁾ d'interpoler en temps réel les températures

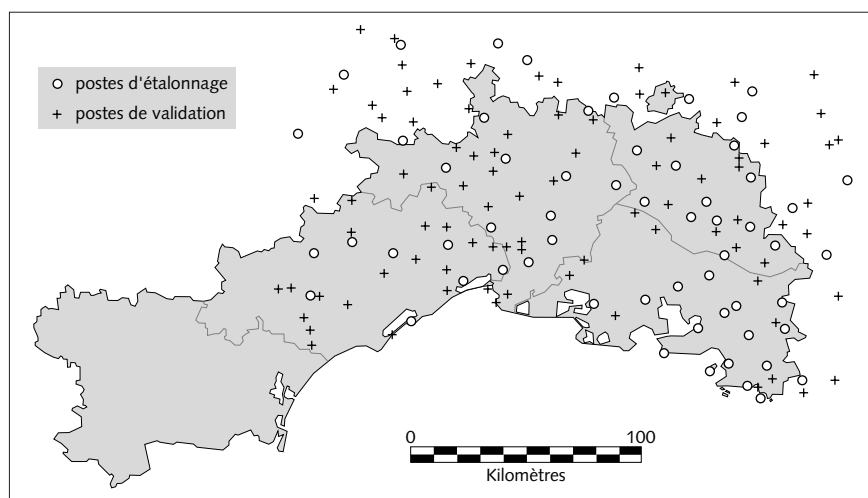


Figure 4 - Localisation des stations météorologiques.

(1) Les données météorologiques nous ont été fournies par Météo-France, car cette étude s'insère également dans un projet de comparaison de méthodes d'interpolation.



pour des postes dépourvus de mesures en temps réel. Les deux jeux de données présentent des caractéristiques similaires (tableau 1). Les altitudes les plus élevées correspondent aux Cévennes avec 1 567 m pour le mont Aigoual (premier jeu de données) ; les valeurs les plus basses se situent en bordure de mer et dans la vallée du Rhône. Des tests statistiques ont été effectués (comparaison des moyennes et des variances des deux distributions et analyse de variance à deux facteurs sur les valeurs journalières maximales) et montrent que les deux groupes de données ne sont pas significativement différents. La répartition spatiale des stations est homogène pour les deux ensembles qui couvrent bien toute la région. Pour cette étude, nous nous sommes intéressés, dans un premier temps, uniquement aux températures maximales, car ce sont les données les plus utilisées dans les modèles agrométéorologiques estimant l'évaporation des surfaces. Elles sont le plus souvent reliées aux températures de surface mesurées en milieu de journée par satellite.

	Tx 62 (90) °C	z 62 (90) m
Min	-8,3 (-6)	1 (1)
Max	39,6 (40,6)	1 567 (1 047)
Moyenne	18,8 (18,8)	292 (284)
Écart type	7,9 (8)	300 (284)

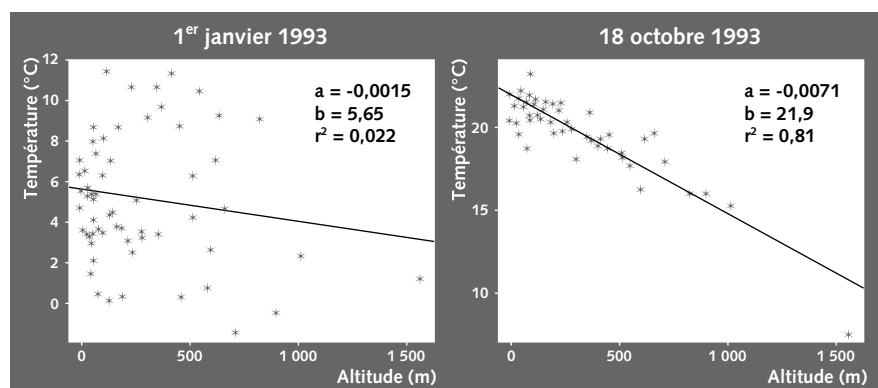
Tableau 1 - Caractéristiques moyennes des deux jeux de données utilisés : 62 postes pour l'étalonnage, (90 pour la validation). Tx : Température maximale journalière sur 1993-1994 ; z : altitude des postes en mètres.

TRAITEMENTS EFFECTUÉS SUR LES DONNÉES

Correction de l'effet de l'altitude sur la température

Les principaux écarts de température entre stations sont dus à la différence d'altitude entre postes (par exemple entre Montpellier [140 m] et le mont Aigoual [1 567 m], l'écart moyen de température est de 11 °C avec un maximum qui peut atteindre jusqu'à 17 °C). Afin d'éliminer cet effet du relief sur la température, et comme nous ne disposons pas de modèle numérique de terrain permettant de caractériser plus précisément l'environnement des stations, nous avons choisi d'effectuer une correction simple en ramenant l'ensemble des stations au niveau de la mer par l'application d'un coefficient résultant de l'étude de la régression

Figure 5 - Relations obtenues entre Tair (i) et z(i) pour deux journées tirées au hasard (Tair (i) = az(i) + b, où i représente les stations et z l'altitude en m).



linéaire entre les températures journalières Tair et l'altitude z des 62 postes. Le coefficient global obtenu en considérant toutes les journées étudiées (soit 730 jours sur deux ans) est de -0,66 °C/100 m, ce qui est proche de la valeur le plus couramment utilisée et citée dans la littérature (tableau 2). Pour des journées isolées, ce coefficient exprimant la pente de la régression varie (figure 5). Certains

jours présentent un coefficient de corrélation élevé avec des points bien resserrés autour de la droite de régression, d'autres en revanche montrent une forte dispersion. Nous avons donc cherché à analyser si ces différences pouvaient s'expliquer par les circulations atmosphériques, afin d'affiner éventuellement notre correction. Nous avons trié les journées suivant les types de temps et les saisons, et calculé la pente de la régression entre T_{air} et z de chaque journée pour chacune des situations (figure 6a). La distinction des types de temps par saison résulte de l'analyse de la distribution des classes selon les mois (voir figure 2 a et b) et d'observations faites par différents auteurs (Bénichou, 1990 ; Courault et al., 1995) sur l'influence variable des types de temps dans l'année. Ainsi, un retour d'est au printemps peut entraîner des températures froides et des gels importants pour l'agriculture, alors qu'en été les variations de température sont moins marquées et ont peu de conséquences. Les groupes de journées ainsi triées n'apparaissent pas homogènes ; on observe une variabilité des coefficients plus ou moins importante suivant les types de temps. Les valeurs moyennes des pentes varient suivant les types de temps de $-0,43$ à $-0,84$ °C/100 m pour les classes du géopotential à 1 000 hPa (tableau 2) et de $-0,62$ à $-0,76$ °C/100 m pour les classes du géopotential à 700 hPa. Nous n'avons reporté dans le tableau 2 que les valeurs obtenues pour une saison, l'automne, afin de ne pas alourdir la lecture des résultats ; les coefficients obtenus pour les autres saisons sont présentés par Armand (1996). Cette différence de coefficients entraîne des écarts importants de température ramenée au niveau de la mer : ainsi, une station située à 600 m d'altitude ayant une température de 15 °C aura une température équivalente au niveau de la mer de 17,5 °C ou de 20 °C suivant le type de temps considéré et la saison. Soulignons cependant que cette méthode de correction de l'effet de l'altitude sur les températures n'est qu'une première approche très simplifiée, en raison essentiellement des données dont nous disposons (l'altitude et les températures à 2 m aux stations).

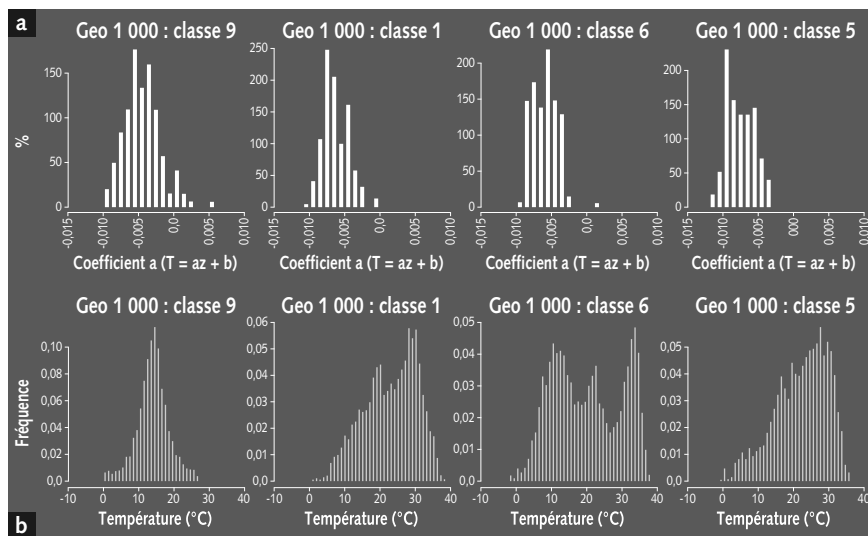


Figure 6 - a) Distribution des coefficients de pente a pour les principales classes de types de temps issues du géopotential à 1 000 hPa ; b) Distribution des températures maximales journalières associées à ces classes.

	Tous les jours	Tri des jours suivant les classes CA géopotential 1 000 hPa				Tri des jours d'automne suivant les classes géopotential 1 000 hPa			
		CA 9	CA 1	CA 6	CA 5	CA 9	CA 1	CA 6	CA 5
Coef. a (°C/100m)	-0,66	-0,54	-0,65	-0,62	-0,75	-0,43	-0,64	-0,57	-0,84
Coef. de détermination r ²	0,11	0,52	0,6	0,57	0,65	0,48	0,66	0,56	0,8
Nombre de jours	730	117	116	114	95	41	25	25	9

Tableau 2 - Coefficients de la pente de la régression $T_{air} = az + b$ et coefficients de détermination obtenus pour les différentes situations étudiées. (CA : classe de circulation atmosphérique ; pour les autres saisons, voir Armand, 1996).

Cette méthode de correction pourrait être améliorée en prenant en compte d'autres paramètres comme la nébulosité et la stabilité verticale ou en calculant des gradients verticaux sur des zones homogènes à l'aide des données de radio-sondage ou des sorties de modèle. En effet, au voisinage du sol et dans la couche limite de surface (CLS), les profils thermiques varient de façon logarithmique avec l'altitude ; ils se creusent plus ou moins suivant l'état de la surface, l'humidité et la stabilité atmosphérique (notons que ce dernier paramètre est plus important à prendre en compte pour les températures minimales que pour les maximales). La diminution de 0,6 °C par 100 m concerne la couche atmosphérique au-dessus de la CLS. Lorsque le temps n'est pas très beau, le gradient thermique peut être considéré comme constant. En revanche, par beau temps et vent faible, il est nécessaire de prendre en compte l'influence de l'instabilité sur le profil vertical, mais cela nécessite d'avoir plus de données météorologiques (rayonnement, vent, température et humidité) et d'informations globales sur la surface (rugosité, résistance à l'évapotranspiration). Il faut ensuite intégrer le tout dans un modèle de bilan énergétique (Carrega, 1994 ; Cellier et al., 1995). Le modèle de correction devient alors plus complexe. Une autre piste pour prendre en compte ces effets de l'altitude sur la température est de caractériser l'environnement des postes météorologiques (pente, exposition, situation d'encaissement, etc.) à partir d'un modèle numérique de terrain ou MNT (Carrega, 1994). On peut alors utiliser des méthodes semblables à Aurelhy (Bénichou et Le Breton, 1987) ou à celles proposées par Douguédroit et de Saintignon (1974), l'acquisition d'un MNT à maille suffisamment fine (≤ 1 km) étant nécessaire pour la mise en œuvre de ces méthodes. Des travaux restent à faire pour améliorer ce point. Néanmoins, il faut être conscient qu'il y a un choix à faire entre établir un modèle le plus précis possible requérant alors le plus souvent de nombreux paramètres et des données complémentaires (et dans ce cas plus difficile à transposer sur d'autres zones) ou choisir un modèle généralisable à n'importe quelle situation qui demande peu de données d'entrée ou des paramètres facilement accessibles partout. Un compromis doit être trouvé en fonction des objectifs et de la précision visés. Pour notre étude, compte tenu des données dont nous disposons, nous avons choisi une approche simplifiée.

Analyse spatiale des températures

Calcul des semi-variogrammes

Afin de mieux comprendre les différentes étapes nécessaires pour interpoler les températures, nous présentons un bref rappel sur la méthode de krigeage utilisée (voir également l'annexe en fin d'article).

La première étape est le calcul de semi-variogrammes auxquels on ajuste un modèle qui décrit la structure spatiale de la variable étudiée. Pour chaque couple de stations, l'écart suivant est calculé :

$$\gamma_{i,i'} = \frac{1}{2n} \sum_{j=1}^n (T_{x_{ij}} - T_{x_{i'j}})^2$$

où j représente les jours, i et i' un couple de stations à une distance h . Les représentations les plus fréquentes sont des semi-variogrammes empiriques où tous les couples ayant une même distance sont moyennés. Ce n'est pas ce qui est fait ici puisque, dans un premier temps, on garde $\gamma_{i,i'}$ pour les couples de stations ayant une même distance, sans les moyennés, afin d'en étudier aussi la dispersion.

Des semi-variogrammes sont ainsi calculés pour chaque classe fondée sur les types de temps et les saisons. Différents cas sont étudiés selon les données de température utilisées :

- les données brutes sans correction de l'altitude (figure 7a),
- les données corrigées de l'altitude en appliquant un coefficient constant, de -0,66 °C/100 m, tous les jours (figure 7b),
- les données corrigées de l'altitude en appliquant un coefficient variable a_j suivant la classe atmosphérique (figures 7b et 7c).

Dans ces deux derniers cas, les températures $T_{i,0}$ correspondent aux stations ramenées au niveau de la mer par la relation :

$$T_{i,0} = T_{i,j} - a_j z_i$$



L'analyse visuelle des semi-variogrammes ainsi obtenus montre que la dispersion des points et les valeurs de γ diminuent lorsque les températures sont corrigées de l'effet de l'altitude, mais ne diminuent plus ensuite suivant le type de correction d'altitude effectuée (coefficient constant tous les jours ou variable suivant le type de temps) ou suivant la distinction des journées par type de temps ou par saison (figure 7c). Dans ce dernier cas, le nombre de jours pris en compte dans le calcul de γ diminue, ce qui peut expliquer en partie cette dispersion encore importante (l'analyse des semi-variogrammes n'est plus alors visuelle, mais repose sur le critère de la variance de γ). La dispersion du nuage de points est due à deux causes qui s'ajoutent : l'une est la variabilité « naturelle » de chaque γ (dépendant de la longueur de la série prise en compte pour un cas stationnaire) et l'autre la non-stationnarité que l'on cherche à réduire. En triant les

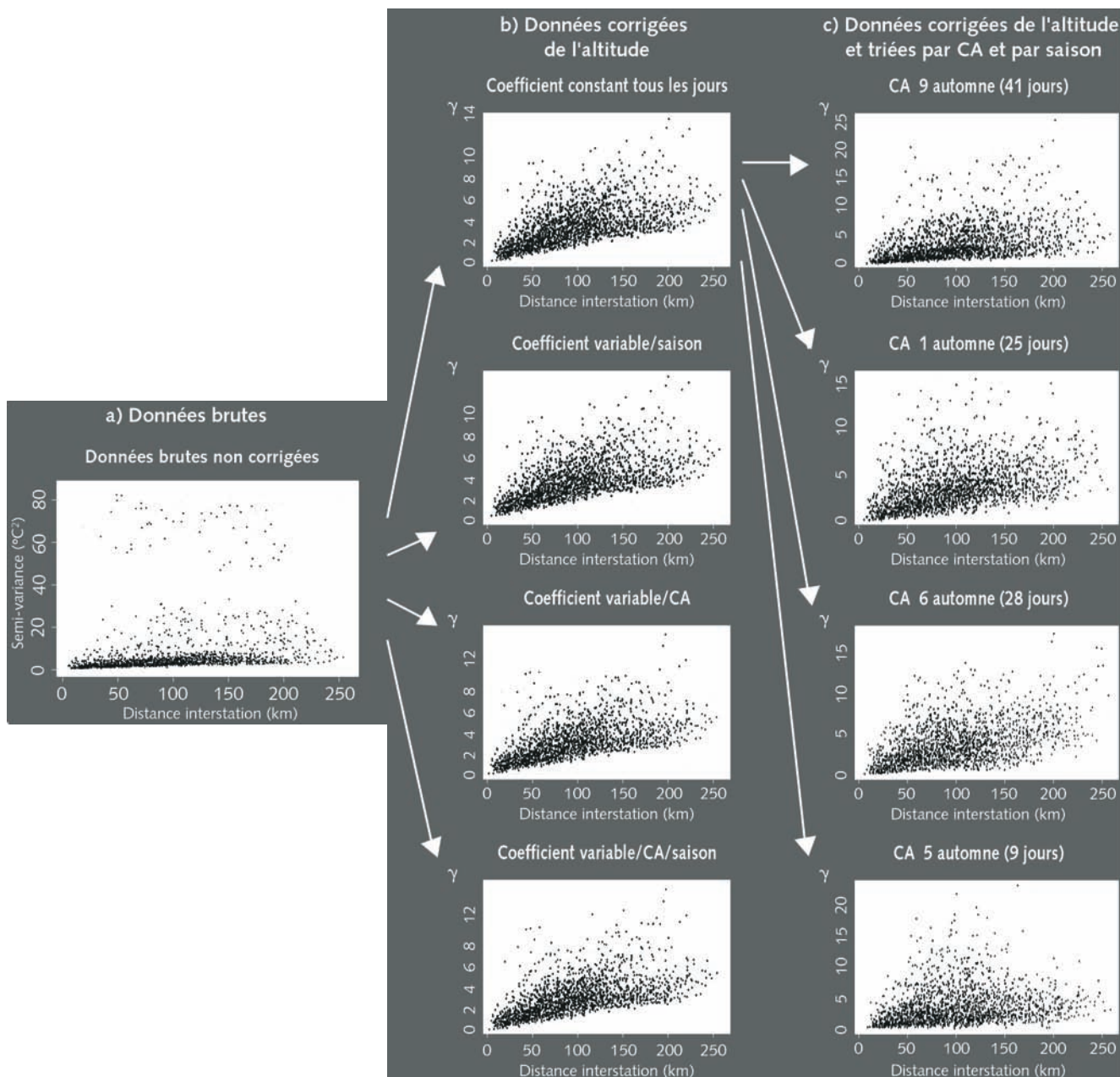


Figure 7.
 a) Semi-variogramme effectué sur les valeurs journalières des températures maximales de l'air sans correction d'altitude (62 stations, 730 jours).
 b) Semi-variogrammes effectués sur les valeurs journalières des températures maximales de l'air avec correction de l'altitude (62 stations, 730 jours) en appliquant différents coefficients.
 c) Semi-variogrammes effectués sur les valeurs journalières des températures maximales de l'air corrigées de l'altitude et triées suivant les types de temps et les saisons (62 stations, nombre de jours pris en compte variable).



jours par type de temps, on réduit le second terme (sous l'hypothèse qu'il y a stationnarité à l'intérieur d'une même classe), mais on augmente le premier car la série est plus courte. Il n'y a pas de dérive temporelle car on ne calcule pas d'écart entre dates, les jours étant simplement mélangés pour un même groupe. Si les journées même triées ont un comportement différent, cela peut aussi contribuer à la dispersion importante des semi-variogrammes. La correction simplifiée de l'altitude proposant un même coefficient pour toutes les journées d'un même groupe n'est peut-être pas adaptée pour certaines journées, d'où une hétérogénéité encore importante.

Ces observations confirment la remarque précédente concernant les distributions des journées suivant les classes de circulations atmosphériques : les groupes définis ne sont pas homogènes, les journées d'un même sous-ensemble ne pouvant pas être considérées comme les répétitions d'un même phénomène (figure 6b). Des semi-variogrammes ont été également calculés suivant des directions particulières (nord-sud, est-ouest), mais ils ne montraient pas de différences suffisamment marquées pour distinguer ces cas d'étude. Nous avons donc considéré des situations isotropes pour la suite de ce travail.

Ajustement d'un modèle spatial

L'étape suivante consiste à ajuster un modèle à chaque semi-variogramme calculé, modèle qui permet de décrire la structure spatiale de la température. Dans la plupart des cas, un modèle de type exponentiel s'ajuste bien au nuage de points obtenu. La valeur de la **portée**, qui représente la distance à partir de laquelle il n'y a plus de corrélation spatiale entre les stations pour la température

de l'air, est un paramètre que l'on estime dans le modèle et qui varie entre 150 et 300 km selon les cas étudiés. Certaines situations présentent des modèles linéaires (figure 8a) avec un effet de pépité (ordonnée à l'origine non nulle) de l'ordre de 0,5 °C² qui peut s'expliquer, soit par l'erreur sur la mesure de la température, soit par une variabilité spatiale inférieure à la distance échantillonnée entre deux stations (soit 6 km). Les paramètres des modèles sont différents pour chaque type de situation atmosphérique (figure 8a et b). Il faut signaler que ceux-ci sont déterminés par une méthode de régression non linéaire ajustée par les moindres carrés. Le modèle est choisi en se guidant sur l'analyse des données lissées. On élimine ainsi la dispersion des points afin d'observer plus nettement l'allure de la courbe lissée et de déterminer s'il y a une tendance plutôt linéaire ou exponentielle. Le choix de la forme se fait à la fois visuellement sur le variogramme empirique lissé et en tenant compte du modèle qui présente le meilleur compromis entre le coefficient de corrélation le plus élevé et l'erreur standard la plus faible. Ainsi, pour la figure 7b, le semi-variogramme obtenu à partir des températures corrigées de l'altitude a été modélisé par une fonction exponentielle de la forme :

$$\gamma = b + a \cdot \left[1 - \exp\left(-\frac{3h}{p}\right) \right]$$

où b représente la pépité (dans ce cas $0,27 \pm 0,18$ °C²), p la portée ajustée (330 ± 42 km), a le palier moins la pépité ($5,99 \pm 0,24$ °C²). Le coefficient de détermination est de 0,36 et l'erreur standard de 1,51 °C² par rapport au variogramme brut.

La difficulté principale est de savoir si ces modèles sont significativement différents entre eux. Les points (représentant des écarts entre deux stations) étant dépendants, il n'y a pas de méthode statistique simple pour répondre à cette question. Une façon de contourner ce problème est d'appliquer à une même journée les différents modèles et de comparer les valeurs prédictives obtenues pour chacun d'entre eux sur le jeu de validation, en refaisant l'opération sur plusieurs journées afin d'avoir des résultats statistiquement significatifs. Même si cette méthode ne permet pas de tester réellement si les modèles sont significativement différents, c'est un bon critère de choix qui permet de tester l'efficacité des modèles sur les prédictions de température qui nous intéressent ici. Nous présentons les résultats obtenus par cette méthode dans la partie validation.

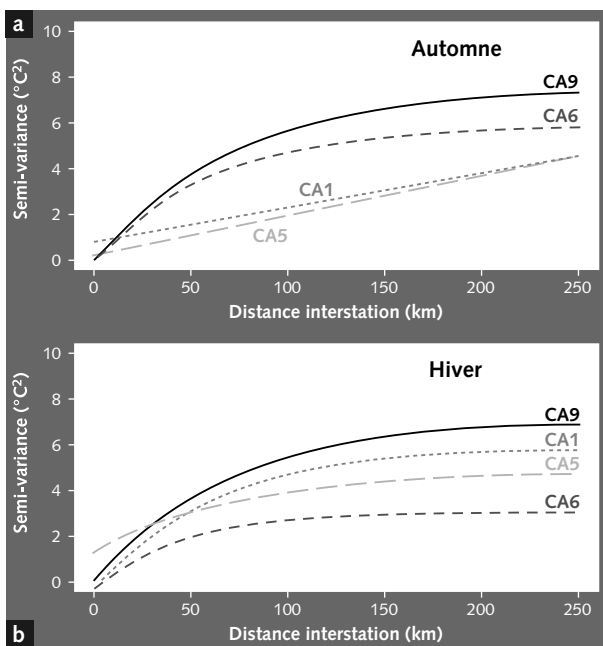


Figure 8 - Modèles ajustés aux semi-variogrammes en considérant les données corrigées de l'altitude et triées suivant les saisons par type de temps.

a) En automne pour les principales classes issues du géopotential à 1 000 hPa.

b) En hiver pour les mêmes classes à 1 000 hPa.



ÉTABLISSEMENT DE CARTES DE TEMPÉRATURE

Nous avons utilisé la méthode du krigeage ordinaire pour établir des cartes de température pour chaque type de temps, avec comme condition de non-biais que la moyenne est supposée constante sur un petit voisinage, ce qui revient à un filtrage local. Il n'y a pas prise en compte de dérive linéaire. Nous n'avons pas considéré non plus l'altitude comme dérive externe. L'ensemble de la zone d'étude a été découpé en carrés de 10 km de côté. La température maximale journalière est estimée à chaque point de grille en tenant compte du système de pondération appliqué à chaque station et déterminé par les modèles ajustés aux semi-variogrammes. Les cartes de température obtenues pour les configurations les plus fréquentes du géopotential à 1 000 hPa sont illustrées figure 9, pour quelques journées tirées au hasard. Pour l'ensemble des cartes, l'estimation de la variance est de l'ordre de 1 à 2 °C. Ces cartes ont été obtenues en utilisant les

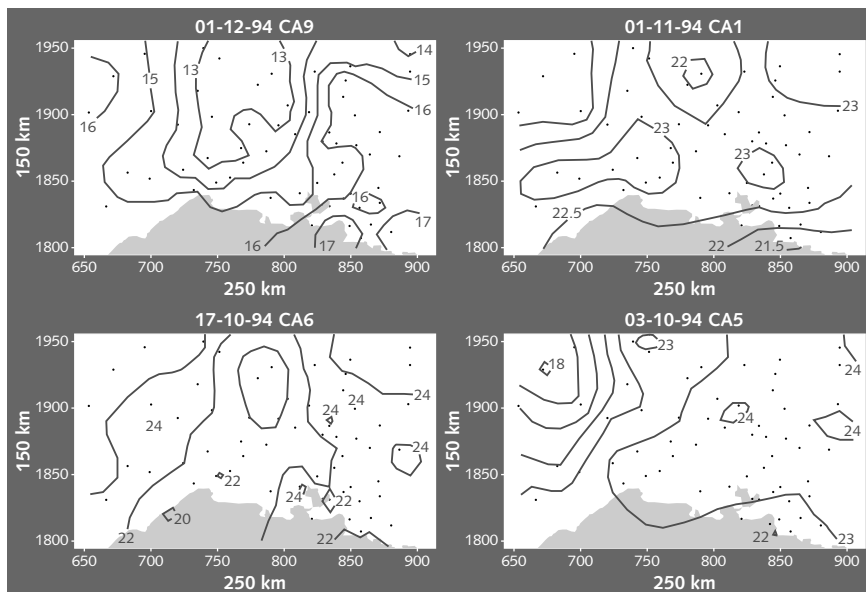


Figure 9 - Exemples de cartes de température obtenues par krigeage ordinaire pour les principales classes de circulations atmosphériques issues du géopotential à 1 000 hPa en automne.

températures observées aux 62 stations ramenées au niveau de la mer et les modèles correspondant aux variogrammes calculés sur les journées triées par type de temps et par saison (figures 7c et 8a). Le sens et l'amplitude des gradients thermiques diffèrent suivant le type de circulation atmosphérique (de 2 à 6 °C suivant les situations). Pour chaque configuration, ces écarts ne sont pas les mêmes suivant les saisons. La figure 10 présente des cartes correspondant aux températures moyennes saisonnières obtenues pour la classe 9 du géopotential à 1 000 hPa (type anticyclonique). Les températures, dans cet exemple, ne sont pas corrigées de l'altitude, les modèles utilisés étant ceux calculés sur les journées triées par type de temps et par saison (non présentés dans cet article, voir Armand, 1996). Si l'on excepte le gradient thermique bien marqué observé au nord-ouest pour toutes les cartes et dû au mont Aigoual, les écarts de température varient de 4 °C au printemps à 6 °C en hiver.

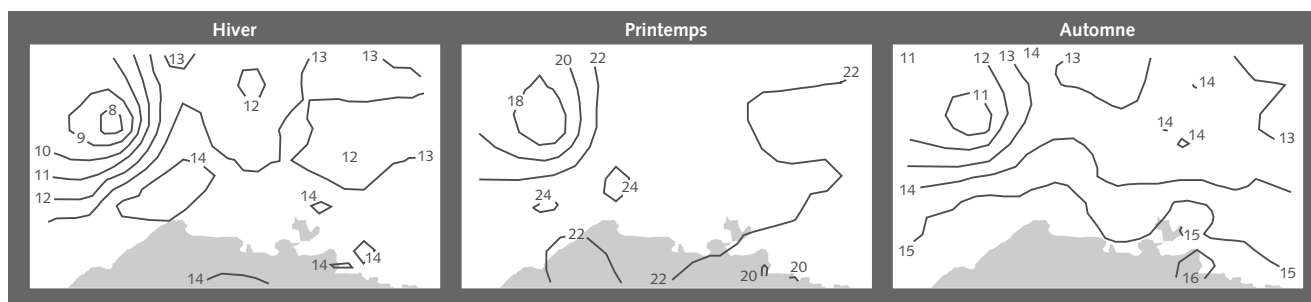


Figure 10 - Cartes de température moyenne saisonnière obtenues par krigeage pour le même type de temps (CA9 du géopotential à 1 000 hPa) à des saisons différentes.

Validation de la méthode

Afin de pouvoir estimer la précision des interpolations, on estime les températures journalières aux 90 stations non prises en compte dans l'élaboration des semi-variogrammes et l'ajustement des modèles. Les températures observées à ces 90 postes de validation sont comparées aux températures interpolées par les différents modèles obtenus pour chaque situation (figure 11). Ces modèles ont été élaborés, rappelons-le, à partir des températures observées aux 62 postes d'étalonnage. Les calculs des erreurs standard (l'erreur standard correspond à la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne) sont effectués sur des journées tirées au hasard pour chaque configuration et sur les valeurs moyennes des groupes de journées (Armand, 1996). La figure 11 montre quelques exemples de journées étudiées. La précision des estimations varie de 0,6 °C à 2 °C suivant les journées et les classes considérées et les coefficients de corrélation vont de 0,26 à 0,86. L'erreur la plus importante observée correspond au type de temps 9 du géopotential à 1 000 hPa, qui est le plus fréquemment rencontré sur les deux années étudiées. L'erreur la plus faible est observée pour les situations avec perturbations qui peuvent s'accompagner de vents forts pouvant expliquer l'homogénéisation des températures. Il faut cependant noter que les perturbations peuvent aussi créer des gradients horizontaux importants (voir figure 9). Ces valeurs d'erreurs standard variables reflètent l'hétérogénéité des journées au sein d'un même groupe trié suivant le type de temps et la saison.

Sensibilité du choix du modèle

Afin de comparer l'effet des modèles ajustés aux semi-variogrammes sur la précision des températures estimées, nous avons appliqué chacun de ces modèles à la même journée pour estimer les températures aux 90 stations. Nous évaluons par cette approche le gain de précision sur les températures interpolées lorsque l'on trie les journées le plus finement possible. Les résultats obtenus pour quelques journées tirées au hasard sont illustrés dans le tableau 3. La deuxième colonne de ce tableau présente les erreurs standard calculées pour quatre journées lorsque l'on applique le même modèle aux données (celui considérant l'ensemble des journées sans correction d'altitude, figure 7a). La troisième colonne montre les erreurs obtenues lorsque l'on corrige les valeurs de l'altitude (modèles correspondant aux variogrammes ajustés, figure 7b). On observe que les écarts types de prédiction calculés (erreurs aux points de validation) diminuent lorsque les températures sont corrigées de l'effet de l'altitude. Une diminution de l'erreur standard de l'ordre de 0,4 à 0,7 °C est observée, ce qui n'est pas négligeable pour des valeurs de température journalière. En revanche, le tri des journées suivant les saisons et les types de temps (colonnes 4 et 5) n'améliore que très faiblement la précision des estimations (de l'ordre de quelques centièmes de degrés. Les erreurs standard présentées dans la colonne 5 sont calculées en effectuant pour la même journée quatre simulations à partir des modèles obtenus par type de temps et par saison, similaires à ceux illustrés figure 8.

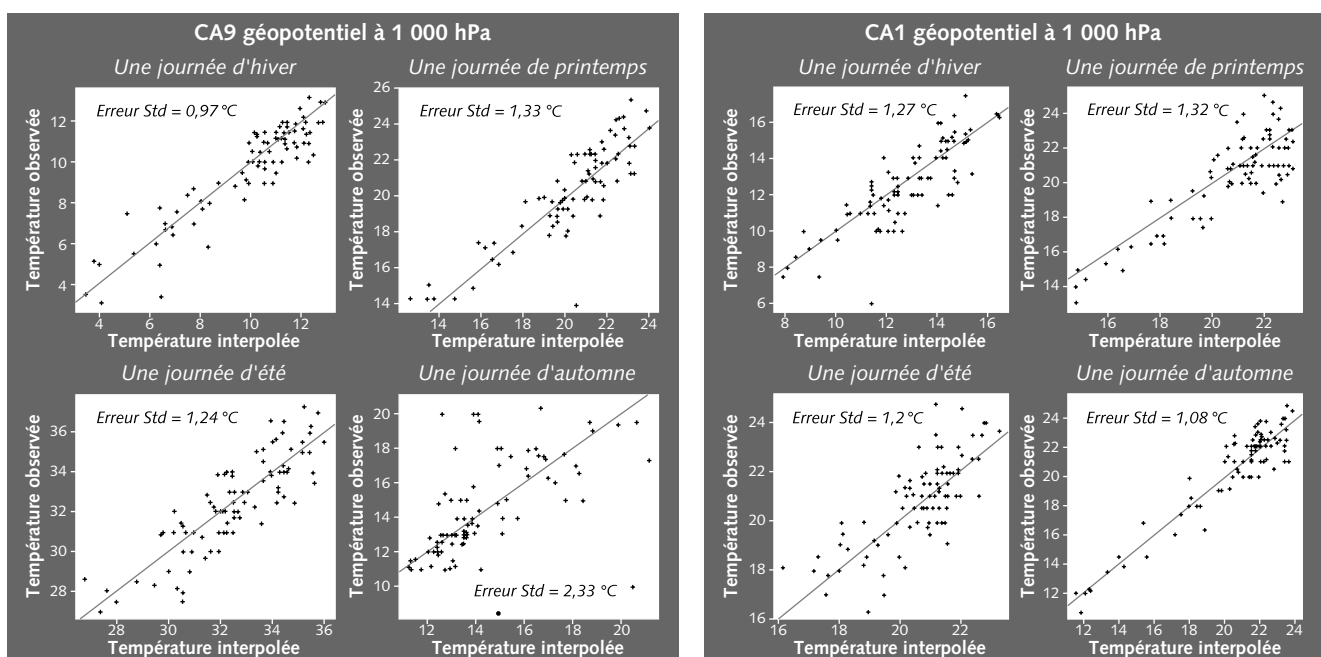


Figure 11 - Comparaison des températures observées aux 90 postes de validation à celles simulées par krigeage pour quelques journées tirées au hasard.

Journées tirées au hasard	Données brutes sans correction	Données corrigées de z - coef. constant - coef. variable par CA	Corrigées de z, triées par CA - CA* du jour j - CA différente du jour j	Corrigées de z, triées par CA et par saison - CA et saison pour le jour j - saison différente
10.02.94	1,62	1,09	1,09 (CA6*)	1,09 (CA6)
		1,10	1,10 (CA9)	1,11
			1,10 (CA1)	1,12
			1,15 (CA5)	1,15
11.04.94	1,75	1,2	1,18 (CA1*)	1,18 (CA1)
		1,15	1,18 (CA6)	1,19
			1,20 (CA5)	1,18
			1,21 (CA9)	1,20
26.04.94	2,22	1,82	1,81 (CA5*)	1,80 (CA5)
		1,80	1,83 (CA1)	1,81
			1,82 (CA6)	1,81
			1,85 (CA9)	1,82
04.12.94	1,20	0,95	0,93 (CA9*)	0,93 (CA9)
		0,93	0,94 (CA6)	0,94
			0,94 (CA1)	0,95
			0,96 (CA5)	0,99

Tableau 3 - Erreurs standard (exprimées en °C) calculées pour quelques journées en appliquant différents modèles ajustés aux semi-variogrammes.
(z : altitude ; CA : classe de circulation du géopotential à 1000 hPa).

DISCUSSION ET CONCLUSION

Notre étude visait à améliorer les interpolations spatiales de la température journalière de l'air par la prise en compte des types de temps issus des classifications automatiques de Météo-France. Nous avons établi, pour les principales configurations, des cartes des champs thermiques qui montrent des variations à la fois dans le sens et l'amplitude des gradients sur la région Sud-Est, variations qui peuvent s'expliquer par les tendances des grands types de circulation atmosphérique (sens des flux, influence océanique...). Néanmoins, les journées triées suivant la saison et le type de temps ne pouvant pas être considérées comme les répétitions d'un même phénomène, les groupes restent hétérogènes, ce qui explique les variations observées au niveau des précisions obtenues (de 0,6 à 2 °C suivant les journées). Cette constatation nous amène naturellement à nous demander si la classification des types de temps utilisée n'est pas trop synthétique (dix classes seulement) en couvrant un domaine trop large (l'ensemble de l'Europe) pour aborder les variations climatiques de surface. Les spécificités régionales rencontrées sur le Sud-Est, telles que des anticyclones avec mistral ou tramontane, ne sont en effet pas différenciées par cette classification. Une piste pourrait être d'utiliser des classifications de types de temps sur d'autres champs (humidité...) ou de combiner ces informations entre elles.

Différentes classifications existent dans la littérature. Les plus utilisées (Lamb, 1972 ; Hess et Brezowsky, 1977) distinguent entre 27 et 29 principaux types de circulations atmosphériques sur l'Europe occidentale. Mais l'inconvénient de ces classifications est qu'elles requièrent une analyse d'expert en météorologie, et sont donc difficiles à utiliser en routine pour des applications opérationnelles ou en mode prévisionnel. Des travaux récents de Bardossy et al. (1995) proposent une alternative entre ces deux approches de classification, automatique ou par expert : l'utilisateur définit les configurations typiques pour la région étudiée en positionnant les centres d'action sur un fond de carte géoréférencé ; puis toutes les journées sont triées de façon automatique à partir d'algorithmes fondés sur des règles floues en considérant les sorties de modèles de prévision (type géopotential à 700 hPa). Cette méthode demande une bonne connaissance des principaux types de temps de la région pour définir les classes de référence, mais permet d'obtenir quotidiennement toutes les journées classées. Nos travaux s'orientent aujourd'hui vers cette dernière approche qui semble plus adaptée à notre zone d'étude et devrait permettre d'améliorer les estimations spatiales de la température de l'air.



ANNEXE

Quelques bases sur le krigeage

Sachant que l'on dispose sur une région donnée de plusieurs stations où l'on connaît la température, on souhaite estimer la température en n'importe quel point x_0 de la région. On construit ainsi un estimateur de la température de l'air qui s'écrit sous la forme d'une combinaison linéaire :

$$Z_0^* = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i)$$

$Z(x)$ est une fonction aléatoire des températures de l'air et $z(x)$ une réalisation sur une station ; z_0^* est la valeur estimée. Les coefficients λ_i (pondérateurs) ne dépendent pas des valeurs de $z(x_i)$ prises par la variable $Z(x_i)$, mais seulement des covariances entre $z(x_i)$ et Z_0^* .

• La première condition à remplir est que l'estimateur Z_0^* doit être non biaisé, c'est-à-dire : $E[Z_0^*] = E[Z(x_0)]$. La somme des poids λ_i doit être égale à 1. La variance de l'erreur en x_0 s'écrit :

$$E [(Z(x_0) - Z_0^*)^2] = - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j \gamma(x_i, x_j) + 2 \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(x_0, x_i)$$

$\gamma(x_i, x_j)$ est la valeur du modèle ajusté de variogramme pour la paire de stations x_i, x_j .

• La deuxième condition est la minimisation de la variance de l'erreur en respectant la contrainte $\sum \lambda_i = 1$. Cela implique d'annuler la dérivée partielle pour chaque λ_i et d'introduire un paramètre de Lagrange μ pour la contrainte. Le système de krigeage s'écrit sous forme matricielle de la manière suivante :

$$[A].[λ] = [B]$$

$[λ]$ est la matrice des pondérateurs que l'on recherche, $[B]$ correspond aux valeurs théoriques du variogramme :

$$[λ] = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \dots \\ \lambda_i \\ \dots \\ \lambda_n \\ -\mu \end{bmatrix} \quad [B] = \begin{bmatrix} \gamma(x_1, x_0) \\ \dots \\ \gamma(x_i, x_0) \\ \dots \\ \gamma(x_n, x_0) \\ 1 \end{bmatrix}$$

$[A]$ est la matrice de krigeage qui s'écrit comme suit :

$$[A] = \begin{bmatrix} \gamma(x_1, x_1) & \dots & \gamma(x_1, x_i) & \dots & \gamma(x_1, x_n) & 1 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \gamma(x_i, x_1) & \dots & \gamma(x_i, x_i) & \dots & \gamma(x_i, x_n) & 1 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \gamma(x_n, x_1) & \dots & \gamma(x_n, x_i) & \dots & \gamma(x_n, x_n) & 1 \\ 1 & \dots & 1 & \dots & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

Le vecteur des coefficients λ_i et l'erreur de l'estimation σ_{k0}^2 peuvent être obtenus en inversant la matrice $[A]$:

$$[λ] = [A]^{-1}.[B]$$

La variance d'erreur minimale σ_{k0}^2 est donnée par :

$$\sigma_{k0}^2 = [B^T].[λ]$$



Remerciements

Nous remercions l'équipe d'agrométéorologie de Météo-France de nous avoir fourni les données météorologiques (types de temps et températures journalières) nécessaires à cette étude qui s'insère dans deux projets coordonnés par Météo-France : comparaison de méthodes d'interpolation et projet Éclat (proposé par le ministère de l'Environnement) sur la régionalisation des effets climatiques. Nous remercions également les deux experts anonymes pour leurs remarques constructives qui nous ont permis de clarifier cet article, ainsi que Patrick Bénichou (Météo-France), Frédéric Huard (Inra bioclimatologie, Avignon) et Pierre Cellier (Inra bioclimatologie, Grignon) qui ont répondu avec gentillesse à toutes nos questions.

BIBLIOGRAPHIE

- Armand C., 1996 : Analyse des variations spatiales et temporelles des températures de l'air à l'échelle régionale. Rapport de fin d'études DUT statistiques-informatique STID Vannes, Inra, Avignon, 60 p. + annexes.
- Bardossy A. et E. J. Plate, 1992 : Space time model for daily rainfall using atmospheric circulation patterns. *Water Resour. Res.*, 28, 5, 1247-1259.
- Bardossy A., L. Duckstein et I. Bogardi, 1995 : Fuzzy rule-based classification of atmospheric circulation patterns. *Int. J. Climatol.*, 15, 1087-1097.
- Bénichou P., 1985 : Classification automatique de configurations météorologiques sur l'Europe occidentale. Note de travail du SCEM n° 18, Météo-France, Toulouse, 156 p. (Travail réédité en 1995 : monographie n° 8, Météo-France, Paris, 94 p.).
- Bénichou P., 1990 : Circulation générale, précipitations et topographie régionale. Applications cartographiques et prévisionnelles. Météo-France, SCEM, Division climatologie, Toulouse, 298 p.
- Bénichou P., 1994 : Comportements systématiques d'un modèle de prévision à méso-échelle en vue de la désagrégation des sorties d'un modèle de climat. Rapport final du programme de recherche Éclat : régionalisation des effets climatiques. Ministère de l'Environnement - Météo-France, Paris, 55-72.
- Bénichou P. et O. Le Breton, 1987 : Prise en compte de la topographie pour la cartographie des champs pluviométriques statistiques. *La Météorologie* 7^e série, 19, 23-34.
- Brisson A., D. King, M. Nicoulaud, F. Ruget, D. Ripoche et R. Darthoud, 1992 : A crop model for land suitability evaluation: a case study of the maize crop in France. *European J. Agronomy*, 1, 3, 163-175.
- Carrega P., 1994 : Analyse spatiale quantitative et appliquée. Topoclimatologie et habitat. Revue de géographie du Laboratoire d'analyse spatiale R. Blanchard, n° 35-36, UFR Espaces et cultures, université de Nice, 408 p.
- Cellier P., P. Robin et A. Olioso, 1995 : Bilan d'énergie et microclimats en situation de relief. Actes de l'école Chercheurs Inra en bioclimatologie, Le Croisic, 3-7 avril 1995. Tome 1 : de la plante au couvert végétal. Éditions Inra, 505-517.
- Chauvet P., J. Pailleux et J.-P. Chiles, 1976 : Analyse objective des champs météorologiques par cokrigage. *La Météorologie* 6^e série, 4, 37-54.
- Courault D., D. Mabit, P. Monestiez et R. Delécolle, 1995 : Influence des types de circulations atmosphériques sur les variations spatiales et temporelles de la température de l'air à l'échelle régionale. Colloque sur l'étude des phénomènes spatiaux en agriculture. Éditions Inra n° 78, 301-309.
- Delécolle R., F. Ruget et D. Ripoche, 1995 : Possible effects of climate change on wheat and maize crops in France. *American Society of Agronomy*, 59, 241-257.
- Douguédroit A. et M.-F. de Saintignon, 1974 : À propos des Alpes françaises du Sud, un nouveau mode de représentation des températures moyennes en montagne : l'orothermogramme. *Revue de géographie alpine*, 62, 2, 205-217.
- Fury R. et D. Joly, 1995 : Interpolation spatiale à maille fine des températures journalières. *La Météorologie* 8^e série, 11, 36-43.
- Hess P. et H. Brezowsky, 1977 : Katalog der grosswetterlagen Europas (1881-1976). Deutscher Wetterdienst, Offenbach, Allemagne.
- Huard F., 1993 : Approches théoriques de la spatialisation des variables climatiques à partir de la discrétisation du relief français. Thèse de doctorat de l'université de Caen, 255 p.



- Hudson G. et H. Wackernagel, 1994 : Mapping temperature using kriging with external drift: theory and example from Scotland. *Int. J. Climatol.*, 14, 77-91.
- Hutchinson M. F., 1993 : A new method for spatial interpolation of meteorological variables from irregular network applied to the estimation of monthly mean solar radiation, temperature, precipitation and windrun. UNU workshop on need for climatic and hydrologic data in agriculture of South-East Asia, Canberra, Australie, décembre 1983, CSIRO Dev. Water resour. techn. Memo n° 89, 95-104.
- Klein Tank A. M. G. et T. A. Buishard, 1995 : Transformation of precipitation time series for climate change impact studies. Scientific report WR 95-01, KNMI, De Bilt, Pays-Bas, 63 p.
- Knapp P. A., 1992 : Correlation of 700 mb height data with seasonal temperature trends in the Great Basin (Western USA): 1947-1987. *Climate Research*, 2, 65-71.
- Lamb H. H., 1972 : *British isles weather types, a register of circulation patterns, 1861-1971*. Meteorological Office, Londres, Royaume-Uni, 85 p.
- Lebel T., A. Amani et J.-D. Taupin, 1994 : La pluie : une variable rebelle à la régionalisation. Dixièmes journées hydrologiques, Montpellier, 12-13 septembre 1994. Éditeur Orstom, 189-208.
- Meylan P., 1986 : Régionalisation de données entachées d'erreurs de mesure par krigeage. *Hydrol. continent*, 1, 1, 25-34.
- Mizrahi F., 1996 : Saisonnalité des fortes précipitations journalières dans le Centre-Est français. Publications de l'Association internationale de climatologie, 9, 93-99.
- Monestiez P., P. D. Sampson et P. Guttorp, 1993 : Modeling of heterogeneous spatial correlation structure by spatial deformation. *Cahiers de géostatistique*, 3, 35-46.
- Ruget F., B. Nicoullaud, J. Lorgeou, N. Brisson, P. Gate, D. Ripoché, D. King, R. Delécolle, J. Daroussin, L. Ngonlo et P. Clastre, 1995 : Délimitation de zones aux potentialités équivalentes en France et dans la Communauté européenne pour optimiser les réseaux d'expérimentation des variétés. Blé et maïs. Rapport Inra, Avignon, 52 p. + 17 planches.
- Seguin B., S. Baelz, J.-M. Monget et V. Petit, 1982 : Utilisation de la thermographie IR pour l'estimation de l'évaporation régionale. II : résultats obtenus à partir de données satellites. *Agronomie*, 2, 2, 113-118.
- Söderström M. et B. Magnusson, 1995 : Assessment of local agroclimatological conditions - a methodology. *Agricult. forest and meteorol.*, 72, 243-260.
- Wackernagel H., 1995 : *Multivariate geostatistics*. Springer-Verlag, Berlin, 256 p.

