

Régimes de temps : Impacts et Prévisibilité

Guillem CANDILLE, Ouranos/université McGill, 2003-04
avec la collaboration de *G. Brunet*, RPN/SMC et *J. Derome*, université McGill

Table des matières

1	Introduction	3
2	Définitions des régimes de temps	3
2.1	Définition statistique des régimes par EOF	3
2.2	Persistance temporelle des EOF	5
2.3	Comparaison avec une définition dynamique des régimes	7
3	Impacts régionaux des régimes AO et PNA	9
3.1	Température de surface	9
3.2	Vents à 10 mètres et puissance éolienne potentielle	12
3.3	Précipitations	16
4	Présentation d'un modèle simplifié	19
5	Prévision d'ensemble avec un modèle simplifié	19
5.1	Diagnostics PDF2D	20
5.2	Diagnostics probabilistes	22
5.2.1	la variable centrée réduite : VCR	22
5.2.2	le score de Brier	23
5.2.3	la valeur économique	26
6	Prévisions d'ensemble : perturbations des forçages	29
7	Conclusions et discussions	33

1 Introduction

On peut difficilement nier que l'activité humaine est restreinte, voire guidée, par l'activité géophysique. Malheureusement, on ne prend souvent conscience de ce fait que lors d'événements dits extrêmes (tremblements de terre, éruptions volcaniques, inondations, canicules, tempêtes ...).

La prévision climatique régionale à l'échelle saisonnière connaît un certain intérêt de par ses impacts socio-économiques. Le fait de pouvoir prévoir une tendance sur quelques mois de certaines variables de surfaces peuvent s'avérer très utiles pour la société, les pouvoirs publics ou des industriels. On peut penser par exemple aux vents pour la production d'énergie éolienne, ou à la température et aux précipitations pour l'approvisionnement des barrages hydro-électriques.

Prévoir de telles variables de surfaces requiert des modèles de circulation atmosphérique décrivant des processus physiques de surface complexes. L'aspect chaotique des modèles de circulation atmosphérique peut induire une grande divergence de prévision par rapport aux conditions initiales. De plus, notre méconnaissance des processus physiques intervenant à la surface induit une erreur modèle. Ces 2 phénomènes combinés induisent une faible prévisibilité des variables de surfaces considérées. Pour pallier à cette incertitude de prévision, on cherche à produire des prévisions d'ensembles, qui permettent surtout de lisser les incertitudes liées aux conditions initiales. Mais produire une prévision d'ensemble saisonnière de grande envergure, avec un modèle à physique complexe et une résolution numérique fine, demeure très coûteux.

On s'intéresse alors aux régimes de temps globaux. Pour cette étude, on regarde évidemment les régimes atmosphériques de l'hémisphère nord (partie 2).

Dans un premier temps (partie 3), on cherche à mettre en évidence des liens entre l'apparition de certains de ces régimes et les variations des variables de surfaces : dans quelle mesure une configuration globale influe-t-elle sur le climat régional ?

L'avantage de travailler sur ces régimes de temps est que l'on possède des modèles simples de circulation atmosphérique, *i.e.* sans les processus physiques de surface et ayant une faible résolution numérique, capables de les prévoir (partie 4). Ces derniers permettent surtout de produire diverses expériences de prévisions d'ensembles (parties 5 et 6). On espère ainsi améliorer la prévisibilité des régimes de temps, par exemple en quantifiant l'incertitude de prévision à l'échelle saisonnière, ou en extrayant des informations probabilistes pertinentes des ensembles produits.

2 Définitions des régimes de temps

Dans cette partie, nous définissons statistiquement des régimes de temps nord hémisphériques et nous en comparons la pertinence avec des régimes dynamiquement définis dans la littérature.

2.1 Définition statistique des régimes par EOF

La présente étude se fonde sur une analyse statistique de données librement distribuées par le NCAR/NCEP. Ce sont des moyennes mensuelles provenant du jeu de réanalyses NCEP. Ce dernier nous permet d'étendre notre étude sur une période de 51 hivers entre 1948 et 1999.

Les régimes de temps sont définis ici sur la couronne nord hémisphérique 20N-85N par la méthode de décomposition en EOF (*Empirical Orthogonal Function*, Preisendorfer 1988) de la variabilité inter saisonnière (décembre-janvier-février, DJF) de la hauteur du géopotential à 700 mb (Z700). Cette variable est communément choisie pour ce genre d'étude car elle représente correctement l'état de la circulation atmosphérique.

La figure 1 montre les 2 premières composantes principales issues de cette décomposition. La première composante EOF1 est identifiée au régime appelé *Arctic Oscillation* (AO, Thompson et Wallace 1998 et 2000, Ambaum *et al.* 2001) et la seconde à la configuration *Pacific North American* (PNA, Wallace and Gutzler 1981).

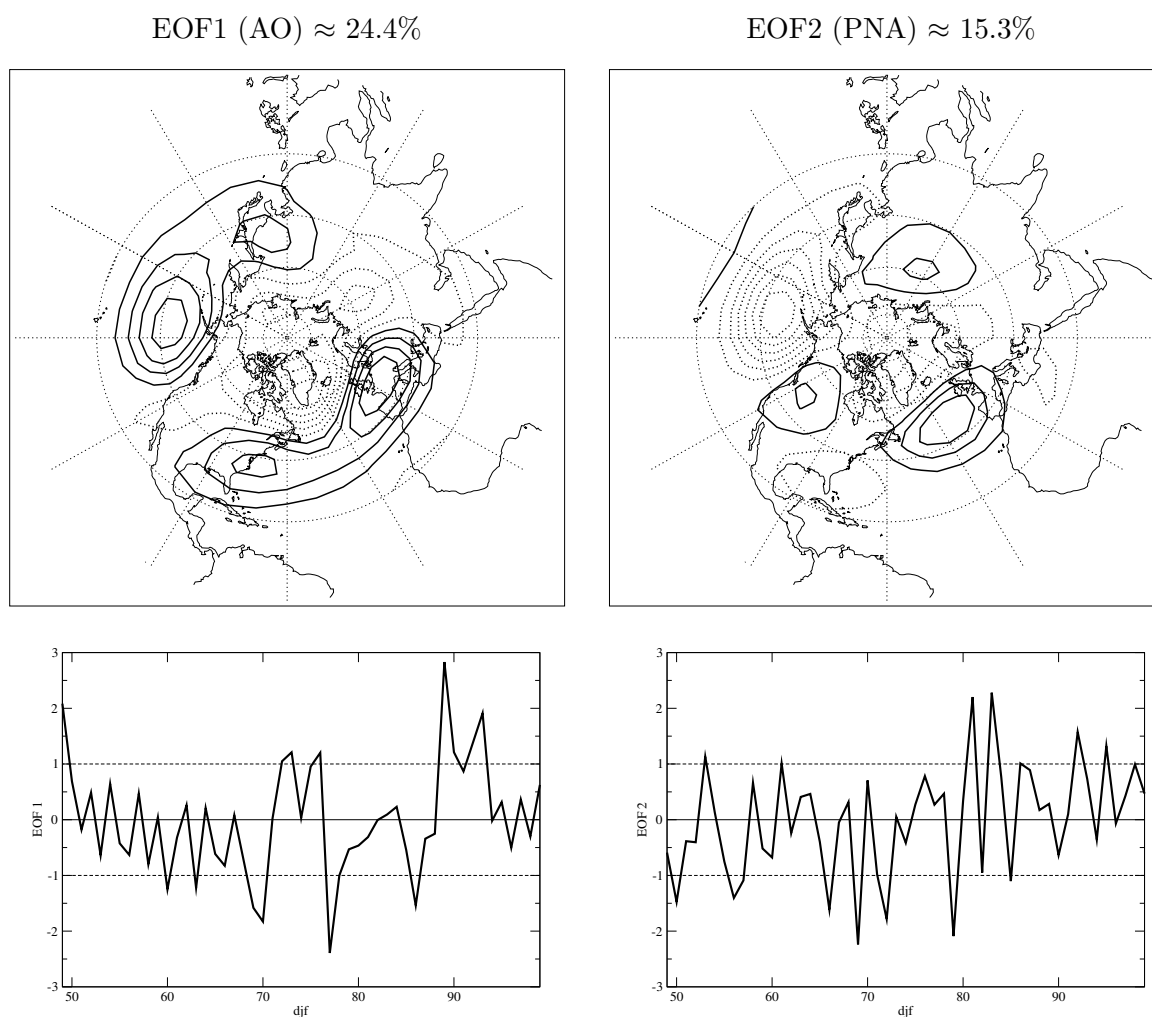


FIG. 1 – 1ère ligne : 2 premières EOF avec le pourcentage de variabilité inter-hivernale qu'elles représentent. 2nde ligne : indices chronologiques des EOF (hivers DJF en abscisse) normalisés à 1 écart type.

Nous voyons que les configurations AO et PNA expriment respectivement 24.4% et 15.3% de la variabilité totale de l'atmosphère. D'un point de vue plus général, on peut exprimer plus de 67% de la variabilité totale avec les 5 premières EOF, plus de 86.6% avec les 10 premières EOF et plus 95.2% avec les 17 premières EOF.

Les indices chronologiques présentés ici sont la projection de chaque année sur chacune des composantes principales. Ils représentent l'intensité du régime lors de la saison considérée. Nous avons un signal fort, et donc un hiver fortement influencé par le régime AO ou

PNA, quand l'indice est en dehors de l'intervalle $[-1,1]$. Sous hypothèse de normalité de la distribution des indices (pas forcément réaliste), cela représenterait environ 32% des cas les plus extrêmes. En pratique, cela représente 27% des cas pour la configuration AO et 29% des cas pour la configuration PNA (voir le tableau 1 de la partie 3).

2.2 Persistance temporelle des EOF

Comme nous le verrons plus loin, on cherche à comparer les régimes définis précédemment, sur une base saisonnière avec des données de moyennes mensuelles, avec des régimes définis sur une base quotidienne. On s'intéresse alors à la persistance temporelle des EOF, *i.e.* on veut savoir si le fait de changer l'échelle temporelle dans l'analyse de la variabilité atmosphérique modifie les configurations des premières composantes principales de la décomposition en EOF.

Pour cela, on considère désormais les données quotidiennes issues des réanalyses NCEP. Afin d'être cohérent avec les comparaisons présentées dans la section suivante (2.3), l'étude de variabilité s'effectue ici sur les 37 périodes hivernales entre 1948 et 1987. On fait varier notre échelle temporelle de 30 jours (mensuel) à 1 jour (quotidien), en regardant l'échelle intermédiaire de 10 jours (décadaire). Les 2 premières EOF ainsi obtenues sont représentées sur la figure 2.

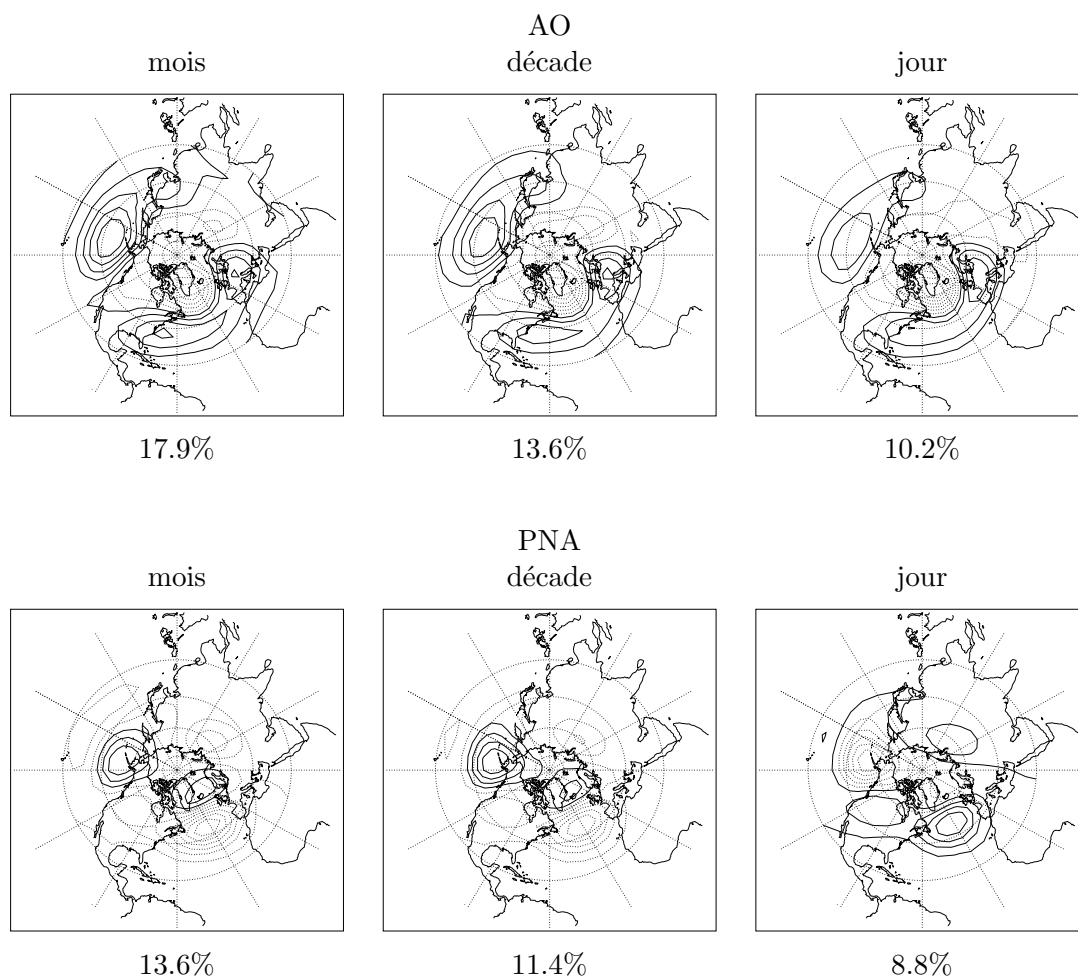


FIG. 2 – Patrons et fractions de la variabilité totale des régimes AO et PNA pour une variabilité mensuelle, décadaire et quotidienne.

Le constat principal est que l'on observe effectivement une persistance dans la configuration des régimes ainsi définis malgré le changement de l'échelle temporelle. Par contre, la proportion de la variabilité exprimée par les 2 premières EOF diminue : cela confirme simplement que la variabilité quotidienne est plus grande que la variabilité saisonnière (Shukla 1981).

Afin d'approfondir la comparaison entre les régimes obtenus aux différentes échelles temporelles, on s'intéresse à la réponse à ces régimes d'une autre variable. On choisit la température à 850 *mb* (T850), qui est représentative de la circulation atmosphérique. On calcule alors les composites des anomalies de cette variable sur les périodes "extrêmes" de chaque régime, *i.e.* les périodes où l'écart de l'indice AO ou PNA est supérieur à 1 écart-type. La figure 3 illustre un exemple de la signature de la variable T850 sur la configuration AO positive (AO+, $indice(AO) > 1$). La zone grisée représente les anomalies significatives à 95%.

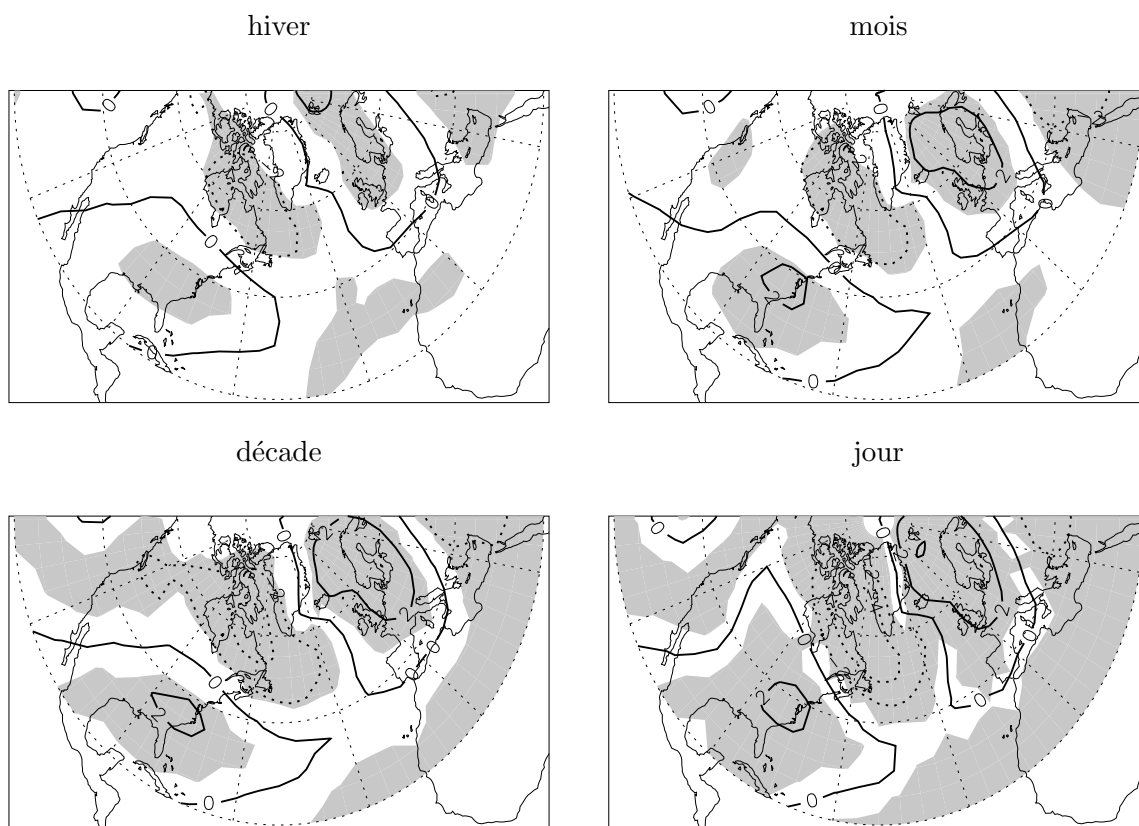


FIG. 3 – Composites des anomalies de température à 850 *mb* sur les régimes définis AO+ des EOF saisonnière, mensuelle, décadaire et quotidienne.

On constate que la signature atmosphérique reste identique malgré le changement d'échelle temporelle. Les zones statistiquement significatives croissent continûment entre le cas saisonnier et quotidien simplement par l'augmentation du nombre d'éléments permettant le calcul des composites.

On peut aussi s'attarder sur une signature "croisée" de la variable T850 sur les régimes présentés, *i.e.* regarder l'impact en terme d'anomalies quotidiennes de température du régime quotidien (FIG. 2, 3e colonne) et du régime saisonnier (FIG. 1). La figure 4 montre

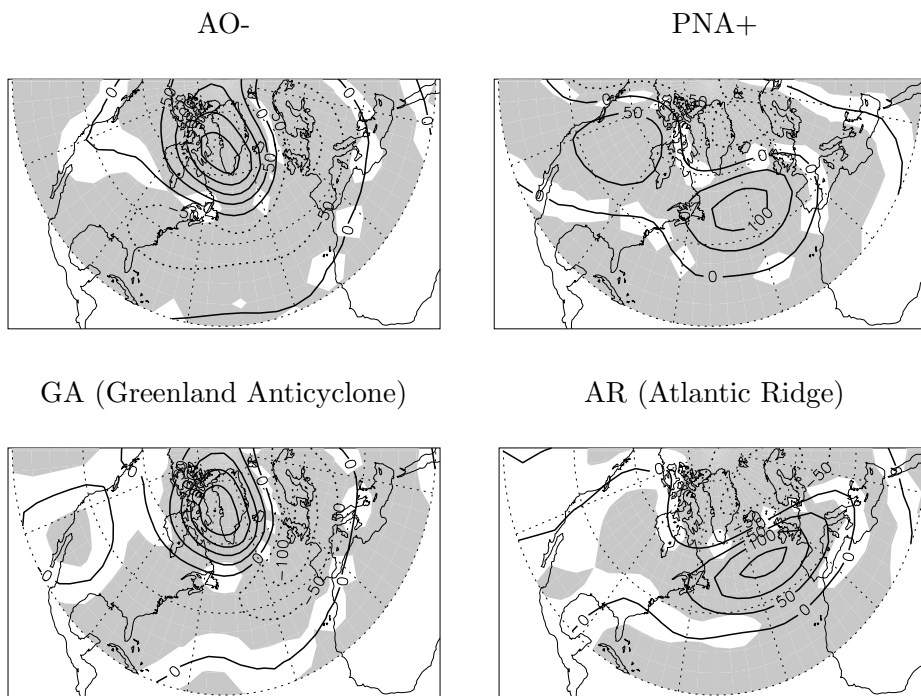


FIG. 5 – Projections des anomalies quotidiennes de la variable Z500 sur les patrons statistiques (EOF quotidiennes, FIG. 2) et dynamiques (Vautard 1990).

On s'intéresse aussi à la comparaison des impacts sur la variable atmosphérique T850, présentée sur la figure 6.

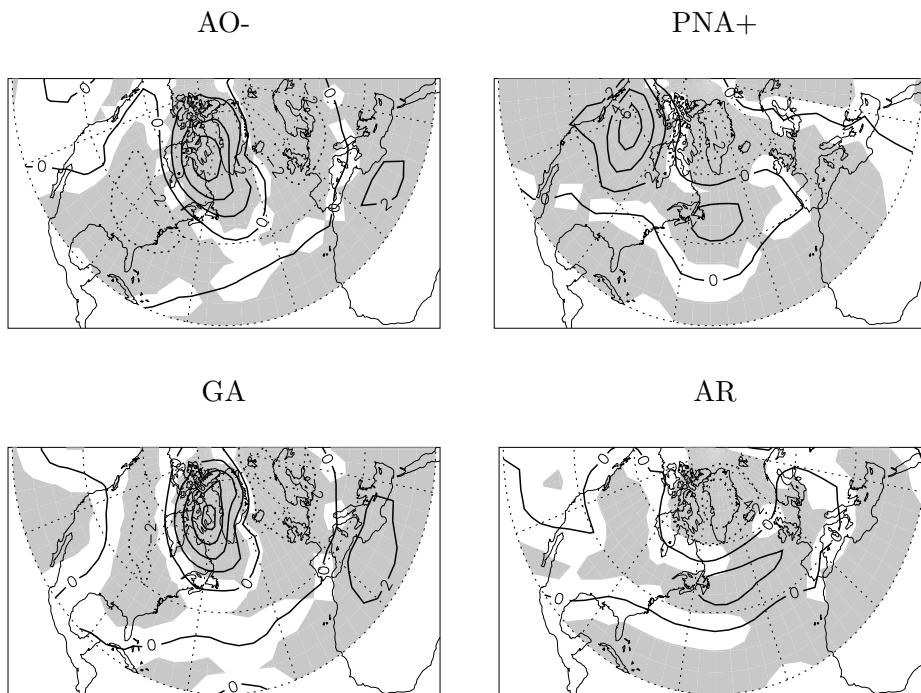


FIG. 6 – *Idem* FIG. 5 pour la variable T850.

Le signal observé avec les configurations statistiques semble aussi pertinent que celui constaté sur les régimes dynamiques, avec même une meilleure signification statistique (plus large zone ombragée).

Conclusion : pour toute la suite de l'étude, on considère les régimes AO et PNA définis en terme de variabilité inter hivernale à partir des données NCEP mensuelle sur 51 hivers.

3 Impacts régionaux des régimes AO et PNA

Cette partie montre le lien entre les régimes de circulation globale de l'hémisphère nord et le climat régional d'Amérique du Nord et plus particulièrement du Québec.

En reprenant les régimes AO et PNA représentés sur la figure 1, on répertorie les années positives et négatives de chaque configuration (table 1).

AO-	60 63 69 70 77 86
AO+	49 72 73 76 89 90 92 93
PNA-	50 56 57 66 69 72 79 85
PNA+	53 61 81 83 86 92 95

TAB. 1 – Récapitulatifs des années sélectionnées pour chacun des 4 régimes considérés d'après les indices chronologiques de la figure 1.

Les résultats présentés dans cette partie sont les composites d'anomalies significatives à 95% de certaines variables de surfaces (températures, vents, précipitations) relatives aux années répertoriées ci-dessus.

3.1 Température de surface

La température de surface est exprimée en degré Kelvin K . Les cartes 7 et 8 représentent les anomalies significatives de températures sur le Québec, liées aux années sous influences AO- ou AO+. La résolution horizontale est de 1.25×1.25 degrés. On présente les anomalies des moyennes hivernales, puis le détail des anomalies mensuelles de chacun des mois de l'hiver.

hiver

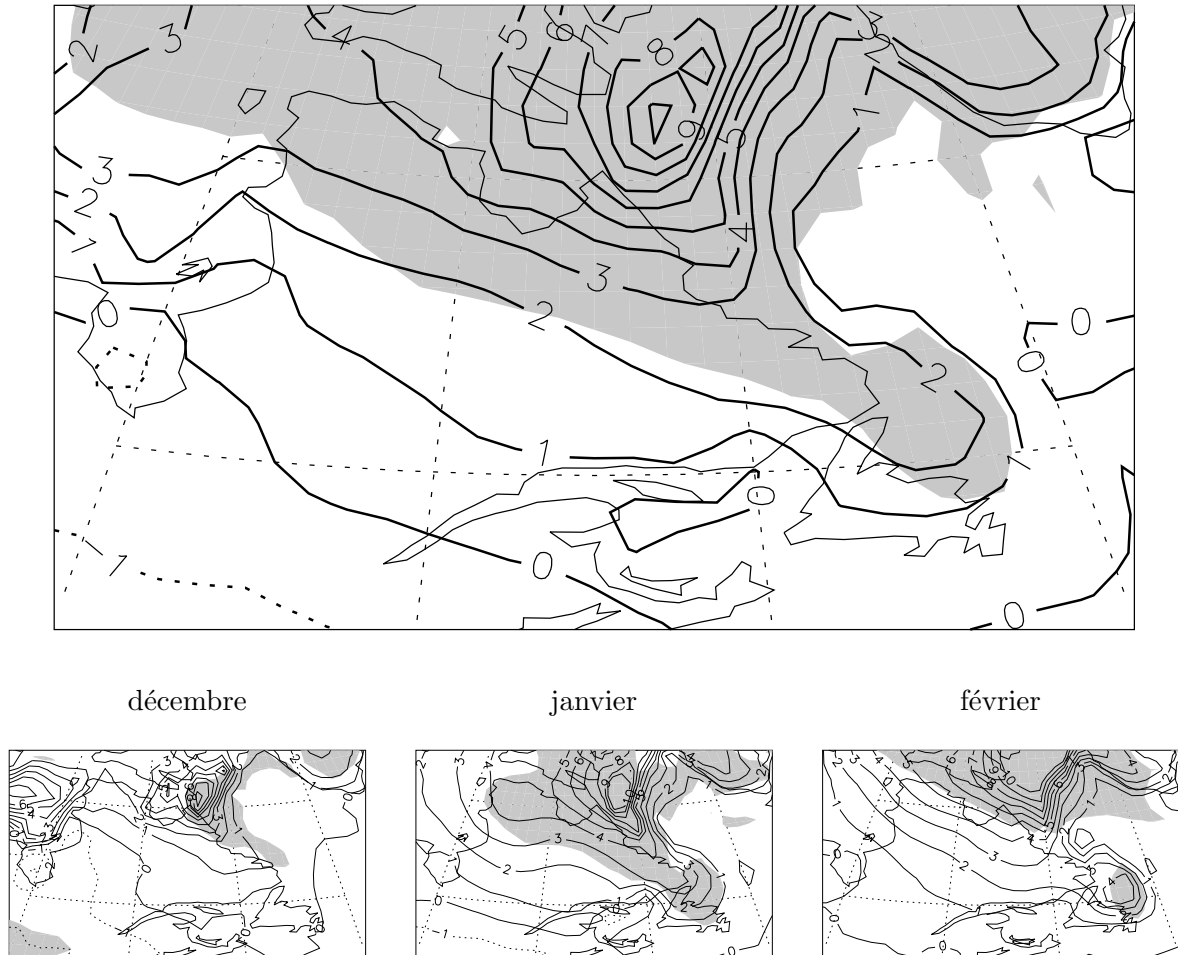
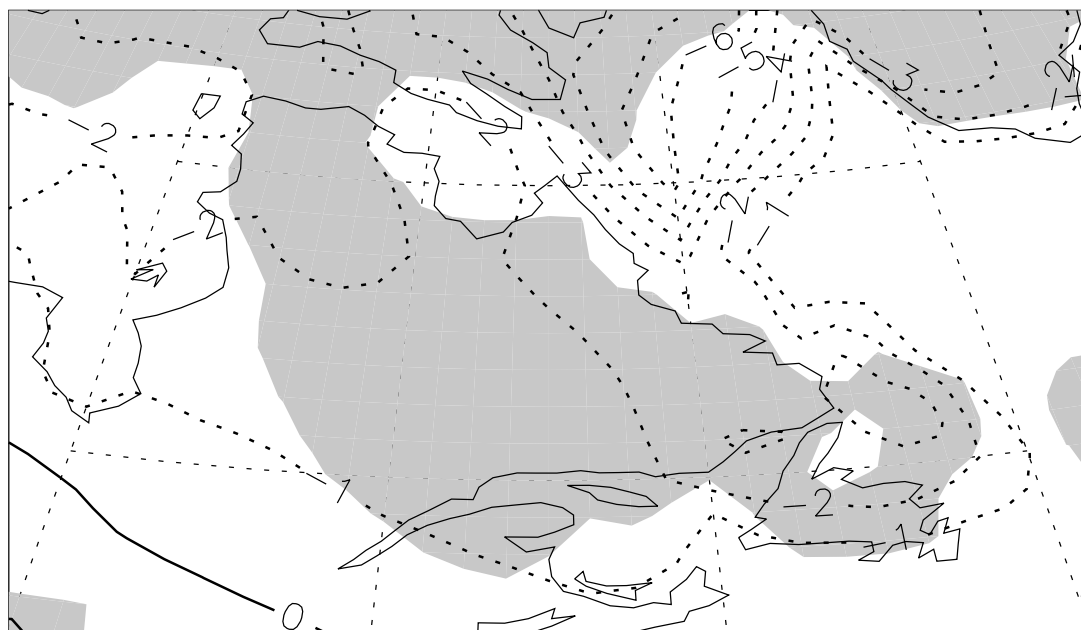


FIG. 7 – Anomalies de la température de surface T (en degré Kelvin) associées au régime AO- pour la région du Québec. Signal pour la saison hivernale et détails pour chacun de ses mois.

On constate un réchauffement de 2 à 4 degrés du nord du Québec pour l'hiver. Ceci semble être surtout le résultat d'une augmentation sensible de la température dans cette région pendant le mois de janvier.

hiver



décembre

janvier

février

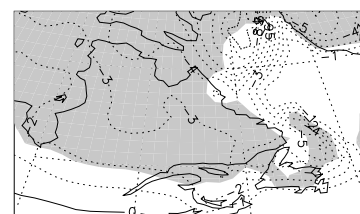
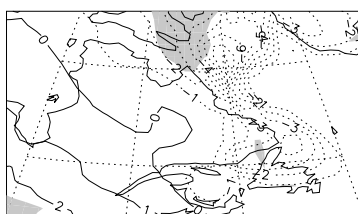
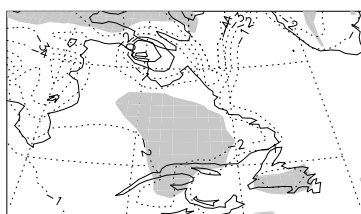


FIG. 8 – *Idem* FIG. 7 pour le régime AO+.

Les hivers sous influence du régime AO+ ont tendance à être globalement plus froid de 1 à 2 degrés sur tout le Québec. Mais c'est surtout le mois de février qui est plus froid de 2 à 4 degrés.

hiver

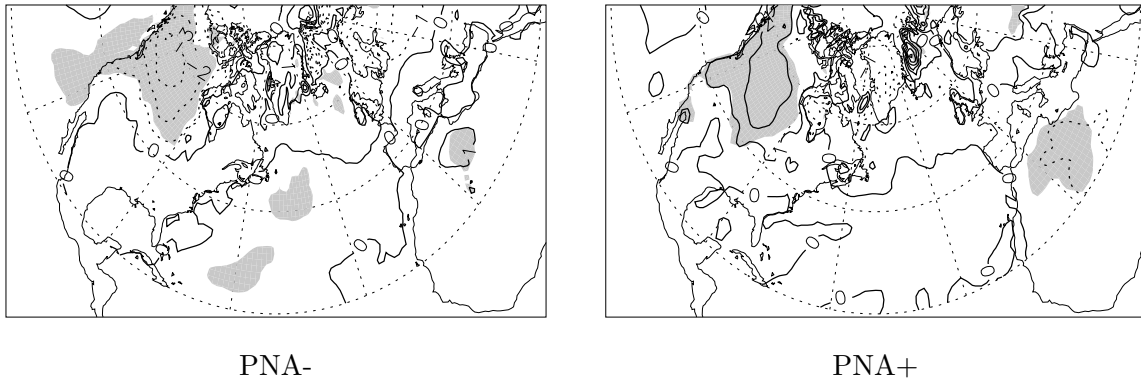


FIG. 9 – Anomalies de température de surface associées aux régimes PNA pour la région Europe et Amérique du Nord. Signal pour la saison hivernale.

Les cartes de la figure 9 présentent les anomalies de températures associées aux régimes PNA sur l'Europe et l'Amérique du Nord. On peut voir que ces régimes n'ont pas d'impacts sur le Québec. Mais on observe un impact sensible sur l'ouest canadien : un refroidissement de 2 à 3 degrés pour la configuration PNA- et un réchauffement de 1 à 2 degrés pour le régime PNA+.

Le fait que le Québec soit sensible à un régime plutôt localisé sur l'Atlantique (AO) et non à un régime localisé sur le Pacifique (PNA) paraît cohérent.

3.2 Vents à 10 mètres et puissance éolienne potentielle

On présente dans un premier temps le champ moyen des vents (UV10) sur le Québec, en m/s avec la résolution horizontale de 2.5×2.5 degrés (figure 10). Les contours représentent la norme du vecteur vitesse (isotach) et les flèches sa direction.

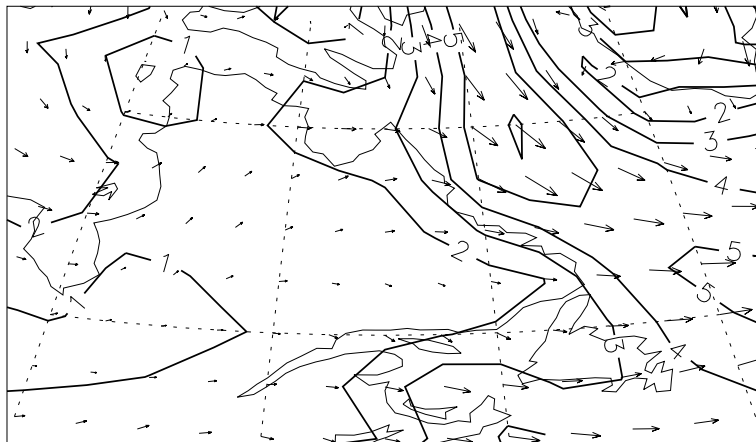


FIG. 10 – Moyenne hivernale des vecteurs vitesses et isotach (en $m.s^{-1}$) des vents à 10m sur la région du Québec.

La tendance hivernale est un vent d'ouest, ou nord-ouest sur les côtes du nord du Québec.

La carte 11 montre les anomalies hivernales de vents associées au régime AO-. Le détail mensuel n'est pas montré ici car jugé non pertinent.

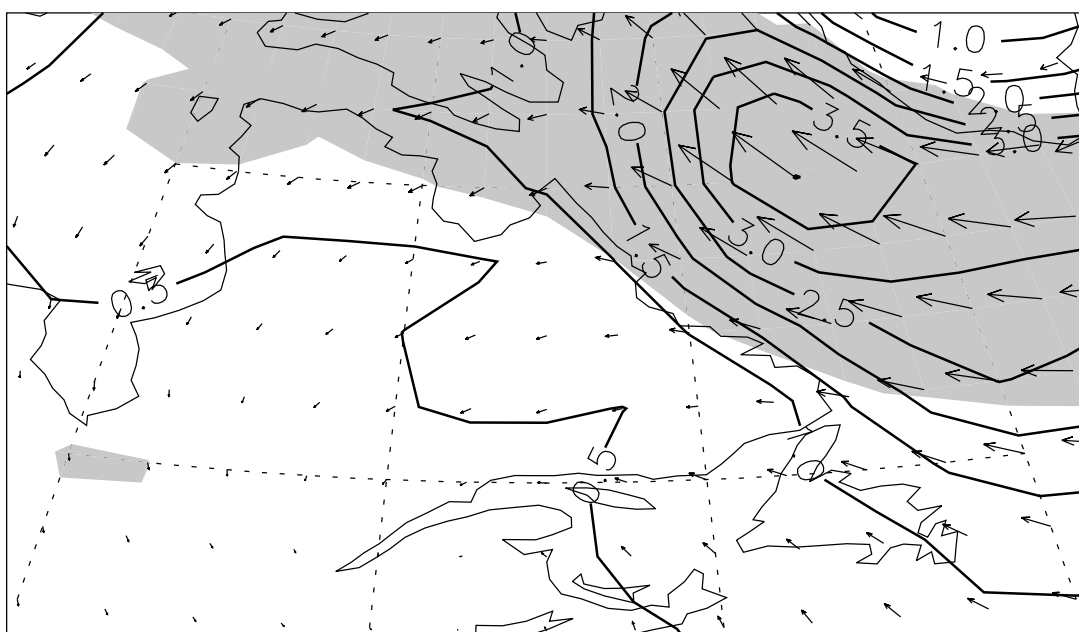


FIG. 11 – Anomalies de vents à 10m, par rapport aux moyennes FIG. 10, associées au régime AO-, pour la saison hivernale.

On observe que les hivers à tendance AO- présentent une diminution de l'intensité des vents d'ouest et de nord-ouest de l'ordre de 50%. Mais ceci reste surtout significatif sur les côtes du nord Québec.

Les cartes de la figure 12 montrent les mêmes anomalies de vents associées au régime AO+.

hiver

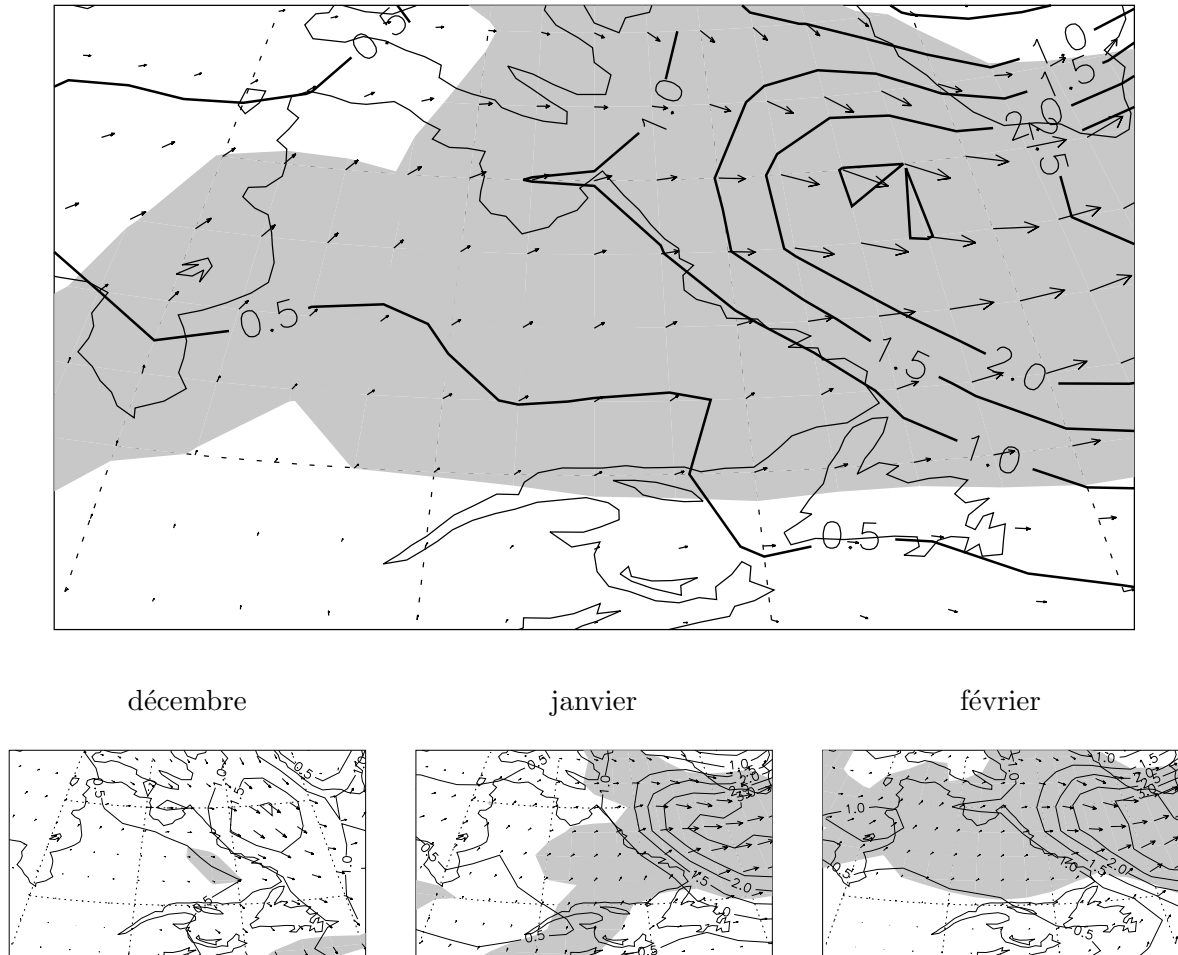


FIG. 12 – *Idem* FIG. 11, pour le régime AO+, avec le détail pour chacun des mois de l'hiver.

Contrairement au régime AO-, le régime AO+ renforce les vents d'ouest et de nord ouest à hauteur de 50% sur tout le Québec. Et ceci principalement lors des mois de janvier et de février.

Remarque : comme pour la température, le régime PNA n'a aucune influence significative sur les vents au Québec.

On s'intéresse maintenant à la puissance éolienne potentielle théoriquement associée aux vents de surface. Nous sommes bien conscient que dans la pratique, c'est de la puissance éolienne disponible à 50 mètres (voire plus, pour les hauteurs des éoliennes) dont on a besoin. Mais un signal faible pour des vents à 10 mètres peut laisser augurer d'un signal plus important pour les vents plus en altitude. Le lien entre la puissance P_{max} et la vitesse des vents v est régi par la formule de Betz qui détermine la puissance maximale par m^2 pouvant être développée par une éolienne soumise à un vent de vitesse v : P_{max} est en $W.m^{-2}$

$$P_{max} = 0.363 v^3 \quad (1)$$

Le fait d'estimer ainsi la puissance éolienne avec des moyennes mensuelles (comme ici) minimise les impacts que l'on peut réellement obtenir si l'on considère des vitesses de vents plus instantanées (par exemple, des moyennes quotidiennes). Ici, on considère la puissance éolienne associée aux vents moyens hivernaux. La figure 13 montre la moyenne de ces puissances sur les 51 années considérées, ce qui est différent de la puissance associée aux moyennes des vents présentées FIG. 10.

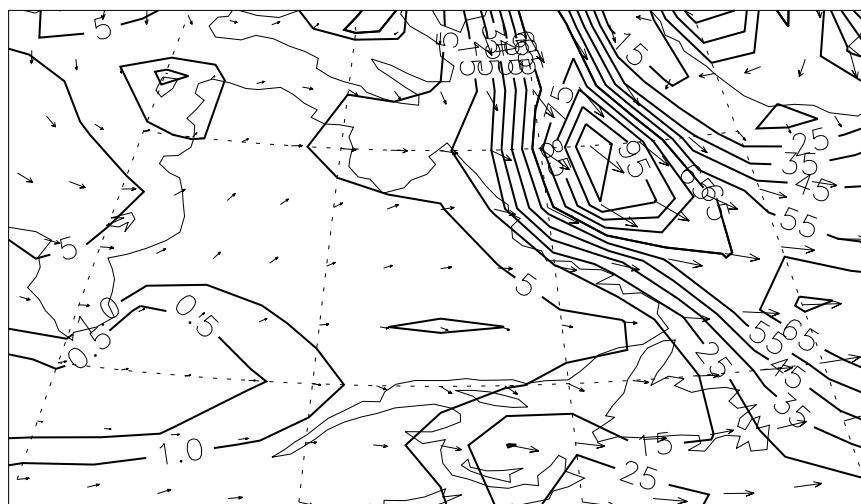


FIG. 13 – Moyenne hivernale de la puissance éolienne associée aux vents à 10m (contours en $W.m^{-2}$) sur la région du Québec.

On observe que les puissances éoliennes associées aux vents à 10m sont surtout importantes en mer du Labrador. Cette puissance étant bien moindre sur les côtes et dans les terres. La figure 14 montre les anomalies de puissance associée aux régimes AO. Noter que ces anomalies diffèrent de la puissance associée aux anomalies de vents présentées figs. 11 et 12.

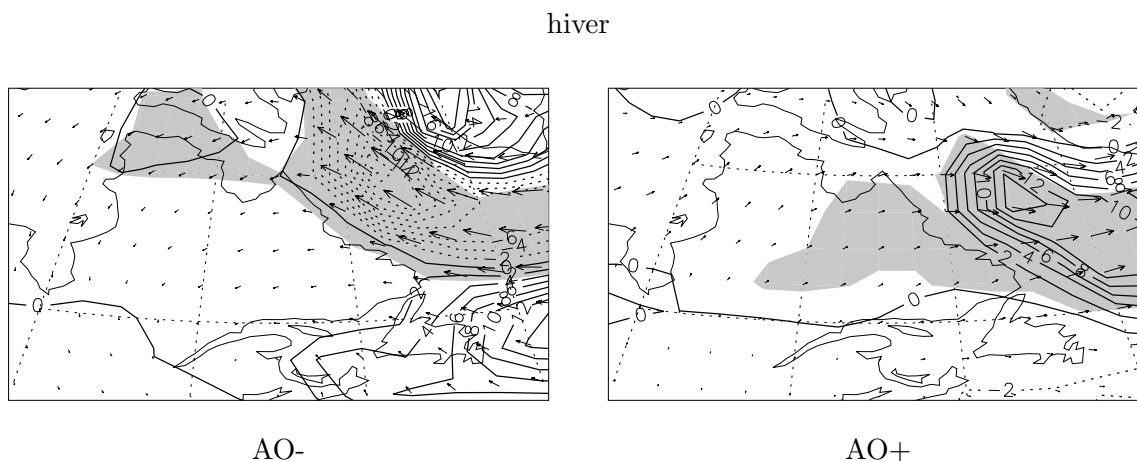


FIG. 14 – Anomalies de puissance pour les régimes AO sur le région du Québec.

On ne constate aucune anomalie significative en dehors de la mer du Labrador. Mais, comme remarqué plus haut, ceci est une estimation minimale si l'on considère que les impacts "utiles" à observer sont pour les vents compris entre 50 et 85 mètres, et surtout pour des moyennes quotidiennes et non saisonnières.

3.3 Précipitations

Pour étudier les impacts possibles des régimes de temps globaux sur les précipitations, nous avons utilisé les données CANGRID homogénéisées spatialement sur une grille couvrant tout le Canada (Mekis et Hoog 1999). La variable considérée ici est le taux de précipitations mensuel (PCP en $mm/mois$).

Les cartes 15 montrent le taux PCP moyen pour la saison hivernale, ainsi que le détail mensuel pour cette période.

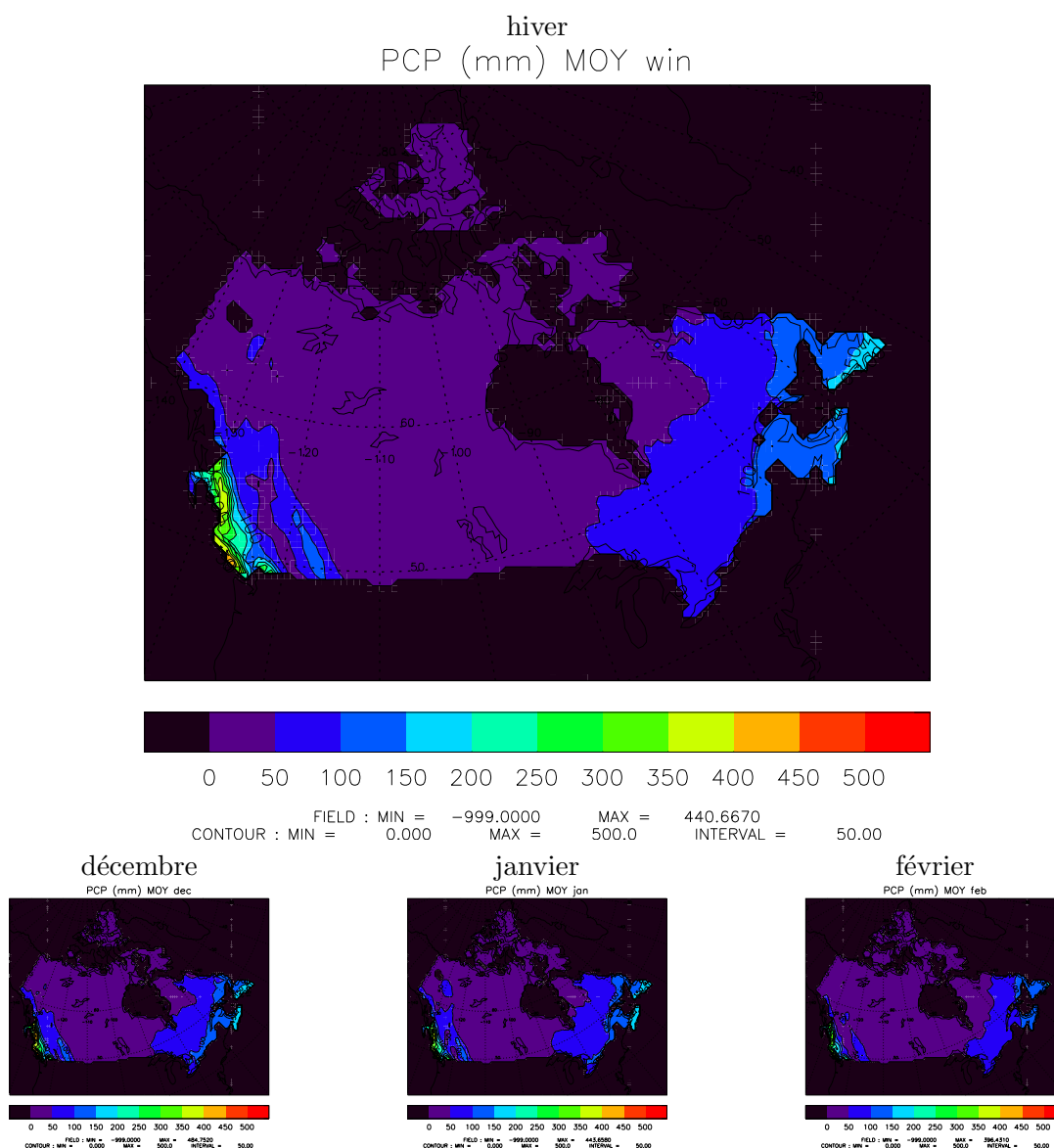


FIG. 15 – Taux de précipitations mensuel ($mm/mois$) moyen sur le Canada.

On peut observer que le taux de précipitations est relativement faible sur la majeure partie du Québec, exceptée dans le sud-est de la province.

Les figures 16 et 17 montrent les cartes d'anomalies de précipitations pour l'hiver (et le détail mensuel de chacun de ses 3 mois) associées aux régimes AO- et AO+. Les cartes de zones significatives à 90% et 95% de ces anomalies sont présentées séparément. Remarque : comme pour les 2 variables précédentes, les résultats liés à la PNA ne sont pas montrés puisque ce régime n'a pas d'impacts significatifs sur le Québec.

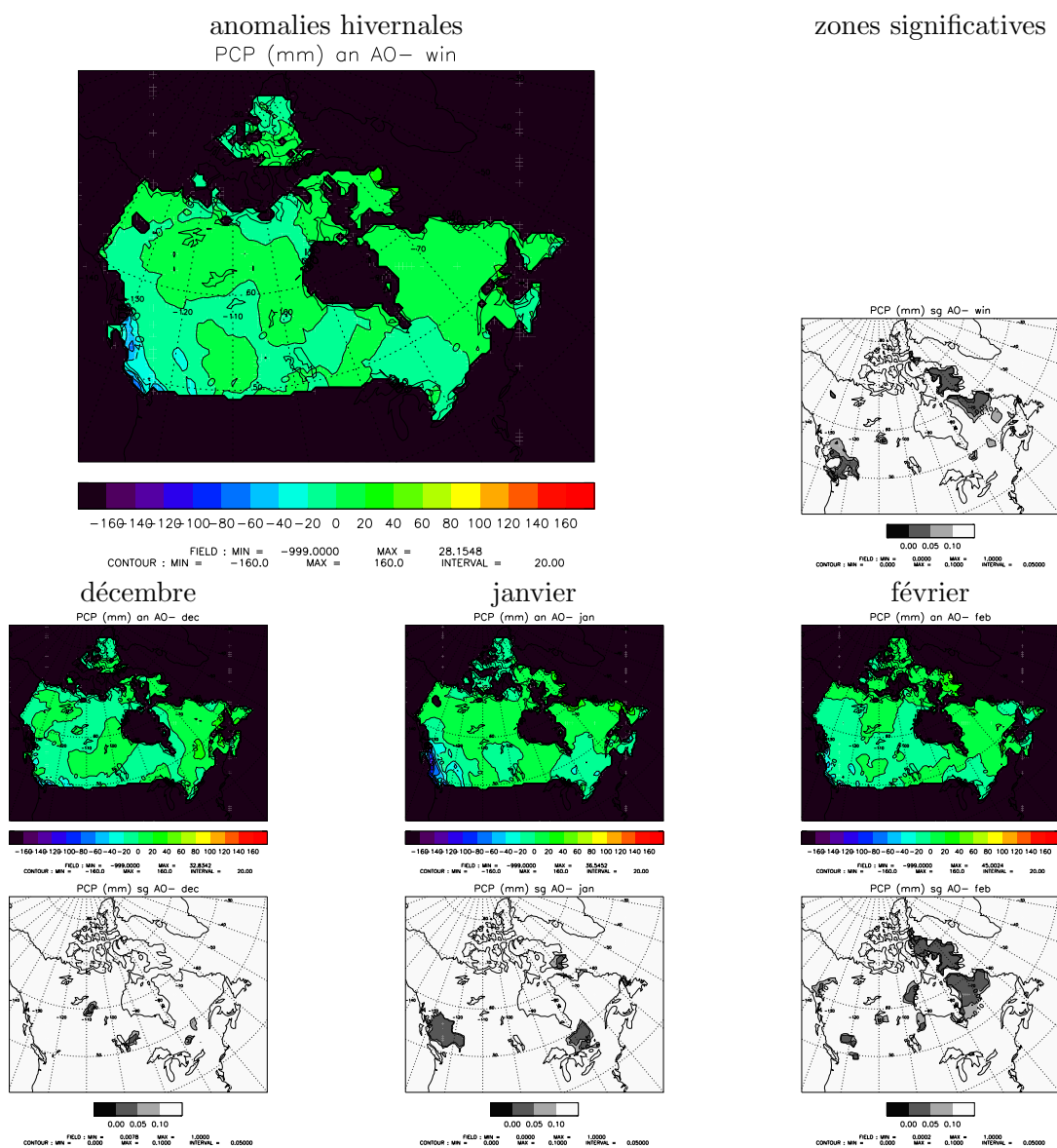
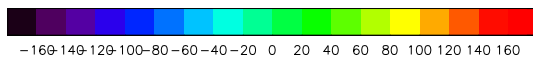
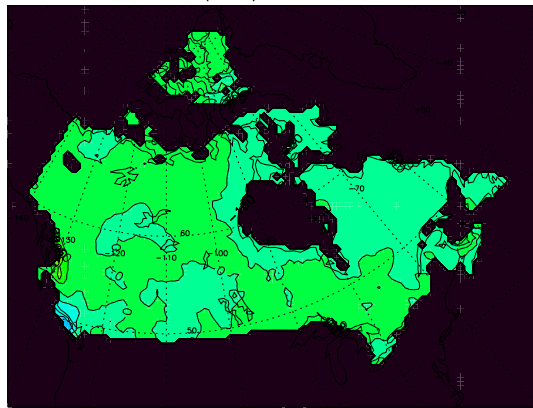


FIG. 16 – Anomalies du taux de précipitations pour le régime AO- et zones significatives. Saison hivernale et détail de ses mois.

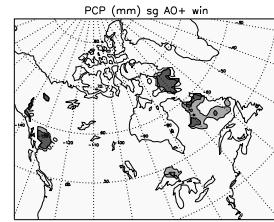
On observe une augmentation significative du taux de précipitations de 20% sur tout le nord-est du Québec pour les hivers influencés par le régime AO-. Ceci semble surtout dû à une augmentation du taux de précipitations lors du mois de février.

anomalies hivernales
PCP (mm) an AO+ win



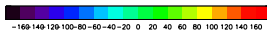
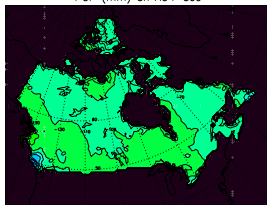
CONTOUR : MIN = -999.0000 MAX = 69.2419
FIELD : MIN = -160.0 MAX = 160.0 INTERVAL = 20.00

zones significatives

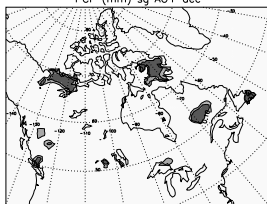


PCP (mm) sg AO+ win
0.00 0.05 0.10
FIELD : MIN = 0.0000 MAX = 1.0000
CONTOUR : MIN = 0.0000 MAX = 0.1000 INTERVAL = 0.05000

décembre
PCP (mm) an AO+ dec

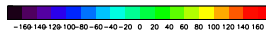
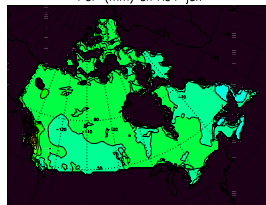


CONTOUR : MIN = -999.0000 MAX = 61.1800
FIELD : MIN = -160.0 MAX = 160.0 INTERVAL = 20.00

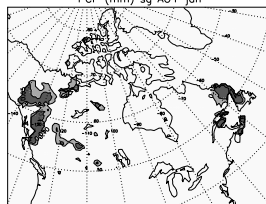


PCP (mm) sg AO+ dec
0.00 0.05 0.10
FIELD : MIN = 0.0000 MAX = 1.0000
CONTOUR : MIN = 0.0000 MAX = 0.1000 INTERVAL = 0.05000

janvier
PCP (mm) an AO+ jan

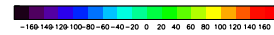
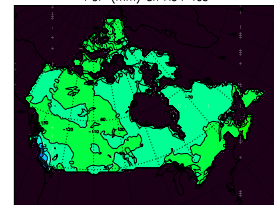


CONTOUR : MIN = -999.0000 MAX = 149.8600
FIELD : MIN = -160.0 MAX = 160.0 INTERVAL = 20.00

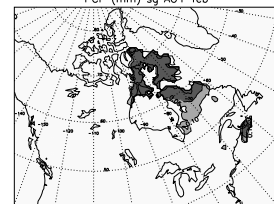


PCP (mm) sg AO+ jan
0.00 0.05 0.10
FIELD : MIN = 0.0000 MAX = 1.0000
CONTOUR : MIN = 0.0000 MAX = 0.1000 INTERVAL = 0.05000

février
PCP (mm) an AO+ feb



CONTOUR : MIN = -999.0000 MAX = 30.0582
FIELD : MIN = -160.0 MAX = 160.0 INTERVAL = 20.00



PCP (mm) sg AO+ feb
0.00 0.05 0.10
FIELD : MIN = 0.0000 MAX = 1.0000
CONTOUR : MIN = 0.0000 MAX = 0.1000 INTERVAL = 0.05000

FIG. 17 – *Idem* FIG. 16 pour le régime AO+.

On constate une diminution significative du taux de précipitation de 20% sur le nord-est du Québec pendant les hivers sous influence AO+.

Conclusion : seul le régime AO a un impact significatif sur le climat régional du Québec. Mais les différents impacts observés demeurent localisés et surtout de faible intensité, essentiellement pour la puissance éolienne potentielle ou le taux de précipitations.

4 Présentation d'un modèle simplifié

Nous présentons ici un modèle simplifié de circulation atmosphérique générale (SGCM, Simple General Circulation Model) capable de reproduire et de prévoir les régimes de temps AO et PNA définis dans la section 2.1.

Nous utilisons un modèle sec, de résolution T21L5 (troncature spectrale horizontale 21 et 5 niveaux verticaux), à forçage constant. Le calcul et la justification du forçage constant sur le modèle de Hoskins et Simmons (1975) sont détaillés dans Hall 2000.

Dans notre présente version prévision "opérationnelle", *i.e.* la version employée jusqu'à cette étude et les développements présentés dans la partie 6, on utilise l'hypothèse de la persistance des anomalies de forçage du mois de novembre durant l'hiver suivant. L'anomalie observée dans le forçage de novembre, par rapport à la moyenne climatologique, est persistée pour la prévision de l'hiver consécutif.

Cette prévision consiste en la moyenne d'un ensemble de N intégrations partant du 1er décembre de chaque hiver auxquelles on a rajouté une anomalie quotidienne tirée au hasard parmi les données disponibles. Notons que nous n'utilisons pas ici la technique de conditions initiales différées communément employée pour la prévision saisonnière opérationnelle (Palmer et Anderson 1994).

On montre que ce système de prévision est capable de prévoir avec une certaine qualité les régimes AO et PNA (Derome *et al.* 2005). Pour cela, on compare les prévisions obtenues avec le SGCM et avec un modèle complet GCM2 (T32L10, paramétrisation des processus physiques sous mailles ... McFarlane *et al.* 1992). Pour garder une cohérence dans nos diagnostics, la comparaison s'effectue sur 26 hivers, de 1969 à 1995, et avec des ensembles prévus de taille $N = 24$. Le tableau 2 résume les corrélations temporelles entre les prévisions et les observations des EOF1 et EOF2 définies sur les 26 hivers.

	EOF1 (AO)	EOF2 (PNA)
SGCM	0.66	0.39
GCM2	0.47	0.34

TAB. 2 – Corrélations temporelles pour EOF1 et EOF2

On peut constater que le SGCM fournit une bonne (meilleure) prévision par rapport au GCM2 pour la prévision des écoulements atmosphériques.

Ceci nous incite donc à utiliser le SGCM pour effectuer différentes expériences de prévisions d'ensemble, qui demandent beaucoup d'intégrations du modèle, afin d'améliorer la prévisibilité des régimes AO et PNA.

5 Prévision d'ensemble avec un modèle simplifié

Dans la partie précédente, la production d'un ensemble ne sert qu'à lisser la prévision par rapport aux différentes conditions initiales introduites dans notre modèle. On fournit ainsi une moyenne d'ensemble, et donc une prévision purement déterministe.

Désormais, on s'intéresse à la production des ensembles en tant que tels et aux caractéristiques probabilistes des systèmes de prévisions d'ensembles (EPS, Ensemble Prediction Systems).

Les variables prévues sont les indices associés aux régimes AO et PNA. Les vérifications

utilisées sont les indices présentés sur la figure 1 de la section 2.1 et servent à construire ce que l'on appelle le système climatologique.

5.1 Diagnostics PDF2D

On se place dans l'espace des phases des indices AO (abscisse) et PNA (ordonnée). On cherche à extraire une information à partir des ensembles prévus, projetés dans cet espace. Pour cela, on effectue une approximation de la densité de probabilité dans \mathbb{R}^2 , appelée ici PDF2D (probability density function 2D). S représente la dispersion 2D des ensembles dans le plan AO/PNA et E est l'erreur d'estimation des PDF2D par rapport aux ensembles bruts (Brunet 1994).

La figure 18 montre un exemple de PDF2D produites par le SGCM fonctionnant en mode opérationnel (op), vu dans la partie 4. La taille des ensembles prévus est $N = 50$.

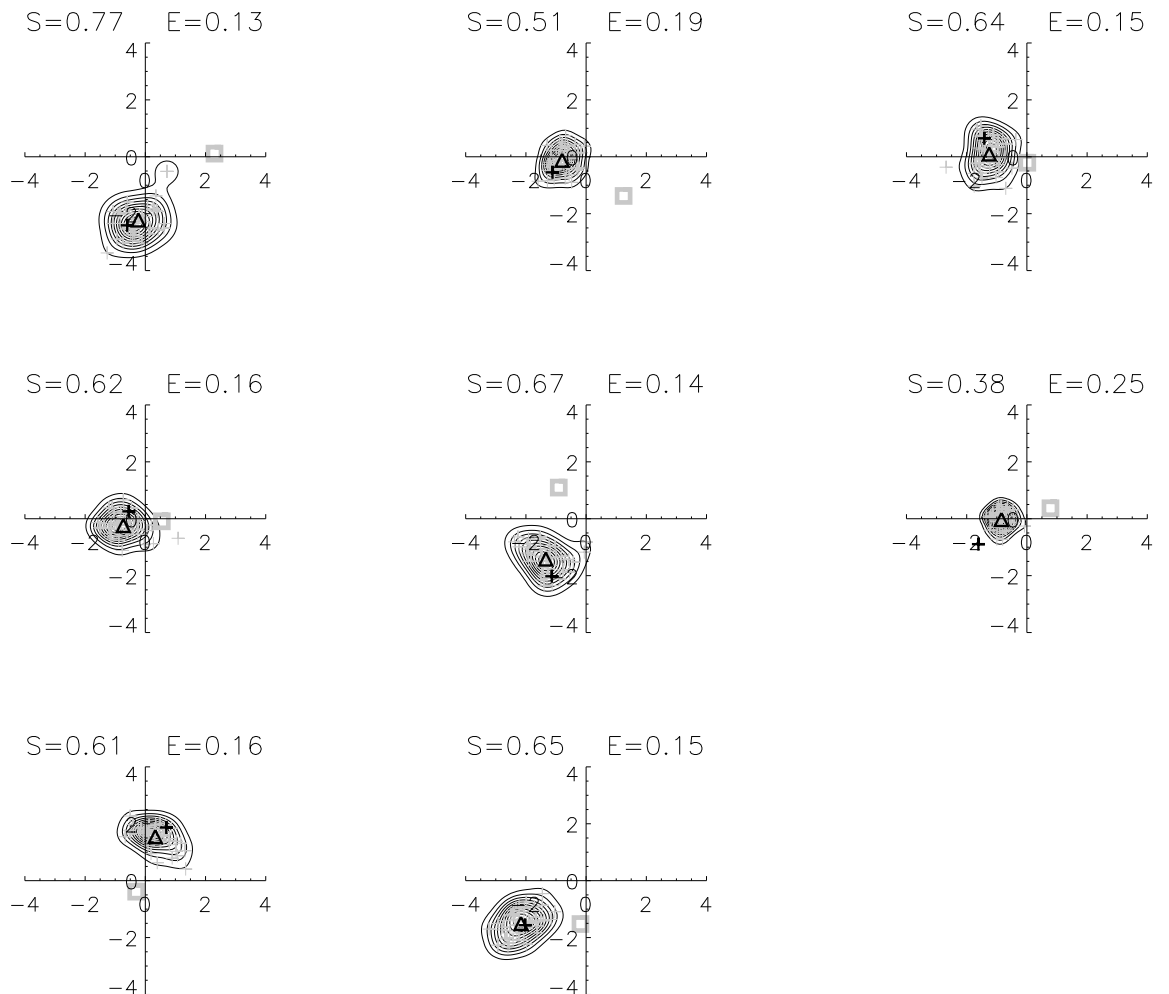
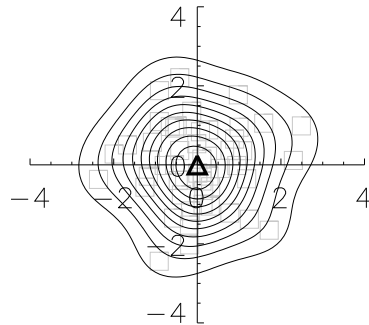


FIG. 18 – Exemple de PDF2D prévues (hivers 48 à 55); éléments d'ensemble (+), intégration non perturbée (+), moyenne d'ensemble (Δ), vérification (\square). S est la dispersion de l'ensemble et E l'erreur d'estimation entre les contours et les points de l'ensemble.

Dans un premier temps, on examine la répartition, sommée sur les 51 hivers, des vérifications et des prévisions (FIG. 19). Toutes les PDF2D sont normalisées par la dispersion des vérifications sur chaque axe (ce qui est aussi le cas pour les PDF2D de la FIG. 18), *i.e.* les variables sont adimensionnées par les valeurs de référence observées. A noter que cette procédure n'implique pas l'égalité des dispersions observées et modélisées. Après cet adimensionnement, la dispersion de la PDF2D des vérifications est égale à $S = \sqrt{2} \approx 1.41$. On note que les moyennes des vérifications et des prévisions (Δ) sont centrées en zéro. Ceci rappelle que les indices étudiés sont construits à partir d'anomalies de la variable Z700 et donc que les prévisions, comme les vérifications, sont débiaisées.

vérifications : $S = 1.41$



prévisions : $S = 1.63$

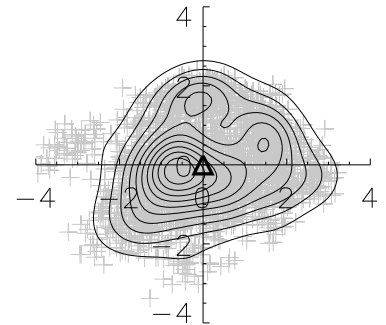


FIG. 19 – PDF2D globales pour les vérifications (51 cas) et les prévisions (considérant tous les membres pour toutes les années, *i.e.* 51×50 cas).

On constate que, globalement, les ensembles prévus recouvrent tout l'espace des phases. Le système de prévision est même légèrement sur-dispersif, *i.e.* la dispersion des prévisions est plus grande que la dispersion des vérifications. Nous appelons *cohérence déterministe* la caractéristique du système mesurée ici.

Les approximations des PDF2D sont effectuées avec une hypothèse gaussienne, *i.e.* des contours parfaitement cocentriques représentent une distribution normale dans le plan \mathbb{R}^2 . Les exemples de la figure 18 montrent que la plupart des ensembles prévus sont gaussiens. On peut alors simplement les classer selon leur écart type, et ainsi dégager des tendances climatiques, en terme de régimes AO et PNA, en fonction de l'incertitude de prévision qui est associée à la dispersion des ensembles prévus. En effet, si l'on observe une faible dispersion des prévisions malgré différentes conditions initiales, ou perturbations dans l'intégration du modèle, on peut supposer que l'incertitude sur le résultat final est faible ; et inversement pour une large dispersion des prévisions. On considère alors 3 classes équiprobables d'ensembles prévus comme suivent :

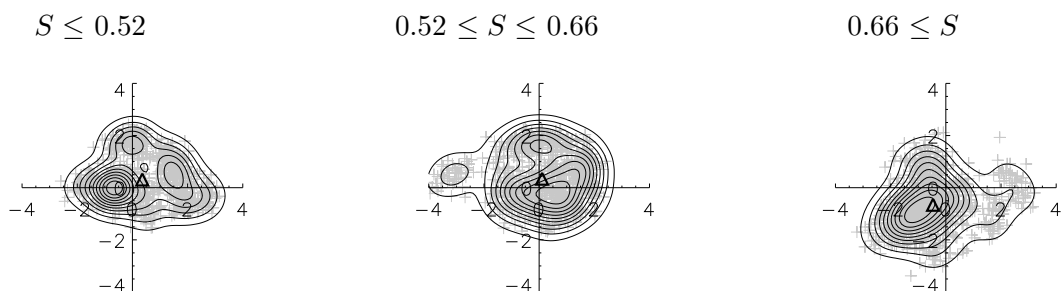


FIG. 20 – PDF2D après la répartition en 3 classes équiprobables des ensembles prévus selon leur dispersion S .

La figure 20 montre qu’une faible dispersion des ensembles, *i.e.* une petite incertitude de prévision, correspond à une tendance climatique de la moyenne (Δ) AO+/PNA+. Inversement, une grande dispersion d’ensembles, *i.e.* une forte incertitude de prévision, correspond à une tendance climatique AO-/PNA-.

Ceci semble montrer qu’il est plus difficile de prévoir les régimes AO- et PNA- que les régimes AO+ et PNA+.

L’analyse des PDF2D est une première approche de l’étude des systèmes de prévision d’ensemble, mais reste un diagnostic déterministe de la prévision d’ensemble puisque que l’on a seulement examiné la moyenne et l’écart type des ensembles.

5.2 Diagnostics probabilistes

Nous examinons désormais l’aspect probabiliste des prévisions d’ensemble. Tous les concepts présentés dans cette section sont très amplement détaillés dans la thèse de doctorat Candille 2003.

5.2.1 la variable centrée réduite : VCR

Nous avons vu dans la section précédente que l’EPS opérationnel (op) est globalement sur-dispersif, en terme de cohérence déterministe (FIG. 19). Mais on peut remarquer sur les exemples de la figure 18 que si la variabilité globale des ensembles et des vérifications semblent identiques, la vérifications tombent très souvent loin de l’ensemble prévu. Ce qui peut être vu comme un biais entre la moyenne d’ensemble et la vérification ou une dispersion de chaque ensemble trop faible. Ceci illustre la différence de concept entre la cohérence déterministe et la *cohérence statistique*.

Nous introduisons ici le concept de *cohérence statistique*. On considère que l’ensemble prévu est un tirage de N réalisations indépendantes de la même loi de distribution f . Un EPS est statistiquement cohérent si, sur la totalité des réalisations du processus, la vérification est un $N + 1$ -ième tirage indépendant de f . La vérification et les N éléments de l’ensemble prévu sont alors statistiquement indiscernables.

Pour chaque réalisation (k) d’un EPS, on introduit la variable centrée réduite comme suit (Talagrand *et al.* 1999)

$$y_k = \frac{a_k - m_k}{\sigma_k} \quad (2)$$

où a_k , m_k et σ_k sont respectivement la vérification, la moyenne et l'écart type de l'ensemble.

La moyenne E et l'écart type V de la variable centrée réduite mesurent la cohérence statistique d'un système prévoyant une PDF scalaire. Ils quantifient numériquement l'information contenu dans l'histogramme de rang (ou *Talagrand diagram*, Anderson 1996 , Talagrand *et al.* 1999).

E mesure le biais pondéré entre la moyenne d'ensemble et la vérification. V mesure la dispersion des vérifications par rapport à la dispersion des ensembles. Un système probabiliste statistiquement cohérent, ou *fiable*, retourne les valeurs $E = 0$ et $V = 1$.

Pour l'EPS (op) étudié ici, et pour la prévision de chaque indice AO et PNA, on obtient les résultats suivants :

	E	V
AO	-0.20	3.24
PNA	-0.01	3.31

TAB. 3 – Biais et dispersion associée à la variable centrée réduite (VCR) pour le système (op).

Le fait que le biais soit presque nul pour les 2 régimes signifie que globalement les ensembles et les observations se répartissent identiquement : ceci traduit la cohérence déterministe définie dans la section précédente. On peut d'ailleurs observer sur la figure 19 un léger décalage sur l'axe AO entre les observations et les prévisions qui illustre la valeur -0.20 de la table 3.

Par ailleurs, pour les 2 régimes, V est largement supérieur à 1, ce qui démontre une large sous-dispersion des ensembles prévus, ce que l'on peut visuellement constater sur la figure 18. Cela souligne simplement le fait que la dispersion des ensembles prévus n'est pas assez grande pour "englober" les vérifications, *i.e.* les perturbations dans les ensembles produits ne sont pas suffisantes pour atteindre les vérifications.

5.2.2 le score de Brier

Définition, décomposition théorique et premières propriétés

Le score de Brier (1950) est une mesure de la performance d'un système de prévision probabiliste produisant des probabilités d'occurrence d'un événement binaire \mathcal{E} . Ce score est défini comme suit :

$$\mathcal{B} = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M (p_j - o_j)^2 \quad (3)$$

où M est le nombre de réalisations du système, p_j la probabilité prévue de l'occurrence de \mathcal{E} et o_j l'occurrence observée de \mathcal{E} (o_j vaut 1 si \mathcal{E} a lieu et 0 sinon).

Pour un système climatologique, *i.e.* un système qui prévoit toujours la probabilité d'occurrence climatologique p_c de \mathcal{E} , le score de Brier vaut $p_c(1 - p_c)$. Afin de comparer les performances de différents systèmes pour différents événements, on utilise le *Brier skill score* :

$$\mathcal{B}_s = 1 - \frac{\mathcal{B}}{p_c(1 - p_c)} \quad (4)$$

\mathcal{B}_s vaut alors 0 pour un système climatologique et est négatif pour des systèmes de moindre performance. \mathcal{B}_s est maximal et vaut 1 pour un système déterministe parfait, *i.e.* un

système prévoyant toujours $p = 0$ quand \mathcal{E} n'a pas lieu et $p = 1$ quand \mathcal{E} a lieu.

Le score de Brier peut algébriquement se décomposer (Murphy 1973), ce qui permet d'évaluer distinctement la *fiabilité* et la *résolution* d'un système probabiliste de prévision. Nous présentons ici la formulation continue de cette décomposition (Talagrand *et al.* 1999, Toth *et al.* 2003).

Le système prévoit des probabilités p selon la distribution $g(p)$. On note $p'(p)$ la fréquence d'occurrence de \mathcal{E} quand p a été produite. On a donc

$$p_c = \int_0^1 p'(p)g(p)dp \quad (5)$$

et le score de Brier se décompose alors de la manière suivante :

$$\mathcal{B} = \int_0^1 (p - p'(p))^2 g(p) dp + \int_0^1 p'(p)(1 - p'(p))g(p)dp \quad (6a)$$

$$= \underbrace{\int_0^1 (p - p'(p))^2 g(p) dp}_{\mathcal{B}_c} - \underbrace{\int_0^1 (p'(p) - p_c)^2 g(p) dp}_{\mathcal{B}_v} + p_c(1 - p_c) \quad (6b)$$

Le premier terme \mathcal{B}_c est une mesure de la *fiabilité*, ou cohérence statistique, qui est l'accord entre les objets prévus p et les objets prévisibles a posteriori $p'(p)$. Un système est dit fiable si et seulement si $\forall p \in [0, 1] \quad p'(p) = p$. A noter que la fiabilité mesurée dans le cas présent est différente de la fiabilité mesurée par la *VCR* (section précédente). D'un côté, on mesure des probabilités d'occurrence d'un événement souvent défini par le dépassement d'un seuil d'une variable donnée, et de l'autre on mesure l'accord global entre les PDF scalaires de cette variable et les vérifications (Candille 2003).

Le terme \mathcal{B}_v mesure la *résolution*, ou variabilité statistique, *i.e.* l'acuité des probabilités prévisibles a posteriori (eq. (6a)). On peut aussi voir cela comme la différence entre l'incertitude inhérente à la prévision de \mathcal{E} (terme $p_c(1 - p_c)$), qui est indépendante du système de prévision, et la variabilité des probabilités prévisibles par rapport à la probabilité climatologique. Un système est dit de résolution nulle quand $\forall p \in [0, 1] \quad p'(p) = p_c$ (par exemple, le système climatologique), et alors on a numériquement $\mathcal{B}_v = p_c(1 - p_c)$. A l'inverse, la meilleure résolution possible est atteinte pour un système déterministe parfait, *i.e.* $\mathcal{B}_v = 0$. La résolution peut aussi être comprise comme une mesure de l'information contenue dans la prévision, en supposant que la climatologie est la référence d'information nulle.

Là encore, afin d'effectuer des diagnostics comparables pour différents événements, on préfère utiliser des scores normalisés.

$$\mathcal{B}_{sc} = \frac{1}{p_c(1 - p_c)} \int_0^1 (p - p'(p))^2 g(p) dp \quad (7a)$$

et

$$\mathcal{B}_{sv} = 1 - \frac{1}{p_c(1 - p_c)} \int_0^1 (p'(p) - p_c)^2 g(p) dp \quad (7b)$$

Et on a $\mathcal{B}_s = 1 - (\mathcal{B}_{sc} + \mathcal{B}_{sv})$.

Décomposition pratique et limitations

La formulation discrétisée de l'équation (6a) s'écrit

$$\mathcal{B} = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^N g_i (p_i - p'_i)^2 + \frac{1}{M} \sum_{i=1}^N p'_i (1 - p'_i) g_i \quad (8)$$

où, N est le nombre de classes d'objets prévus, p_i la probabilité discrète de la classe i , g_i le nombre de fois que la classe i est prévue et p'_i la fréquence d'occurrence de \mathcal{E} quand la classe i est prévue.

Le calcul effectif des éléments p'_i dépend grandement du nombre de réalisations M sur lequel sont accumulées les statistiques. En effet, il faut que chaque classe i soit prédite en assez grand nombre pour définir avec suffisamment de précision les éléments p'_i . Par exemple, dans le cas présent, nous avons $M = 51$ (nombre d'hivers prévus) et $N = 50$ (taille des ensembles). Si on veut définir nos classes avec $N = 50$, on se rend bien compte que M n'est pas suffisamment grand. En effet, dans la plupart des cas on ne pourra même pas définir les p'_i ($g_i = 0$), ou bien p'_i sera défini avec seulement une réalisation, et donc $p'_i = 1$ ou 0 , ce qui dégénère la décomposition (8) et la rend non significative.

Pour obtenir une décomposition significative du score de Brier, on doit soigneusement choisir N selon M (imposé par les données disponibles) et la précision ϵ souhaitée pour les diagnostics. Pour cela, on suppose que la décomposition reste significative à ϵ près si, pour un système supposé fiable, on a

$$|p_i - p'_i| < \epsilon p_i (1 - p_i) \quad (9)$$

Après développements (Candille 2003), on obtient une relation entre N , M et ϵ

$$M \geq \frac{N^2}{\epsilon^2} \sum_{i=1}^{N-1} \frac{1}{i(N-i)} \approx \frac{2}{\epsilon^2} N \ln N \quad (10)$$

(hypothèse asymptotique sur N)

Dans le cas présent, avec $M = 51$ et en choisissant $N = 3$, on s'attend à avoir une précision moyenne sur le calcul des p'_i de $\epsilon \geq 42\%$. Cette erreur moyenne commise sur l'estimation des valeurs de p'_i se répercute alors dans le calcul de la décomposition du score de Brier (8). L'inégalité (10) montre qu'il faut rester prudent quant à la signification de cette décomposition, même quand on considère seulement 3 classes de probabilités prévues. Par la suite, pour pallier à l'incertitude liée à la signification des scores de Brier, l'erreur standard associée à chacune de ses composantes est estimée par des techniques de ré-échantillonnage *bootstrap* (Efron et Tibshirani 1993).

En pratique, pour calculer la décomposition (8) avec $N = 3$ à partir d'ensembles de 50 éléments, on définit $N + 1$ classes de la manière suivante

$$\begin{aligned} p \simeq \overline{p_0} = 0 &\iff p \leq \frac{1}{2N} \\ \forall i \in \llbracket 1, N \rrbracket, \quad p \simeq \overline{p_i} = \frac{i}{N} &\iff \frac{2i-1}{2N} < p \leq \frac{2i+1}{2N} \end{aligned} \quad (11)$$

où p sont les probabilités initialement prévues sous la forme $p = k/50$

Résultats pour l'EPS (op)

Les performances du système opérationnel (tableau 5) sont comparées aux performances du système climatologique (tableau 4), dont les intervalles de confiance sont estimés par méthodes de *bootstrap* (Efron et Tibshirani 1993).

	valeur théorique	valeur observée
\mathcal{B}_{sc}	0	0.05
\mathcal{B}_{sv}	1	0.99

TAB. 4 – Décomposition du score de Brier pour le système de référence climatologique.

Les différents événements \mathcal{E} sont ici définis par 3 classes équiprobables d’indices AO et PNA (-/0/+). On ne s’intéresse alors qu’aux classes “extrêmes” -/+ pour chacun des 2 régimes. Comme pour les intervalles de confiance du tableau précédent, l’écart standard propre à chaque évaluation des scores \mathcal{B}_{sc} et \mathcal{B}_{sv} est obtenu par une méthode de bootstrap.

		valeur observée	\pm écart standard
\mathcal{B}_{sc}	AO-	0.37	± 0.22
	AO+	0.53	± 0.23
	PNA+	0.72	± 0.26
	PNA-	0.54	± 0.24
\mathcal{B}_{sv}	AO-	0.85	± 0.10
	AO+	0.83	± 0.10
	PNA+	0.98	± 0.05
	PNA-	0.94	± 0.07

TAB. 5 – Décomposition du score de Brier pour le système opérationnel (op) et pour les 4 événements considérés.

On constate un défaut de fiabilité très marqué pour les 4 événements. Ceci rappelle les résultats obtenus avec la variable centrée réduite (tableau 3), qui, bien que mesurant une autre sorte de cohérence statistique (différence subtile), fournit le même type de diagnostics. L’aspect très sous-dispersif des ensembles prévus semble aussi détériorer sensiblement la fiabilité du score de Brier.

D’autre part, l’information apportée par le système (op) est significativement meilleure que la climatologie pour les événements relatifs au régime AO, ce qui n’est pas le cas pour le régime PNA.

Ce gain en résolution, ou information, peut être numériquement traduit et quantifier en gain “économique” pour chaque utilisateur de la prévision d’ensemble.

5.2.3 la valeur économique

La valeur économique V_e d’un EPS quantifie le gain que l’on peut tirer d’une prise de décision dépendant d’une prévision d’événement climatique (Murphy 1973, Richardson 2000 et 2003, Palmer 2002).

C’est un score directement lié aux besoins des utilisateurs de prévisions météorologiques. Soit un événement \mathcal{E} d’occurrence climatologique p_c , face auquel on doit prendre une décision (par exemple, le fait de saler ou sabler les routes en cas de gèle). Soit C le coût induit par la prise de décision en prévention de l’occurrence de \mathcal{E} . Soit L la perte induite par l’occurrence de \mathcal{E} sans l’action préventive (de coût C). L’utilisateur peut alors simplement définir son rapport coût/perte :

$$\alpha = C/L \tag{12}$$

A partir des 3 données C , L et p_c on peut exprimer les dépenses encourues quand la décision est prise en fonction de notre connaissance de la climatologie (E_c) ou en fonction des prévisions d'un système déterministe parfait (E_p).

$$E_c = \min(C, Lp_c) \quad (13)$$

$$E_p = Cp_c \quad (14)$$

Pour un système quelconque qui engendre une dépense E , on définit alors sa valeur économique :

$$V_e = \frac{E_c - E}{E_c - E_p} \quad (15)$$

V_e est nulle (ou négative) pour un système moins performant que la climatologie, et est maximale (valant 1) pour un système déterministe parfait.

Pour relier V_e aux prévisions d'ensembles effectuées ici, on exprime la valeur économique en fonction de α , p_c , H (hit rate) et F (false alarm). Ces 2 derniers paramètres sont les coordonnées d'une courbe connue sous le nom de courbe ROC (*Receiver Operating Characteristic*, Bamber 1975).

H et F sont définis à partir de la table de contingence suivante, résumant les 4 situations liées à \mathcal{E} , sa prévision et son occurrence.

	observé	non observé
prévu	a	b
non prévu	c	d

TAB. 6 – Table de contingence.

On écrit alors :

$$H = \frac{a}{a + c} \quad \text{et} \quad F = \frac{b}{b + d} \quad (16)$$

H est la proportion de bonnes prévisions quand \mathcal{E} a lieu et F la proportion mauvaises prévisions quand \mathcal{E} n'a pas lieu.

Pour faire le lien entre cette mesure et le score précédent, on reprend les notations continues introduites pour la décomposition du score de Brier (section 5.2.2). Pour chaque seuil de probabilité $s \in [0, 1]$, on considère que \mathcal{E} est prévu quand $p \geq s$. Ainsi, pour s donné, H et F s'expriment de la façon suivante :

$$H(s) = \frac{1}{p_c} \int_s^1 p'(p)g(p)dp \quad \text{et} \quad F(s) = \frac{1}{1 - p_c} \int_s^1 (1 - p'(p))g(p)dp \quad (17)$$

$H(s)$ est alors la probabilité conditionnelle $p \geq s$ quand \mathcal{E} a lieu et $F(s)$ la probabilité conditionnelle $p \geq s$ quand \mathcal{E} n'a pas lieu.

Reprenant les notations de l'équation (17), on écrit V_e comme une fonction de α , car V_e est optimisée, pour chaque α , quand on considère que \mathcal{E} est prévu si $p \geq \alpha$ (Richardson 2000).

$$\alpha < p_c \quad V_e(\alpha) = (1 - F(\alpha)) - \frac{p_c(1 - \alpha)}{(1 - p_c)\alpha}(1 - H(\alpha)) \quad (18a)$$

$$\alpha > p_c \quad V_e(\alpha) = H(\alpha) - \frac{(1 - p_c)\alpha}{p_c(1 - \alpha)}F(\alpha) \quad (18b)$$

V_e atteint sa valeur maximale pour $\alpha = p_c$ et ainsi $V_e(p_c) = H(p_c) - F(p_c)$. Cette valeur maximale peut-être reliée à la qualité de l'EPS mesurée par la résolution du score de Brier (Richardson 2001).

La figure 21 illustre le genre de courbe de V_e que l'on peut obtenir avec un EPS. Ici, on considère l'événement A0- et le système opérationnel (op). Les barres d'erreur représentent l'erreur standard sur les diagnostics calculée par la méthode de bootstrap.

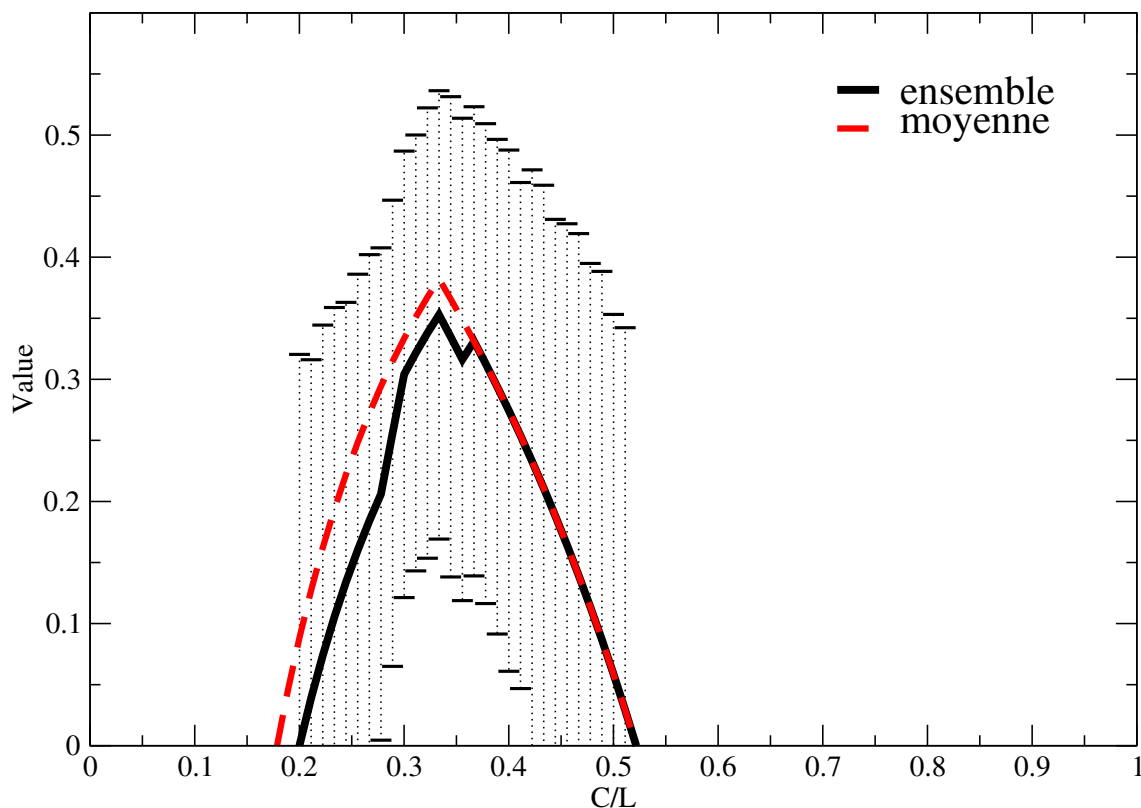


FIG. 21 – Exemple de valeurs économiques, en fonction du rapport coût sur perte (C/L), pour l'événement AO- ($p_c = 33\%$). La courbe pleine noire est la valeur associée au système probabiliste ; les barres d'erreurs représentent l'erreur standard relative à ce diagnostic. La courbe rouge discontinue est la valeur associée à la moyenne des ensembles ; ses barres d'erreurs associées ne sont pas montrées ici car elles sont similaires à celles montrées pour l'EPS.

Bien que les valeurs de la composante résolution du score de Brier (tableau 5) paraissent très proches des valeurs climatologiques (0.85 ± 0.10), la figure 21 montre une valeur économique dépassant 35% de gain par rapport à la climatologie pour le rapport $C/L = 33\%$. Les deux informations, d'un côté fournies par le score de Brier \mathcal{B}_s , et de l'autre par la valeur économique V_e , semblent contradictoires. En fait, \mathcal{B}_s mesure la performance globale du système probabiliste alors que V_e pointe localement les améliorations de l'EPS par rapport au système climatologique. Rappelant que $\alpha = C/L$, on a (Richardson 2003) :

$$\mathcal{B}_s \propto \int_0^1 V_e(\alpha) d\alpha \quad (19)$$

Le graphe de la valeur économique tronque les valeurs négatives pour signifier le fait que

si, pour un rapport C/L donné, $V_e < 0$, l'utilisateur doit fonder sa décision sur sa connaissance de la climatologie plutôt que sur son système d'ensemble.

L'exemple suivant illustre l'information que l'on peut tirer du graphique de la valeur économique. Imaginons que l'on doive prendre une action spécifique dépendant de l'événement AO-. Supposons que notre rapport coût/perte se situe à 30%. Dans ce cas, pour optimiser notre décision, l'action doit être prise quand les probabilités prévues par notre EPS sont $p \geq 30\%$. Ainsi, nous pourrions sauver $V_e(0.30) \approx 30\% \pm 18\%$ de nos dépenses par rapport à une prise de décision fondée uniquement sur notre connaissance de la climatologie.

On remarque ici que l'EPS et la moyenne des ensembles ont quasiment la même valeur économique. Cela est dû au fait que les perturbations des conditions initiales du système (op) servent avant tout à lisser et optimiser la prévision déterministe constituée par la moyenne d'ensemble.

Conclusion : en dépit d'un important défaut de fiabilité, dû à une trop faible dispersion des ensembles prévus, et d'une précision de diagnostic limitée par notre trop petit nombre de cas d'étude, l'approche probabiliste de la prévision saisonnière d'ensemble paraît capable d'apporter un gain déterministe (moyenne d'ensemble) et probabiliste (ensemble) significatif. Mais la seule perturbation des conditions initiales ne permet pas de discerner un gain potentiel du système probabiliste par rapport au système déterministe. L'investigation des méthodes de perturbations des ensembles, faite dans la partie suivante, tente de réduire le défaut de fiabilité et d'accroître le gain que l'on peut tirer d'une prévision probabiliste saisonnière.

6 Prévisions d'ensemble : perturbations des forçages

Nous avons vu dans la partie précédente que les principaux défauts de l'EPS opérationnel (op) sont la forte sous-dispersion des ensembles prévus et le manque de résolution significative pour la prévision du régime PNA.

La sous-dispersion des ensembles montre que la seule perturbation des conditions initiales n'est pas suffisante. Dans cette partie, dans le but d'améliorer nos prévisions probabilistes, nous examinons différentes expériences où le forçage prescrit au modèle est aussi perturbé.

Dans l'EPS opérationnel (op), la condition initiale non perturbée est le premier décembre de chaque hiver à prévoir. Le forçage non perturbé est la persistance de l'anomalie du mois de novembre précédant cet hiver. La taille des ensembles prévus est $N = 50$ pour les 4 différents EPS présentés ici.

On rappelle d'abord que le système opérationnel (op) est un EPS où seules les conditions initiales sont perturbées (50), aléatoirement avec des anomalies quotidiennes hivernales (voir section 4).

Le système (df), pour *daily forcing anomalies*, est un EPS où seuls les forçages sont perturbés (50), aléatoirement avec des anomalies quotidiennes hivernales.

Le système (srf), pour *seasonal random forcing anomalies*, combine des perturbations de forçages et de conditions initiales. Les anomalies de forçages utilisées ici sont des anomalies entre les forçages de novembre et ceux de l'hiver suivant. 10 anomalies saisonnières sont alors aléatoirement choisies. Pour chacune d'entre elle, on effectue 1 intégration partant du premier décembre et 4 intégrations avec des conditions initiales perturbées (par ajout d'anomalies quotidiennes, comme pour le système (op)).

Le système (sof), pour *seasonal optimized forcing anomalies*, diffère du système (srf) de par la sélection des 10 anomalies saisonnières. En fait, on sélectionne 5 paires (+/-) d'anoma-

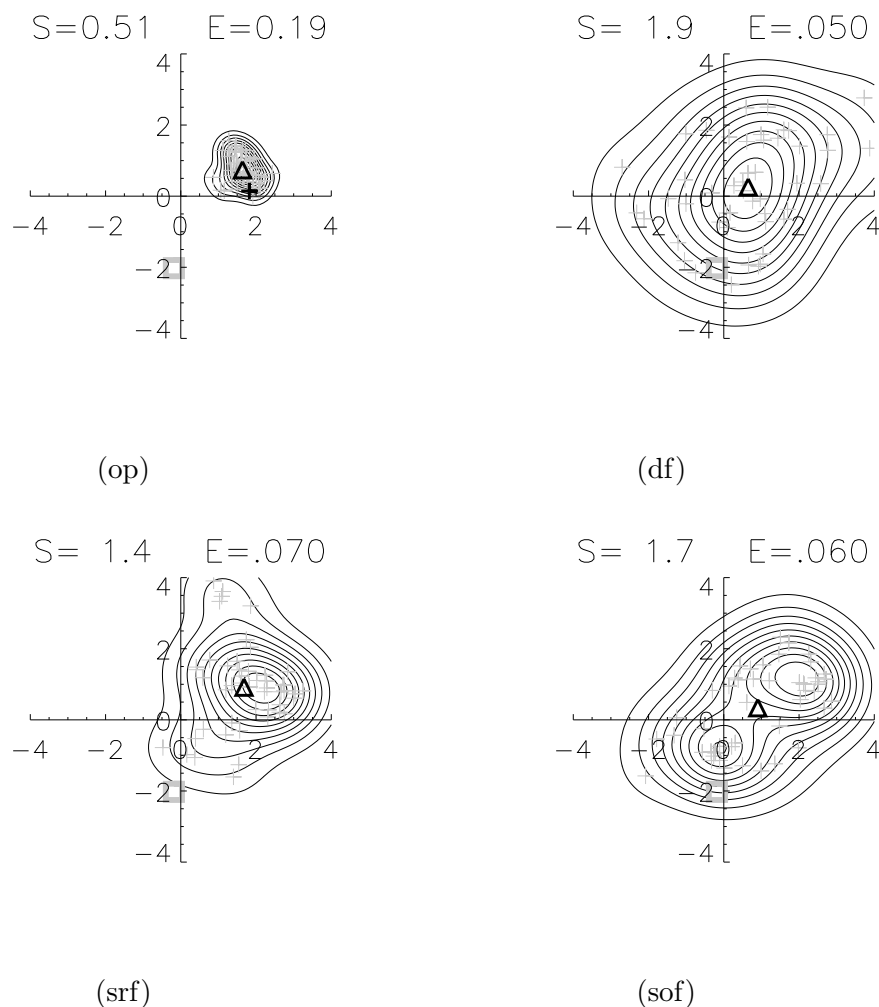


FIG. 22 – PDF2D de l’hiver 1978-79 pour les 4 systèmes présentés : (op), (df), (srf) et (sof). S et E ont la même signification que pour la figure 18.

lies correspondant aux 5 forçages de novembre les plus proches de celui de l’année à prévoir.

Pour visualiser les différences entre les 4 EPS présentés, nous montrons un exemple représentatif de PDF2D pour la prévision de chaque EPS lors d’un même hiver (figure 22). Cet exemple confirme que le système (op) est très sous-dispersif. Le système (df) semble produire des ensembles gaussiens sur-dispersifs. Le système (srf) paraît capable de produire des ensembles fortement non gaussiens, et le système (sof) des ensembles bimodaux. Ce sont surtout ces 2 derniers types d’ensembles qui sont susceptibles de fournir une meilleure information probabiliste.

Pour confirmer les impressions visuelles, en terme de dispersion des ensembles, de la figure 22, on regarde les diagnostics liés à la variable centrée réduite (section 5.2.1). Les résultats obtenus pour les 4 systèmes sont résumés dans le tableau 7.

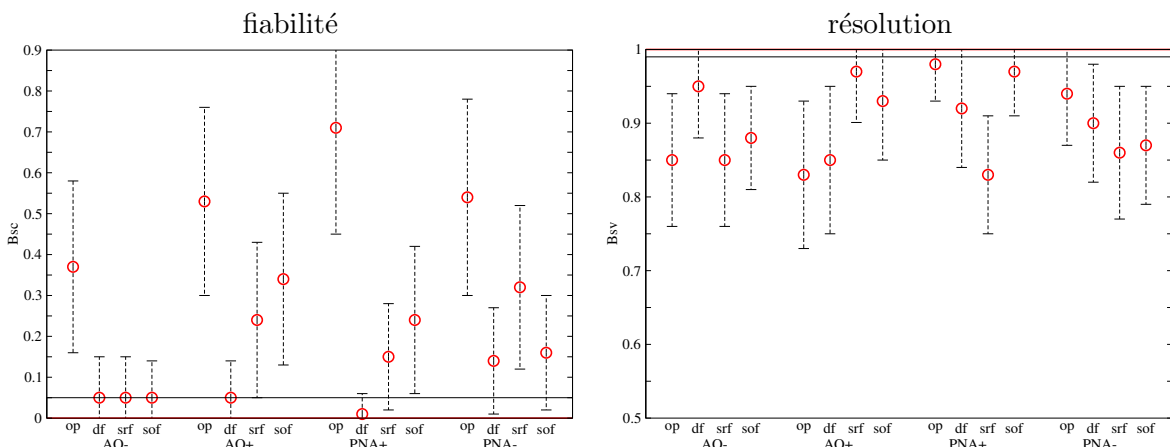


FIG. 23 – Décomposition du score de Brier avec barres d’erreurs pour les 4 systèmes et les 4 événements. Les lignes horizontales représentent les valeurs climatologiques de référence (table 4).

	(op)		(df)		(srf)		(sof)	
	E	V	E	V	E	V	E	V
AO	-0.20	3.24	-0.01	0.60	-0.05	1.14	0.03	0.95
PNA	-0.01	3.31	-0.02	0.67	0.01	1.06	-0.04	1.03

TAB. 7 – *Idem* table 3 pour les 4 EPS étudiés et les régimes AO et PNA.

Ces résultats confirment la sur-dispersion du système (df) où seuls les forçages sont perturbés. D’un autre côté, la combinaison des perturbations des forçages et des conditions initiales semble rendre les EPS statistiquement cohérent : l’écart type V est proche de 1, valeur pour un système parfaitement fiable, pour les systèmes (sof) et (srf), surtout dans le cadre de la prévision de la configuration PNA.

Pour confirmer cette amélioration de la fiabilité, et voir si elle ne se produit pas au détriment de la résolution (système tendant par exemple vers la climatologie), on examine les diagnostics effectués avec le score de Brier.

La figure 23 résume les diagnostics de la décomposition (8) du score de Brier. Les lignes horizontales représentent le système de référence climatologique (tableau 4). Pour chacun des 4 EPS et chacun des événements considérés (voir section 5.2.2), les (○) représentent la valeur observée, et barres d’erreurs représentent l’erreur standard obtenue par la méthode de bootstrap.

La perturbation des forçages confirme bien l’amélioration de façon significative de la fiabilité des EPS. En particuliers, (df) peut être considéré comme étant statistiquement cohérent pour les 4 événements étudiés. Ceci s’explique par le fait que ce système se rapproche de la climatologie, ce que l’on peut constater sur la résolution, et donc détériore l’information contenue dans la prévision.

La combinaison de perturbations des forçages et des conditions initiales ne corrige pas de façon évidente et significative le défaut de résolution des EPS, même si l’on constate une légère amélioration pour le régime PNA. L’allure des PDF2D nous laissait pourtant présager le contraire. Mais peut-être que le fait de ramener le nombre de classes de proba-

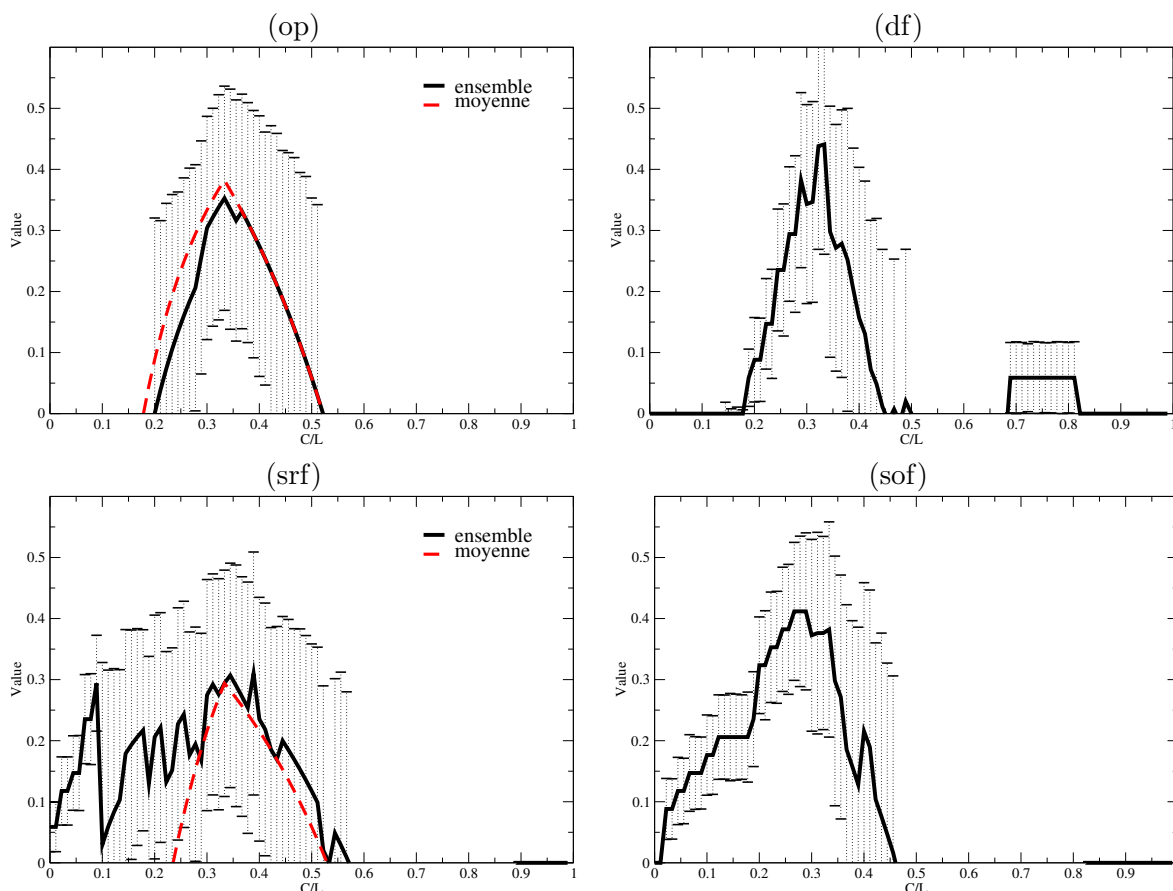


FIG. 24 – *Idem* FIG. 21 pour le régime AO- et les 4 systèmes étudiés. Les courbes non-significatives ne sont pas montrées.

bilités prévues à $N = 3$ (dû à $M = 51$), nous empêche de déceler les réelles améliorations induites par les changements dans nos EPS. La classification avec $N = 3$ n'est pas assez précise pour capturer les différences observées sur les PDF2D. Mais nous sommes malheureusement limité par le trop faible nombre M de réalisations de prévisions saisonnières disponibles pour espérer de tels diagnostics plus fins et plus précis.

La question que l'on se pose maintenant est de savoir si les nouveaux EPS introduits dans cette partie sont plus utiles ?

On reprend donc la mesure de la valeur économique V_e . En plus de comparer les informations contenues dans chaque EPS, nous étendons la comparaison à la prévision purement déterministe, issue d'une unique intégration partant de la condition initiale non perturbée, et à l'information contenu dans la moyenne d'ensemble, résultat déterministe d'une production ensembliste. Nous présentons ici des graphiques similaires à la figure 21. Pour une meilleure compréhension des graphiques, toute courbe non significative, *i.e.* dont la borne inférieure de l'intervalle de confiance est négative pour tout rapport coût/perte C/L , est occultée. De plus, les erreurs standards ne sont pas montrées pour chaque courbes si elles sont du même ordre de grandeur que celles déjà présentes sur le graphique.

On constate qu'avec la seule perturbation des conditions initiales (système (op)), l'information contenue dans l'ensemble ou la moyenne de l'ensemble est identique. Par contre, cela n'est plus le cas quand on perturbe aussi les forçages. On observe surtout un gain

significatif pour de petits rapports C/L avec les systèmes à perturbations combinées. Par exemple, le système (sof) permet un gain de 15% pour un rapport coût/perte de 10%. Pour l'événement AO+ (non montré), on observe que tous les EPS échouent en terme de gain par rapport à une prévision purement déterministe.

Pour la prévision des événements associés au régime PNA, nous avons constaté un gain significatif pour seulement 2 EPS (figure 25). La prévision déterministe est complètement déficiente dans ce contexte.

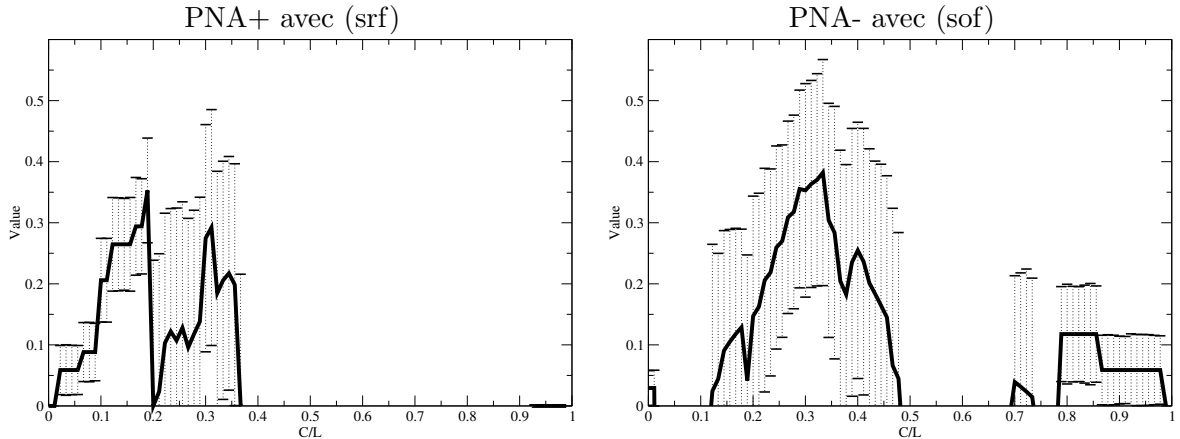


FIG. 25 – *Idem* FIG. 24 pour les régimes PNA et les systèmes à perturbations combinées.

Une fois encore, on remarque que la méthode de perturbations combinées permet d'obtenir un gain significatif en terme de valeur économique.

Conclusion : la combinaison des perturbations des conditions initiales et des forçages permet de rendre statistiquement cohérents les systèmes de prévisions d'ensembles sans dégrader la résolution. On constate même une amélioration significative en terme de valeur économique par rapport au système opérationnel, mais surtout par rapport à une prévision déterministe.

7 Conclusions et discussions

Cette étude propose de connecter une demande sociétale à une offre théorique. D'une part, on cherche à établir la prévisibilité, à l'échelle saisonnière, du climat régional sur le Québec. Typiquement, cela revient à prévoir certaines données de surface, comme la température, les vents ou le taux de précipitations, qui peuvent permettre, par exemple, l'estimation de l'approvisionnement disponible à venir des barrages d'Hydro-Québec. D'autre part, on a un modèle simplifié, permettant la production de prévisions d'ensembles peu coûteuse, qui possède une certaine habileté déterministe pour prévoir les 2 régimes principaux régissant la circulation atmosphérique sur l'hémisphère nord, à savoir l'Arctic Oscillation (AO) et configuration Pacific North American (PNA).

Une étude détaillée de la définition des régimes de temps et de leurs impacts sur certaines variables de surface a mis en évidence une influence du régime AO sur le climat hivernal du Québec. Notamment, le régime dit AO négatif induit un hiver plus chaud de 2 à 3 degrés et plus humide (+20% de précipitations); et le régime dit AO positif induit un

hiver plus froid de 2 à 4 degrés, avec un renforcement de près de 50% des vents d'ouest, et plus sec (-20% de précipitations).

Ce travail a donc mis en évidence un lien entre la prévision possible du régime AO par notre SGCM et la prévision des tendances climatiques sur le Québec. Il est à noter que l'on peut faire le même type de connexion entre la prévision de la configuration PNA et les tendances climatiques sur la côte ouest canadienne.

Ayant observé l'habilité de prévisions déterministes des régimes AO et PNA d'un modèle simplifié, nous avons effectué plusieurs prévisions d'ensembles afin d'améliorer la prévisibilité de ces configurations et d'en extraire des informations pertinentes.

Après une présentation des différents concepts et mesures de l'évaluation probabiliste des systèmes de prévisions d'ensembles, nous avons montré que cette validation à l'échelle saisonnière est grandement limitée par le petit nombre de cas d'étude disponibles, à savoir ici 51 hivers.

Néanmoins, nous avons démontré que la méthode de définition des ensembles combinant des perturbations les conditions initiales et des forçages hivernaux prescrits au modèle produit des prévisions statistiquement cohérentes et une information significativement meilleure que la climatologie pour le régime AO négatif et, dans une moindre mesure, les régimes PNA. Pour ces régimes, la prévision d'ensemble révèle un gain potentiel en terme de valeur économique pouvant atteindre jusqu'à 40% pour certains utilisateurs, ce qui se révèle bien meilleur que ce qu'une simple prévision déterministe peut apporter.

Ceci laisse présager un gain substantiel pour la prévision saisonnière avec le développement de modèles couplés atmosphère/océan, qui peuvent être assimilés à une version complexifiée de la méthode de perturbation de forçages.

Pour résumer, la prévision d'ensemble avec ce modèle simplifié est fiable pour le régime AO, qui influence le plus la tendance climatique sur le Québec en hiver, et contient une information pertinente suffisamment meilleure que la climatologie pour permettre un gain économique non négligeable.

Références

- [1] M. Ambaum, B. Hoskins, and D. Stephenson. Arctic oscillation or north atlantic oscillation? *Journal of Climate*, 14(16) :3495–3507, 2001.
- [2] J. Anderson. A method for producing and evaluating probabilistic forecasts from ensemble model integrations. *Journal of Climate*, 9(7) :1518–30, 1996.
- [3] D. Bamber. The area above the ordinate dominance graph and the area below the receiver operating characteristic graph. *Journal of Mathematical Psychology*, 12 :387–415, 1975.
- [4] G.W. Brier. Verification of forecasts expressed in terms of probability. *Monthly Weather Review*, 78(1), january 1950.
- [5] G. Brunet. Empirical normal-mode analysis of atmospheric data. *Journal of the Atmospheric Sciences*, 51(7) :932–952, 1994.
- [6] G. Candille. *Validation des Systèmes de Prévisions Météorologiques Probabilistes*. PhD thesis, Université Pierre et Marie Curie, Paris VI, 2003.
- [7] J. Derome, H. Lin, and G. Brunet. Seasonal forecasting with a simple general circulation model. *Journal of Climate*, in press, 2005.

- [8] B. Efron and R. Tibshirani. *An introduction to the Bootstrap*. Chapman & Hall, New York, 1993.
- [9] N. Hall. A simple gcm based on dry dynamics and constant forcing. *Journal of the Atmospheric Sciences*, 57(10) :1557–72, 2000.
- [10] B. Hoskins and A. Simmons. A multi-layer spectral model and the semi-implicit method. *Q.J.R.M.S.*, 101(429) :637–655, 1975.
- [11] N. McFarlane, G. Boer, J.-P. Blanchet, and M. Lazare. The canadian climate centre second-generation general circulation model and its equilibrium climate. *Journal of Climate*, 5(10) :1013–44, 1992.
- [12] E. Mekis and W. Hogg. Rehabilitation and analysis of canadian daily precipitation time series. *ATMOSPHERE-OCEAN*, 37(1) :53–85, 1999.
- [13] A. H. Murphy. A new vector partition of the probability score. *Journal of Applied Meteorology*, 12(4) :595–600, 1973.
- [14] A.H. Murphy. The value of climatological, categorical and probabilistic forecasts in the cost-loss ratio situation. *Monthly Weather Review*, 105 :803–816, 1977.
- [15] T. Palmer and L. Anderson. The prospects for seasonal forecasting - a review paper. *Q.J.R.M.S.*, 120(518) :755–793, 1994.
- [16] T.N. Palmer. The economic value of ensemble forecasts for risk assessment : From days to decades. *Q.J.R.M.S.*, 128(581) :747–774, april part A 2002.
- [17] R. W. Preisendorfer. *Principal Component Analysis in Meteorology and Oceanography*, volume 17. 1988.
- [18] D. Richardson. Skill and relative economic value of the ecmwf ensemble prediction system. *Q.J.R.M.S.*, 126(563) :649–667, 2000.
- [19] D. Richardson. Measures of skill and value of ensemble prediction systems, their interrelationship and the effect of ensemble size. *Q.J.R.M.S.*, 127 :2473–89, 2001.
- [20] D. Richardson. *Economic Value and Skill*. Forecast Verification : A Practitioner’s Guide in Atmospheric Science. I. Joliffe and D. Stephenson, wiley edition, 2003.
- [21] J. Shukla. Dynamical predictability of monthly means. *Journal of Atmospheric Sciences*, 38(12) :2547–72, 1981.
- [22] O. Talagrand, R. Vautard, and B. Strauss. Evaluation of probabilistic prediction systems. In *Proceeding of workshop on predictability*, pages 1–25, Reading, England, october 1997. European Centre for Medium-range Weather Forecasts.
- [23] D. Thompson and J. Wallace. The arctic oscillation signature in the wintertime geopotential height and temperature fields. *Geophysical Research Letters*, 25(9) :1297–1300, 1998.
- [24] D. Thompson and J. Wallace. Annular modes in the rextropical circulation. part i : Month-to-month variability. *Journal of Climate*, 13(5) :1000–16, 2000.
- [25] Z. Toth, O. Talagrand, G. Candille, and Y. Zhu. *Probability and Ensemble Forecasts*. Forecast Verification : A Practitioner’s Guide in Atmospheric Science. I. Joliffe and D. Stephenson, wiley edition, 2003.
- [26] R. Vautard. Multiple weather regimes over the north atlantic : Analysis precursors and successors. *Monthly Weather Review*, 118(10) :2056–81, 1990.
- [27] J.M. Wallace and D.S. Gutzler. Teleconnections in the geopotential height field during the northern hemisphere winter. *Monthly Wheather Review*, 109(4) :784–812, 1981.