

Mémoire pour l'obtention du diplôme
d'habilitation à diriger des recherches
Institut National Polytechnique de Toulouse

CONTRIBUTION A L'ÉTUDE DE
LA FORMULATION
PROBABILISTE DES
PRÉVISIONS SAISONNIÈRES

Michel Déqué

septembre 2006 — version sans tirés-à-part

Table des matières

Préambule	3
1 L'âge de pierre	5
1.1 Introduction	5
1.2 Bref historique	6
1.3 Expériences avec SISYPHE	8
1.4 Expériences au CEPMMT	9
1.5 El Niño	11
2 L'âge de la pierre précieuse	13
2.1 EMERAUDE	13
2.2 De vraies séries de prévisions	14
2.3 Des prévisions probabilistes	16
2.4 Des raffinements pour la méthode probabiliste	18
2.5 Une première tentative en temps réel	19
2.6 Le rôle des forçages	21
2.7 La mousson indienne	21
2.8 La correction du biais	22
2.9 Une expérience toujours plus grande	23
3 L'âge de l'harmonie	27
3.1 Le modèle ARPEGE	27
3.2 Les limites du modèle parfait	29
3.3 La mousson indienne (suite)	30
3.4 PROVOST	31
3.5 ELMASIFA	33
3.6 POTENTIALS	35
3.7 DEMETER	37
4 L'âge des promesses	41
4.1 Les perspectives	41
4.2 Les modèles simplifiés	44
4.3 La simulation de scores	45
4.4 La prévision de densité	46

4.5	Les méthodes d'analogues	48
4.6	Analogues et densité	49
4.7	Prévision probabiliste et régimes de temps	50
4.8	Pour conclure	50
	Références	53
	Annexes	59
A	Acronymes utilisés	61
B	Publications	65
B.1	Revue à comité de lecture	65
B.2	Rapports internationaux, actes	71
B.3	Notes internes	76
C	Enseignement	81
C.1	Concours et examens	81
C.2	Cours théoriques et travaux pratiques	81
C.3	Encadrement de stages et de thèses	82
C.4	Jurys	84
D	Animation scientifique	87
E	Sélection de cinq publications	89
	Déqué, 1988, <i>Annales Geophysicae</i>	90
	Déqué and Royer, 1992, <i>J. Climate</i>	90
	Déqué <i>et al.</i> , 1994, <i>Tellus</i>	91
	Déqué, 1997, <i>Tellus</i>	92
	Déqué, 2001, <i>Tellus</i>	93

Préambule

Mon activité de recherche à Météo-France a débuté en 1980 par mon entrée à l'établissement d'études et de recherches météorologiques (EERM) dans l'équipe de Jean-François Royer. Cette activité a toujours été centrée sur la modélisation numérique du climat. Mon passage préalable dans l'équipe de Guy Der Mégréditchian a permis de pimenter cette activité de fond avec des morceaux de statistiques et d'analyse de données et explique certains aspects de mon parcours scientifique. Ma recherche a été menée sur divers fronts, au gré des besoins, des modes, des résultats, des contacts, des envies, et, plus tard, des contrats européens.

On peut dégager trois thèmes sur lesquels j'ai particulièrement travaillé. Le premier est le rôle de la haute résolution horizontale dans la précision de la simulation climatique. Ce thème est devenu avec le modèle ARPEGE étiré l'étude de la régionalisation climatique, puis avec le groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat (GIEC) l'étude de scénarios régionaux. Le deuxième est la validation du modèle, c'est à dire le calcul de paramètres stables et leur comparaison aux observations. Ce thème a évolué en maintenance et amélioration de modèle quand m'a été confiée, avec la responsabilité de l'équipe ARPEGE-climat, la tâche de fournir au reste du groupe de climat du centre national de recherches météorologiques (CNRM) et à une communauté plus vaste, un modèle de circulation générale atmosphérique qui, à défaut de reproduire à la perfection le climat observé, soit bien documenté à la fois dans son contenu scientifique et dans les faiblesses de son comportement. Le troisième thème est celui de l'étude de la prévisibilité à longue échéance, que l'on appelle prévision saisonnière depuis une quinzaine d'années.

Dès 1981 je me suis intéressé à la possibilité d'utiliser notre modèle de circulation générale (MCG) en l'initialisant à partir d'observations. En novembre 1999, le modèle ARPEGE-climat devenait modèle opérationnel de prévision saisonnière à Météo-France. Il est très valorisant pour un chercheur, et en particulier pour un chercheur appliqué, de voir le fruit de ses études utilisé au profit de la collectivité qui l'a soutenu pendant de nombreuses années. Ce passage sur la chaîne opérationnelle n'est qu'une étape, et il reste encore beaucoup à faire pour que ces prévisions numériques apportent à leurs utilisateurs tout ce qu'elles peuvent apporter en terme de gain (ou plutôt de

réduction de perte).

A la fin de 2001, j'ai donc entrepris d'écrire mon mémoire autour de ce thème qui ne représente qu'une fraction de mon activité. Il en résulte un document plus cohérent et je l'espère plus lisible que la concaténation de mes comptes rendus trimestriels d'activité depuis plus de 20 ans. On trouvera la liste exhaustive de mes publications à la fin de l'ouvrage. J'ai choisi de focaliser ce thème de la prévisibilité sur l'étude de la formulation probabiliste, car c'est une question qui n'est pas encore parfaitement résolue, et le sujet prête à des développements scientifiques intéressants. La production d'une prévision saisonnière consiste simplement à intégrer un modèle et calculer des moyennes temporelles sur les résultats : c'est une activité scientifique indispensable, mais le niveau mathématique mis en jeu ne dépasse pas celui de la terminale. La comparaison d'une prévision à sa vérification est moins simple qu'il n'y paraît car on travaille avec de petits échantillons et le risque d'une sur-évaluation n'est pas négligeable. La production et l'évaluation d'une prévision probabiliste à partir d'une prévision déterministe (le MCG est reproductible) est un exercice encore plus difficile.

C'est pourtant là que se situe le besoin. En effet une prévision saisonnière présente des scores déterministes du même ordre qu'une prévision à 10 jours d'échéance. Je ne connais personne qui se fie entièrement aux prévisions du centre européen de prévisions météorologiques à moyen terme (CEPMET) au jour 10 pour régler son activité. Croire que dans quelques années les scores de la prévision saisonnière seront ceux d'une prévision à 3 jours grâce aux progrès des modèles et des calculateurs n'est permis qu'à celui qui débute dans le métier. J'ai vu en 20 ans les progrès considérables de la modélisation : un modèle à maille 50 km coûte en 2000 en moyen de calcul ce que coûtait un modèle à maille 500 km en 1980 ; le degré de raffinement des paramétrisations physiques, mesuré en nombre de lignes de code actives a été également décuplé. J'ai vu aussi au cours de ces 20 ans des scores de prévision mensuelle ou saisonnière progresser lentement mais sûrement : plutôt lentement que sûrement.

Un saut qualitatif est toujours possible en sciences, et on a vu par exemple la géométrie des Grecs révolutionnée par l'invention des coordonnées cartésiennes après avoir stagné pendant des siècles. Mais dans la recherche appliquée, on ne peut pas se contenter d'attendre un Archimède ou un Newton. Quel gestionnaire d'énergie attendrait que les scientifiques découvrent la fusion nucléaire contrôlée pour définir une politique énergétique ? Si la nature a dans sa grande sagesse voulu que le climat de la saison prochaine soit largement imprévisible afin de faciliter l'étalement des vacances, nous devons nous résigner à utiliser la seule démarche rationnelle face à l'incertitude : l'usage des probabilités.

1

L'âge de pierre

1.1 Introduction

Bien que j'aie consacré une toute petite partie de mon activité scientifique aux reconstructions paléo-climatiques, ce n'est pas cet aspect qui motive le titre du chapitre. A la fin des années 1970, tous les projets d'envergure du service de recherche de Météo-France¹ portaient des noms de pierre. A cette époque Michel Rochas avait écrit le premier modèle spectral atmosphérique français et lui avait donné le nom de SISYPHE pour bien rappeler aux générations de modélisateurs à venir que c'est lorsqu'on pense être arrivé au bout de ses peines qu'on réalise qu'il faut tout reprendre à zéro. En effet SISYPHE n'est pas un nom de minéral, mais le nom du fils d'Éole et fondateur de Corinthe, condamné pour son impiété par Zeus à rouler un rocher jusqu'au sommet étroit d'une montagne : l'instabilité de la position sommitale fait que le supplice ne prend jamais fin. Ce modèle, décrit dans Rochas et al. (1980), utilisait les paramétrisations physiques du modèle de prévision opérationnelle AMETHYSTE (qui était un modèle hémisphérique en point de grille) et pouvait fonctionner en mode hémisphérique ou en mode global. Sa version hémisphérique a fait une brève carrière de modèle de prévision opérationnelle, tandis que sa version globale a été utilisée comme premier modèle de climat de Météo-France par l'équipe de Jean-François Royer dont je faisais partie.

Dans ce chapitre je décrirai mes premières armes dans le domaine de la modélisation climatique en général et de la prévision numérique à longue échéance en particulier, et ce grâce au modèle SISYPHE. Mais auparavant, faisons un point de l'état de l'art de la prévision saisonnière au début des années 1980. En fait le mot prévision saisonnière ne se généralise qu'au cours des années 1990. On parlait plutôt à cette époque de prévision à longue

¹que j'appellerai ainsi pour des raisons de commodité mais qui s'appelait alors Météorologie Nationale, puis Direction de la Météorologie.

échéance, de prévision mensuelle, ou de prévision à échéance étendue.

1.2 Bref historique

Il est difficile de dater les premières prévisions à longue échéance utilisant des techniques statistiques. On peut citer les travaux de G. Walker au début du 20ème siècle qui découvrit l'oscillation australe en cherchant des prédicteurs pour la mousson indienne. Mais on peut remonter d'autant plus loin qu'on est moins regardant sur la rigueur statistique des méthodes : les proverbes à la « Noël au balcon, Pâques au tison » abondaient dans les almanachs des siècles passés. Les augures et haruspices romains observaient le vol des oiseaux et les entrailles des animaux sacrifiés pour aider à la prise de décision : il est fort probable qu'ils aient été consultés pour des prévisions saisonnières avant une campagne militaire. Évitions de sourire de la naïveté des âges passés, car il existe encore de nos jours des prévisions statistiques à longue échéance, effectuées sur des calculateurs puissants, utilisant d'abondantes données météorologiques, dont le sérieux dans la mise en œuvre n'excède pas celui de nos lointains prédécesseurs (je ne donnerai pas de références ici, mais toute méthode de prévision qui annonce une corrélation supérieure à 0.80 pour une échéance supérieure à un mois doit être considérée avec suspicion).

En ce qui concerne les prévisions numériques, on peut être plus précis. Je donnerais volontiers la date de 1975 pour marquer le début de cette activité. En effet, c'est à partir de 1975 que le service météorologique américain (NMC)² réalise des analyses opérationnelles globales. Avant 1975, les analyses opérationnelles disponibles couvraient au mieux l'hémisphère nord et ne permettaient pas d'initialiser un modèle global. A partir de 1979, le CEPMMT produit à son tour des analyses globales grâce à un réseau d'observation renforcé suite à la première expérience mondiale du GARP (PEMG). C'est 1979 qui a servi de point de départ à mes études. Les MCG capables d'être intégrés quelques mois sans donner une climatologie irréaliste existent depuis les années 1960 (Manabe et al., 1965). La première référence, à ma connaissance, de l'utilisation d'un MCG pour des prévisions à longue échéance comparables à ce qui se fait de nos jours est Gilchrist (1977). L'auteur constate qu'en partant de jours consécutifs pendant l'hiver 1975-76, on obtient une grande dispersion des prévisions à 50 jours, on trouve une ressemblance avec les observations dans les ondes très longues, et on améliore les prévisions en utilisant les températures de surface de l'océan (TSO) observées plutôt que des TSO climatologiques. Cependant, Gilchrist n'utilise qu'une seule saison³ et ne peut donc pas retrancher l'erreur systématique du modèle du service

²qui s'appelle maintenant NCEP

³et pour cause : au moment de son étude, le NMC vient juste de commencer à produire des analyses globales

météorologique du Royaume Uni (UKMO) ni explicitement par la soustraction d'un biais, ni implicitement pas le calcul d'un coefficient de corrélation. Shukla (1981) utilise trois hivers consécutifs de 1975 à 1977 et trouve une prévisibilité significative des moyennes des jours 16 à 46, bien qu'il utilise des TSO climatologiques.

En ce qui concerne plus particulièrement l'aspect probabiliste des prévisions, on cite souvent Epstein (1969a) comme référence de prévision stochastique-dynamique. Epstein propose d'utiliser une équation pronostique pour la densité de probabilité. Cependant, pour mener à bien ses calculs, il doit faire de nombreuses simplifications. Cette démarche a été abandonnée depuis, au moins pour les MCG. Leith (1974) montre que la méthode de Monte-Carlo qui consiste à répéter les intégrations du modèle en introduisant de petites perturbations initiales est nettement plus adaptée aux modèles de prévision météorologiques. J'ai abondamment utilisé cette méthode au cours de mes travaux, notamment pour les études en mode « modèle parfait », c'est-à-dire lorsque la situation à prévoir est elle-même une intégration du modèle. On parle alors de prévision d'ensemble et les intégrations individuelles sont appelées membres de l'ensemble. Lorsque la taille de l'ensemble est inférieure à 10, on utilise plutôt la méthode des prévisions décalées préconisée par Hoffman et Kalnay (1983). Ces deux méthodes ne sont toutefois pas très satisfaisantes ni pour la prévision à courte échéance, ni pour la prévision saisonnière, mais je reviendrai plus loin sur ce point. Les avantages de la méthode des prévisions décalées sur la méthode des perturbations aléatoires sont :

- elle est très facile à mettre en œuvre, dès qu'on a un accès facile aux archives d'analyses
- si une analyse rate un phénomène important, c'est corrigé par l'analyse suivante

les inconvénients sont :

- dans les régions vides d'observation, on n'introduit aucune erreur initiale, donc tout se passe comme si l'état initial était parfait alors que c'est le contraire
- la méthode est inutilisable en mode modèle parfait car les membres sont identiques
- quand le décalage est de 24 heures, les membres ne sont pas équiprobables lors des premiers jours d'échéance, voire au-delà si l'ensemble est de grande taille

Au début des années 1980, la confiance dans les progrès de l'observation (grâce aux satellites) et de la modélisation (grâce aux calculateurs) fait que l'aspect probabiliste des prévisions à longue échéance n'est pas à l'ordre du jour. Les chercheurs sont bien conscients depuis Lorenz (1965) que l'on ne parviendra pas à prévoir une situation météorologique avec tous ses détails au-delà de 10 jours, mais espèrent qu'au moyen de lissages appropriés (moyennes temporelles, filtres spatiaux) on pourra faire une prévision déter-

ministe à l'échéance du mois ou de la saison.

1.3 Expériences avec SISYPHE

Quand je prends en main le modèle SISYPHE, ma première tâche est d'augmenter la résolution horizontale à T21⁴. Les spectres énergétiques montrent qu'on doit représenter ces ondes pour espérer simuler les instabilités baroclines. En effet, on constate qu'avec une T21, des dépressions (certes un peu trop étendues) traversent l'Atlantique nord d'ouest en est alors que en T10, une dépression stationnaire remplit l'Atlantique nord en ne variant qu'en intensité. Un modèle T21 sur notre ordinateur demandait une semaine pour faire une simulation de un mois, et il a fallu attendre les ordinateurs Cray pour que la T21 devienne abordable. Au cours des premières années de recherche, Jean-François Royer et moi avons effectué nos expériences de simulation climatique pluri-annuelles en T10⁵.

La première expérience de prévision à longue échéance avec ce modèle a été réalisée à l'occasion du stage de recherche de J. Clochard (Clochard et al., 1982). Le modèle SISYPHE était utilisé en « haute » résolution (T21). Trois prévisions de 30 jours (deux en hiver, une en été) ont été réalisées à partir des analyses de la PEMG, et six prévisions d'hiver supplémentaires limitées à 15 jours ont été rajoutées quand on s'est rendu compte que les scores étaient trop bruités. Il faut une dizaine de minutes sur un ordinateur domestique pour réaliser tout cela en 2005, mais en 1981 il a fallu beaucoup de patience. Pour prouver qu'on peut prédire quelque chose au-delà de 5 jours avec notre modèle, nous avons considéré les trois premières composantes principales (CP) globales du géopotentiel à 500 hPa. Elles représentent les grandes ondes planétaires de la circulation. On aurait pu prendre aussi les premières harmoniques sphériques, mais elles ne correspondent pas aux oscillations naturelles de l'atmosphère qui est contrainte par les grands massifs montagneux (rocheuses et Himalaya) et la répartition des océans.

L'erreur quadratique moyenne (EQM) de ces trois CP augmente avec le temps et n'atteint l'EQM de la prévision climatologique qu'au bout de 15 jours. La prévision climatologique désigne la prévision faite en prenant la moyenne climatologique (c'est-à-dire sur plusieurs années) du mois ou de la saison courante : c'est la prévision à battre quand on se place à longue échéance. Il faut toutefois rappeler qu'une prévision dont l'EQM est identique à l'EQM d'une prévision climatologique⁶ n'est pas dénuée d'intérêt, puisque on peut réduire l'EQM en multipliant l'anomalie⁷ prévue par un facteur approprié. Ce n'est que lorsque l'on atteint une valeur de l'ordre de $\sqrt{2}$ fois

⁴la représentation des harmoniques sphériques est limitée au nombre d'onde 21

⁵en S1013 pour être plus précis

⁶que j'appellerai EQM climatologique pour abrégé

⁷dans notre jargon, une anomalie de désigne pas un dysfonctionnement, mais une différence entre une prévision et la prévision climatologique

l'EQM climatologique que l'on peut dire qu'il n'y a plus de prévisibilité. Si on remplace la prévision du modèle par la prévision par persistance, qui consiste à prendre la situation initiale en guise de prévision, on atteint l'EQM climatologique au bout de 5 jours seulement. Ceci prouve que la prévisibilité n'est pas seulement due à la lenteur de l'évolution des grandes ondes atmosphériques, mais à la capacité des MCG à prévoir dans quel sens se fait cette évolution.

Ces résultats très encourageants nous ont amenés à regarder ce qui se passe à plus petite échelle, en considérant les CP sur le domaine Europe-Atlantique. Un phénomène curieux, que certains anglo-saxons appellent *return of skill* est apparu : l'EQM du modèle atteint l'EQM climatologique au jour 5, puis passe en-dessous au jour 8 pour ne l'atteindre à nouveau qu'au jour 15. Mon expérience actuelle me fait interpréter cela comme un artefact d'échantillonnage : une année ne suffit pas pour obtenir des scores stables, surtout quand le domaine de vérification est petit. Il fallait donc attendre que le CEPMMT accumule les analyses opérationnelles sur plusieurs années avant de se lancer dans un exercice de plus grande ampleur. En attendant, je me suis consacré à l'étude des CP atmosphériques et à la façon dont le MCG les reproduisait. Ma stratégie pour aborder la prévision à longue échéance était de chercher à prévoir par le MCG les premières CP, puis les relier par une méthode statistique aux variables du temps sensible. Dans une optique de prévision probabiliste, cela revient à chercher à prévoir l'espérance mathématique de la variable plutôt que la variable elle-même. C'est de la prévision à l'ordre un, on ne se soucie pas encore de prévoir la dispersion.

1.4 Expériences au CEPMMT

L'analyse en composantes principales (ACP) est attribuée au statisticien Pearson au début du 20ème siècle. Pendant 50 ans, cette méthode est restée dans l'oubli car la diagonalisation manuelle de matrices de taille quatre ou plus était fastidieuse voire instable. Avec l'apparition des premiers calculateurs, la donne change. Lorenz (1956) propose d'utiliser un modèle dont les variables seraient les CP, car on a besoin de beaucoup moins de CP que d'harmoniques sphériques pour représenter l'atmosphère. L'idée ne débouche pas, mais le terme *empirical orthogonal function* (EOF) demeure. Le principe de l'ACP est de séparer les structures spatiales (les EOF) de leurs pondérations temporelles (les CP). La communauté météorologique anglo-saxonne et scandinave des années 1960 et 1970 va mettre l'accent sur l'aspect spatial. L'école statistique française, plus orientée vers les sciences sociales que la météorologie, travaille dans le même temps sur l'analyse factorielle (analyse des correspondances, analyse discriminante) et utilise beaucoup la représentation en dimension 2 des CP. G. Der Mégréditchian est à la croisée de ces deux approches, et de là vient l'idée de travailler sur les propriétés temporelles des

CP météorologiques. La prévisibilité est la propriété de deux trajectoires de rester proches un certain temps, c'est donc une propriété temporelle. La difficulté vient de ce qu'on peut calculer des EOF à partir de séries incomplètes, tandis que le suivi temporel des CP nécessite la continuité des données.

Le CEPMMT se lance en 1980 dans un projet pharaonique avec M. Jarraud et U. Cubasch : utiliser les temps morts de son ordinateur pour faire tourner une version en résolution T21 du nouveau modèle de prévision (la version pré-opérationnelle est en T63) sur 10 ans. Les séries quotidiennes produites par ce MCG sont une mine d'or sur laquelle je me précipite avec J.P. Volmer. Dans Volmer et al. (1983), nous montrons que les différentes années simulées peuvent être représentées par des trajectoires en dimension 2, assez régulières mais différentes d'une année sur l'autre. Les premières CP sont bien plus persistantes que les suivantes. Nous notons un vieillissement dans le comportement : les trajectoires ont tendance à devenir plus anguleuses avec les années. Le CEPMMT découvrira plus tard une erreur dans le traitement de l'eau du sol et la nouvelle simulation n'aura pas cette tendance. Nous proposons une méthode originale et élégante pour lever la dégénérescence⁸ des deux premières CP. Traditionnellement on utilise les propriétés spatiales des EOF et la méthode VARIMAX qui est assez efficace à défaut d'être convaincante. L'utilisation des propriétés de persistance des CP (Déqué, 1983) donne d'emblée la bonne solution. Dans Volmer et al. (1984), nous montrons que les premières EOF sur la région Europe-Atlantique sont très semblables entre la simulation de 10 ans et un fichier de 20 ans d'observations sur ce domaine. De plus les propriétés de persistance des CP correspondantes sont très semblables.

Obtenir un tel résultat avec des CP globales est plus difficile. Il faut attendre de disposer de 5 ans d'analyse, et la comparaison composante par composante est décevante. Le spectre des valeurs propres est très plat et toutes les CP dégènèrent. J'effectue donc la comparaison directement sur les sous-espaces propres (Déqué, 1986a) et je montre que la simulation ressemble beaucoup à la réalité. Il est donc établi que le MCG ne se contente pas de produire des champs dont la moyenne mensuelle offre une forte similitude avec les grandeurs observées correspondantes. Les CP qu'il fournit ont les bonnes propriétés pour devenir des candidats à la prévision à long terme.

Pourtant, rien dans la construction des CP ne fait référence à la notion de prévisibilité. Si on chaotise la série des champs en remplaçant l'ordre chronologique par un ordre aléatoire, on retrouve les mêmes EOF. Si l'atmosphère possède des modes intrinsèquement plus prévisibles, leur ressemblance avec les premières EOF est fortuite et seulement due au fait que dans les deux cas les grandes échelles sont privilégiées. C'est pourquoi je me suis posé la question de l'existence de modes optimaux par rapport à un critère de prévi-

⁸terme mathématique qui désigne le fait que deux valeurs propres ou plus sont identiques, ou en tout cas statistiquement indiscernables

sibilité. Le critère que j'ai choisi est un rapport de deux formes quadratiques afin de me ramener à une diagonalisation de matrice symétrique. Dans ce cas le minimum est unique et facile à estimer informatiquement. Mon choix s'est porté sur le rapport de l'EQM par l'EQM climatologique, ce qui revient à considérer ce que Murphy et Epstein (1989) appelleront *skill score*.

La mise en œuvre de cette méthode, que j'ai baptisée analyse en composantes prévisibles, a été délicate car je ne disposais pas de suffisamment de prévisions pour obtenir une minimisation robuste. Même en filtrant par les 20 premières EOF du géopotential à 500 hPa, il faut au moins 100 prévisions indépendantes. Je me suis donc rabattu sur les prévisions opérationnelles du jour 10 par le CEPMMT (Déqué, 1988a). Dans ce cas la taille disponible (7 hivers, soit 630 prévisions non indépendantes) est suffisante pour extraire un mode à la fois robuste et bien prévisible. Quand nous disposerons de suffisamment de cas de prévisions saisonnières indépendantes (ce qui n'est pas encore le cas), il sera intéressant de leur appliquer cette méthode.

1.5 El Niño

Durant l'automne 1982, les satellites indiquent que l'océan Pacifique équatorial est en train de se réchauffer de plus de 4 K sur de très grandes étendues, phénomène que l'on a jamais observé jusqu'alors⁹. Au cours de l'hiver qui suit, de nombreuses anomalies de température et de précipitations sont relevées de part le globe (mais pas en Europe). On appelle ce phénomène le Niño du siècle. Dès l'été suivant, J.F. Royer et moi effectuons une simulation avec le modèle à basse résolution. Le forçage est constitué d'une anomalie de température idéalisée, obtenue en multipliant par 2.5 un composite sur le Pacifique des Niños précédents proposé par Rasmusson et Carpenter (1982). La réponse du modèle pour la divergence du vent sur l'Asie, le Pacifique et l'Amérique offre beaucoup de ressemblance avec l'anomalie observée pendant l'hiver 1982/83 (Déqué et Royer, 1984). Le coefficient de corrélation d'anomalie sur le globe est de 0.66 pour le potentiel de vitesse à 200 hPa. Un score aussi élevé est obtenu alors que ni les conditions initiales atmosphériques, ni les TSO hors du Pacifique équatorial ne sont pris en compte.

Quand je refais l'expérience à résolution T21, j'obtiens un coefficient de corrélation très comparable (0.69) qui montre que la résolution horizontale n'est pas un facteur prépondérant pour ce genre de phénomène essentiellement tropical. Le choix de la T21 pour les études de prévisibilité était motivé par le comportement aux moyennes latitudes. Jusqu'à présent mes études de prévisibilité se focalisaient sur l'évolution lente de certaines composantes atmosphériques convenablement initialisées. Maintenant, il faut compter aussi avec le forçage externe par l'océan. Une expérience similaire pour l'été 1983 donne des résultats aussi encourageants quoique limités à la zone Pacifique.

⁹et qu'on ne reverra que 15 ans plus tard

En effet l'anomalie chaude persiste jusqu'en août 1983. Grâce aux analyses de TSO du NMC décrites dans Reynolds et Gemmill (1984), on peut raffiner en remplaçant l'anomalie de TSO idéalisée par la véritable TSO de 1982/83. On note une amélioration, surtout pour la prévision de température. Un ensemble de 9 prévisions à 4 mois et demi, réalisé par la méthode de Monte-Carlo, permet d'améliorer la corrélation sur les régions tropicales hors Pacifique (Déqué, 1986b).

En ce qui concerne l'océan Atlantique, une anomalie chaude de 2 K est observée durant l'été 1984. Les simulations effectuées en utilisant ce forçage ne donnent rien de concluant. Avec J. Servain et J.P. Piedelievre, je cherche alors par une méthode statistique quel type d'anomalie de TSO Atlantique tropical pourrait produire une réponse sur l'Atlantique nord et l'Europe. Mais nous trouvons que c'est l'atmosphère qui dicte sa loi à l'océan à l'échelle saisonnière pour ce bassin et non l'inverse comme c'est le cas pour le Pacifique. Ce résultat est détaillé dans Déqué et Servain (1989) et n'a pas été remis en cause par des études ultérieures. Pourtant, il n'est pas déraisonnable de penser que les anomalies de TSO des autres océans peuvent moduler la réponse atmosphérique à une anomalie de TSO du Pacifique. Désormais, les expériences de prévisibilité que je mènerai prendront en compte des anomalies sur l'océan mondial.

2

L'âge de la pierre précieuse

2.1 EMERAUDE

Le choix minéralogique pour nommer les projets prévalait toujours à Météo-France lorsque nous avons fait l'acquisition d'un ordinateur vectoriel Cray 1. Ce type de machine développait toute son efficacité calculatoire lorsque les instructions qu'on lui fournissait pouvaient être exécutées en parallèle dans des boucles. La structure du code de SISYPHE, comme celle de son cousin opérationnel AMETHYSTE, cherchait au contraire à minimiser le nombre des instructions car tout était exécuté séquentiellement. Dès 1982, un projet nommé EMERAUDE, dans lequel j'ai été impliqué, a consisté à écrire, en s'inspirant de certains développements du CEPMMT et en introduisant des idées originales un modèle spectral valable aussi bien pour la prévision opérationnelle que pour la simulation du climat.

Cette approche d'un code commun était assez originale, puisque l'UKMO ne lancera que 10 ans plus tard son *unified model*, et les canadiens attendront 10 ans de plus. En terme d'ingénierie de programmation, il s'agissait de passer de stade artisanal où un artiste ciselait son modèle en suivant son inspiration (toute la partie adiabatique de SISYPHE a été écrite par la même personne), au stade semi-industriel où on commence par bâtir une ossature après quelques essais sur des prototypes, puis on distribue le travail à une dizaine d'ouvriers en donnant des règles et des normes. Les compilateurs de l'époque étaient très exigeants pour qu'une série d'instructions puisse être traitée comme un vecteur, et le comité chargé des attributions de ressources au centre de calcul vectoriel pour la recherche (CCVR)¹ était tout aussi exigeant sur le degré de vectorisation du modèle.

Avec le modèle EMERAUDE, j'ai donc pu disposer d'un modèle bien plus efficace pour réaliser des séries de prévisions. Le degré de réalisme de ce modèle était supérieur, car je bénéficiais du test en vraie grandeur de la prévision

¹le Cray-1 était acheté en copropriété par Météo-France, vu son prix élevé

opérationnelle quotidienne. Les paramétrisations physiques, inspirées du modèle du CEPMMT sauf le schéma de convection qui était original (Bougeault, 1985) étaient d'un niveau supérieur à celui des paramétrisations du couple SISYPHE-AMETHYSTE. Le modèle a été disponible en 1984 en version hémisphérique, et la version climat (gérée informatiquement par J.P. Rocafort) a été utilisable en 1985. A cette date, grâce au travail d'A. Braun informaticien de l'équipe UDC (unité de dynamique du climat), les analyses globales du CEPMMT étaient rapatriées automatiquement au CNRM pour constituer des conditions initiales et des données de vérification. Elles couvraient une période de 5 ans, ce qui autorisait à faire un embryon de statistiques. Un autre progrès disponible à l'époque a été le Minitel. Cela peut étonner en ce début de 21ème siècle où il est si naturel d'être en réseau depuis n'importe où grâce à Internet, mais jusqu'en 1985, il fallait être physiquement sur le site de calcul pour lancer une expérience. Or c'est en soirée et durant les week-ends qu'une machine partagée a le plus de créneaux libres pour les longs calculs. La possibilité de surveiller, corriger, modifier, relancer les lourdes expériences depuis mon domicile, m'a fait gagner un facteur deux à trois en temps réel pour la réalisation des expériences de prévisibilité.

2.2 De vraies séries de prévisions

Avec le Cray 1, on ne parle plus de T10, et c'est en résolution T21 que se font toutes les expériences. La première expérience a été présentée au colloque OMM sur la prévision mensuelle et saisonnière organisé par J.F. Royer à Toulouse en juin 1987. La façon dont elle a été réalisée et exploitée est très similaire (à la taille et à la résolution près) à ce qui se fait de nos jours dans ce domaine. Cinq prévisions pour les hivers 1980/81 à 1984/85 sont effectuées. Chaque prévision est un ensemble de 9 intégrations de 50 jours. Les 9 conditions initiales sont obtenues en prenant trois jours consécutifs combinés avec trois perturbations aléatoires. Les TSO utilisent les données mensuelles observées : il s'agit donc de prévisibilité potentielle. Les prévisions du modèle sont comparées à celles de la climatologie (6 ans d'analyses du CEPMMT) et de la persistance (anomalie moyenne du mois qui précède la prévision) par le score EQM. Sur le domaine global, les scores des principaux champs de la circulation générale (vent, température et géopotential) pour le mois de janvier (moyenne du jour 15 au jour 45) montrent une supériorité de modèle sur la climatologie et de la climatologie sur la persistance (sauf en 1983 où la persistance l'emporte sur la climatologie). La supériorité du modèle en EQM globale est donc systématique pour chacun des 5 mois de janvier et nous avons maintenant une base solide pour nos travaux. Une autre résultat de cette étude est la supériorité de l'approche situations initiales décalées par rapport à l'approche perturbation aléatoire.

L'étude qui précède ne visait pas la prévisibilité locale, car les scores

concernaient le globe, les hémisphères ou la bande intertropicale. En janvier 1985, une vague de froid d'une dizaine de jours sur l'Europe a fait tomber des records de froid en France, et en particulier à Toulouse. Lorsqu'on considère les prévisions locales² de température pour janvier 1985, on trouve une anomalie prévue de -1.5 K centrée sur la France, tandis que l'observation montre un minimum au même endroit de -4 K. Ce résultat est assez inespéré, car la valeur prévue correspond à la moyenne de 9 prévisions mensuelles. En comptant les prévisions individuelles dont la moyenne sur l'Europe fait apparaître une anomalie négative de température, je trouve 7 membres sur les 9. On voit se profiler ici l'amorce d'une prévision probabiliste.

Pour s'assurer que cette supériorité du modèle s'affirme aussi par rapport à des méthodes statistiques plus élaborées que la climatologie ou la simple persistance, j'ai évalué les scores qu'on pouvait obtenir sur l'Europe en utilisant des fichiers d'apprentissage de 20 ans (Déqué, 1987). Les prédicteurs testés sont le géopotential à 500 hPa ou la température de l'Atlantique tropical. Les essais d'algorithmes robustes à base de composantes principales montrent que pour les 5 mois de janvier testés, le modèle fait mieux qu'une régression avec les TSO d'octobre et les géopotentiels de décembre (les meilleurs prédicteurs). En essayant d'utiliser d'autres prédicteurs, on doit sûrement faire mieux, mais la robustesse du procédé peut être mise en question. Un statisticien lucide pourrait dire, paraphrasant Archimède, « donnez moi un fichier de prédictand et une valeur de score, et je vous fournirai les prédicteurs qui produisent ce score sur ce fichier ».

Le plus grand saut qualitatif dans les moyens de calcul que j'aie connu dans ma carrière est le passage du Cray 1 au Cray 2 : la mémoire disponible passe de 2 Mo à 256 Mo³, autorisant le chargement de programmes inimaginables auparavant sauf à consacrer la majorité du temps à lire et écrire sur disque. Depuis j'ai connu des sauts d'un facteur 3 en vitesse, ou 10 en mémoire lors des changements de calculateur, mais jamais un tel bond. Pourtant le Cray 2 n'avait pas un processeur beaucoup plus rapide, et son compilateur a mis plusieurs années à se stabiliser, ce qui a rendu la communauté française des utilisateurs de gros moyens de calcul très conservatrice à chaque tentative de changement de machine. En ce qui nous concerne, numériques du climat, ce changement nous a amenés à passer à la résolution T42 (maille horizontale 280 km), qui est encore utilisée au CNRM aujourd'hui aussi bien pour les expériences de scénario de changement climatique que pour les prévisions saisonnières expérimentales ou opérationnelles⁴. La T42 a un coût numérique six à sept fois supérieur à celui de la T21.

Une nouvelle série de prévisions pour les 5 hivers a donc été réalisée en T42, mais au lieu de considérer des ensembles mixtes de 9 membres, j'utilise

²le mot « local » est un peu abusif car il s'agit d'une grille de pas 500 km

³que ceux qui ont un PC avec 512 Mo de mémoire ne sourient pas

⁴*stricto sensu* la troncature spectrale est aujourd'hui T63, mais la grille est la même qu'en 1987.

5 membres décalés dans le temps, fort des résultats obtenus en T21. Les gains en terme de scores globaux par rapport à la T21 ne sont pas spectaculaires, mais le plus intéressant est qu'on retrouve une anomalie froide sur l'Europe en janvier 1985 et que 4 membres sur 5 sont d'accord sur son signe. Il ne s'agit donc pas d'un hasard, et la capacité du modèle à pronostiquer un mois à l'avance une vague de froid sur l'Europe sans en préciser le début, la durée ou l'intensité ouvre des perspectives intéressantes. L'imprécision que je viens de mentionner amène assez naturellement à se poser la question en terme de probabilité d'occurrence

2.3 Des prévisions probabilistes

C'est dans le premier papier joint en annexe (Déqué, 1988b), que j'utilise explicitement une formulation probabiliste. La principale difficulté d'une prévision probabiliste est son évaluation. Si j'annonce une anomalie chaude avec une probabilité de 0.60 et qu'il fait froid, il ne s'agit pas d'une erreur de prévision. A l'inverse, si je prévois toujours le bon signe de l'anomalie, mais avec des probabilités ne dépassant pas 0.80, je me trompe car ma probabilité prévue devrait être 1. La stratégie d'évaluation que je préconise est d'abord de vérifier que la prévision déterministe possède un score significativement positif, au sens de la corrélation. Un score nul indiquerait que la prévision est une variable indépendante de l'observation, et toute formulation probabiliste ne serait qu'un artifice pour masquer notre ignorance complète. Quant aux scores négatifs, je ne veux les considérer que comme des fantaisies d'échantillonnage. En effet, le modèle est censé imiter la réalité ; s'il fait le contraire, la taille des échantillons (une dizaine) et le bon sens s'accordent pour interdire l'idée de prendre le contre-pied de la prévision. Une fois assuré que la prévision du modèle a quelque chose à voir avec l'observation correspondante, on peut appliquer un score à la prévision probabiliste.

Le score le plus simple est le score quadratique. Quand on fait une prévision en k classes sous forme de probabilités, la prévision consiste en un vecteur (p_1, p_2, \dots, p_k) . La vérification est un vecteur similaire (o_1, o_2, \dots, o_k) qui contient des zéros partout, sauf pour la composante o_i qui vaut 1 si c'est la classe numéro i qui est observée. En effet, n'est-il pas de meilleure prévision que de prévoir la probabilité 1 pour la classe qui va se réaliser ? Le carré de la norme quadratique de la différence entre ces deux vecteurs est appelé score de Brier (Brier, 1950). Cependant Epstein (1969b) fait remarquer que ce score, n'est pas bien adapté aux prévisions météorologiques dès qu'il y a plus de deux classes. En effet, les phénomènes météorologiques que l'on cherche à prévoir à l'échéance mensuelle ou saisonnière sont extraits de variables continues (température ou précipitation) que l'on compare à des seuils. Quand on prévoit la température en trois classes (froid, moyen, chaud) et quand une prévision donne une forte probabilité à la classe chaude

et deux probabilités identiques faibles aux deux autres classes, le score de Brier donne une valeur identique aussi bien lorsque la classe froide est observée que lorsque la classe moyenne est observée. C'est contraire au bon sens qui voudrait qu'on pénalise plus le premier cas de figure. Le score de probabilités ordonnées (SPO) consiste simplement à appliquer le score de Brier aux classes cumulées au lieu des classes disjointes. Dans le cas d'une prévision en trois classes de température, les classes cumulées sont simplement (froid, froid ou moyen, froid ou moyen ou chaud). Ce score a les bonnes propriétés d'un score quadratique. Il se moyenne aisément dans l'espace et dans le temps. Il est à la prévision probabiliste ce que l'EQM est à la prévision déterministe. Un bon score correspond une petite valeur de SPO, mais il faut définir un étalon. A l'échéance à laquelle on travaille, le bon étalon est la prévision climatologique. Mais ce n'est pas la prévision climatologique déterministe utilisée pour étalonner l'EQM qu'il faut utiliser. Cette prévision consistant à affecter la probabilité 1 à la classe médiane produit un trop grand SPO. Dans Déqué et al. (1988a), nous montrons que si la série des prévisions est indépendante de la série des observations⁵, le SPO est toujours supérieur à celui de la prévision climatologique probabiliste. Cette prévision s'obtient en calculant pour chaque classe la fréquence moyenne d'apparition dans les observations. En général, on prend k classes équiprobables et la probabilité est $1/k$ pour chaque classe. Elle fournit un SPO, appelé SPO climatologique, beaucoup plus difficile à battre par une prévision probabiliste que l'EQM climatologique ne l'est par une prévision déterministe.

Dans le premier article joint en annexe, le choix de la définition de la probabilité est le plus simple qu'on puisse imaginer : le comptage. Comme je dispose de 9 prévisions en T21 pour 5 mois de janvier pour la température à 850 hPa sur l'Europe, je définis en chaque point les terciles de la distribution à partir de 7 mois observés⁶ et je compte comment mes 9 anomalies prévues se répartissent dans les 3 classes. Le SPO moyen est de 0.37 contre 0.44 pour le SPO climatologique. Je décris une méthode simple pour faire une prévision probabiliste par persistance, et le SPO est de 0.67. Le SPO peut se calculer aussi pour des prévisions déterministes, et on obtient respectivement 0.52, 0.67 et 1.22 pour les trois types de prévisions précédents, à savoir modèle, climatologie et persistance. Les prévisions déterministes sont pénalisées par le SPO car elles sous-estiment la dispersion due à l'incertitude (la probabilité vaut toujours 1 ou 0 suivant la classe).

La représentation graphique d'une prévision sur un domaine se fait à l'aide d'iso-probabilités, ce qui est facile quand il n'y a que deux classes, mais qui rend l'interprétation plus difficile à partir de trois classes.

⁵au sens de la factorisation de la densité conjointe

⁶à l'époque de la rédaction de l'article, je disposais de 8 ans d'analyses du CEPMMT, mais pour des raisons de validation croisée, il ne faut pas considérer l'année en cours quand on travaille avec des petits échantillons

2.4 Des raffinements pour la méthode probabiliste

En m'inspirant d'une méthode proposée par Epstein et Murphy (1965), je propose dans d'utiliser une représentation vectorielle d'une prévision probabiliste en trois classes en utilisant le SPO comme critère de proximité (Déqué, 1988c). Dans ce papier, je généralise le SPO à sa forme continue pour éviter d'avoir à faire le choix arbitraire du nombre de classes. Pour cela, il faut faire une hypothèse à la fois sur la forme de la distribution des probabilités et sur la forme de la distribution interannuelle des observations. Avec H. Abat, stagiaire de l'Université P. Sabatier, j'étudie l'hypothèse d'une loi de Gauss ou d'une loi gamma (pour les précipitations seulement) par rapport aux fréquences empiriques obtenues par comptage. L'hypothèse gaussienne semble la plus raisonnable et les résultats avec trois classes sont proches de ceux obtenus par comptage (Abat et Déqué, 1988).

La série de prévisions à plus haute résolution (T42, mais 5 membres par prévision au lieu de 9) vient conforter les bons scores obtenus sur l'Europe pour la température de janvier 1981 à 1985. Cependant le SPO généralisé à une infinité de classes donne un score de 0.34 en T42 contre 0.30 en T21 et 0.44 pour la climatologie. Ce résultat surprend un peu car la prévision déterministe est meilleure en T42 qu'en T21. L'avantage de la formulation gaussienne est que l'on peut jouer indépendamment sur la moyenne et sur la dispersion de la distribution. En remplaçant l'écart-type de l'ensemble d'une prévision par l'écart-type de l'ensemble de toutes les prévisions (45 cas en T21 et 25 cas en T42), je mets le doigt sur un problème qui continue encore à susciter mes recherches. Le SPO reste à 0.30 en T21, mais passe à 0.28 en T42. Les prévisions en T42 sont trop optimistes : elles sous-estiment la dispersion et sont pénalisées par le SPO. La raison est simple et a été rencontrée plus tard par le CEPMMT quand il s'est agit de faire de la prévision probabiliste à moyenne échéance. La méthode de Monte-Carlo suppose implicitement que la seule source d'erreur et donc d'incertitude vient des conditions initiales. L'erreur initiale s'amplifie au cours du temps et se stabilise au bout d'une vingtaine de jours. Cependant, l'erreur proprement due au modèle n'est pas prise en compte. Sur le plan probabiliste, on se comporte comme avec un modèle parfait. Je fais deux tentatives pour optimiser l'écart-type de la Gaussienne qui sert de prévision, mais la taille de 5 membres pour 5 cas est trop faible pour obtenir quoi que ce soit de significatif (Déqué, 1988c).

L'analogie entre le SPO et l'EQM permet d'étendre au cas probabiliste la méthode d'adaptation statistique par régression. Dans Déqué et al. (1988a), nous proposons une méthode pour obtenir des probabilités directement par une formule linéaire minimisant le SPO et utilisant les premières composantes principales prévues comme prédicteur. Là encore, la petite taille disponible ne permet pas d'obtenir des résultats statistiquement stables.

2.5 Une première tentative en temps réel

De janvier à mai 1988, J.F. Royer et moi nous lançons dans la production tous les mois d'une prévision à 45 jours, sous l'impulsion de J.C. André directeur du CNRM. Plus de 10 ans avant le passage en opérationnel à Météo-France, le but de cette tentative à usage interne au CNRM est de monter la faisabilité d'un exercice en temps réel compte tenu des contraintes informatiques (5 prévisions en T42 décalées de 12 heures et 4 prévisions décalées d'un an pour estimer la climatologie du modèle). Comme il s'agit de prévisions en temps réel, les anomalies de TSO sont obtenues par persistance⁷. Les résultats sont présentés dans Déqué et al. (1988b) et Déqué et al. (1988c). Les résultats sur l'Europe sont assez médiocres, car la période n'offre pas d'anomalies spectaculaires de température. En conséquence, la prévision climatologique s'avère difficile à battre.

L'expérience s'arrête donc en mai 1988. Elle est cependant l'occasion de développer un peu plus les outils probabilistes. Comme la loi de probabilité prévue par le modèle est moins efficace que la distribution climatologique en terme de SPO, je cherche à prouver que les prévisions probabilistes ne sont pas dénuée de lien avec la réalité. Deux *challengers* sont proposés. Le premier est la prévision aléatoire. C'est celle qu'utiliserait un charlatan qui ne voudrait pas être démasqué trop tôt en prédisant systématiquement la loi climatologique. Le second est une prévision probabiliste par persistance construite sur un modèle gaussien à deux variables. Le modèle bat ses deux concurrents sur l'Europe, mais est surclassé par la persistance sous les tropiques.

Rien de tel qu'une saine émulation pour susciter les progrès ... ou mettre un terme à une activité inutile. Après nous être comparés à des méthodes de prévision triviales, même si elles s'avèrent efficaces, nous osons la comparaison avec le grand frère (en terme de puissance de calcul disponible) de Reading. De 1985 à 1989, le CEPMMT réalise tous les mois deux prévisions à 30 jours avec son modèle opérationnel, en résolution T106. Le gros avantage de cette expérience est que les résultats sont accessibles à partir de 1986 par les mêmes utilitaires de désarchivages que les analyses que nous utilisons pour initialiser notre modèle et obtenir la *vérité terrain*. Nous pouvons comparer neuf prévisions sur la période du jour 16 au jour 30, soit la première quinzaine des mois d'hiver de 1986 à 1989.

Les résultats sont synthétisés dans Déqué et Royer (1989). En termes d'EQM, EMERAUDE n'a aucun mal à battre le CEPMMT, puisque j'utilise des ensembles de 5 membres alors que les ensembles du CEPMMT n'en comptent que 2. Le lissage par la moyenne d'ensemble donne des anomalies prévues d'amplitude plus faible, ce qui a un effet très bénéfique sur l'EQM quand la corrélation est inférieure à 0.5. Il faut tout de même avoir à l'esprit que

⁷ mais le cycle saisonnier est respecté

deux intégrations en T106 coûtent à peu près quatre fois plus de calcul que cinq intégrations en T42. Un score comme le coefficient de corrélation d'anomalie (CCA), qui n'est pas sensible à l'amplitude, montre que pour le globe comme pour l'hémisphère nord, EMERAUDE est supérieur ou égal en score. La seule exception est la température à 850 hPa, mais EMERAUDE reprend sa supériorité quand on considère les domaines Europe ou Amérique du nord. A 200 hPa, grâce à sa haute résolution stratosphérique et son schéma d'ozone, EMERAUDE domine.

L'idée de Rousseau et Chapelet (1986) d'utiliser plusieurs modèles pour faire une prévision de Monte-Carlo à courte échéance est appliquée à cet exercice dans Royer et Déqué (1991). La compétition entre deux modèles n'est pas destinée, comme dans la jungle, à éliminer le plus faible, mais à raffiner notre prévision. En effet le CCA sur l'hémisphère nord (20°-90°) de la moyenne des deux modèles est systématiquement supérieur aux CCA des modèles individuels. Cette approche dite *multi-modèle* se généralisera dans les études ultérieures (voir section 3.4).

Une constatation tirée de l'exercice précédent qui se confirmera lors des études ultérieures est que les bons scores n'arrivent pas par hasard. Si on prend l'exemple du CCA de géopotential à 500 hPa sur l'hémisphère nord (le père de tous les scores), on trouve 0.32 pour les deux modèles. Les variations d'une prévision sur l'autre des deux scores sont très corrélées (0.80) et le seul cas négatif est décembre 1988 pour les deux modèles. Ce résultat est très important pour la faisabilité d'une prévision probabiliste. En effet, les scores déterministes sont modestes en moyenne, mais pas uniformément modestes. Si cela était dû au manque de stabilité statistique induisant une grande variabilité des scores d'un cas sur l'autre, on en resterait là. Mais le fait que deux modèles trouvent des bons et des mauvais scores sur les mêmes cas montre qu'il existe une propriété intrinsèque à une situation d'être plus prévisible qu'une autre. Dans Palmer et Tibaldi (1988), les auteurs montrent que les bonnes prévisions à moyenne échéance sont associées au signe positif de l'indice *Pacific North America* (PNA), c'est à dire au renforcement de la dorsale sur les Rocheuses. Ils illustrent ce phénomène en le reliant à la divergence des trajectoires dans un modèle simplifié. A partir de ces constatations, une partie de la communauté scientifique de l'époque cherchait une méthode pour prévoir les scores à l'avance, afin de choisir de délivrer ou non une prévision à échéance étendue. Certains, dont j'étais, penchaient pour une fourniture probabiliste systématique plutôt qu'une fourniture déterministe occasionnelle. Sur le plan mathématique, la deuxième approche est une forme dégradée⁸ de la première. Mais la culture des services de prévision et celle des usagers (ou plutôt de la vision des usagers qu'ont les services de prévision) n'était pas mûre : l'épisode du « si vous me prévoyez de la pluie à

⁸ce terme n'a pas de connotation péjorative; il signifie seulement que l'on utilise pas toute l'information disponible

75%, je sors avec 3/4 de parapluie » du journal LE NOUVEL OBSERVATEUR (en 1981 si j'ai bonne mémoire) avait marqué les esprits à Météo-France et au CEPMMT. Aux États Unis, au contraire, la manie du recours aux *lawyers* de la part des usagers a très vite poussé à un usage préventif de la notion de probabilité.

2.6 Le rôle des forçages

Dans l'optique d'améliorer les prévisions en rendant les forçages du MCG plus proche de la réalité, j'ai effectué dans Déqué et El Hamly (1988) une étude exploratoire à la sensibilité à la couverture de neige en initialisant le modèle avec les données de couverture de neige de Dewey et Heim (1982). En se limitant à deux cas extrêmes, nous montrons, test de Student à l'appui, que le modèle en T42 a un comportement mensuel différent dans les deux cas et que cette différence sur l'hémisphère nord offre une ressemblance avec l'anomalie observée. Ce résultat est encourageant, car il montre que nous ne sommes pas seulement tributaire des errements de l'ENSO (El Niño *southern oscillation*). Cependant, pas plus en 1988 qu'en 2005, nous ne disposons d'observation en temps réel d'épaisseur de neige sur le globe, et il faut se contenter de données analysées dont la qualité est liée à celle du modèle de prévision, de son schéma de neige, et des observations introduites dans l'assimilation.

Le rôle du forçage par les TSO a été examiné dans Déqué (1990). L'utilisation de TSO mensuelles observées n'améliore pas la prévision de la moyenne du jour 16 au jour 45 sur l'hémisphère nord, par rapport à la persistance de l'anomalie initiale de TSO. De même, l'utilisation de TSO quotidiennes (obtenues à partir des analyses hebdomadaires) n'améliore pas non plus. Cependant on note une amélioration de la circulation divergente à 200 hPa sous les tropiques. Ces résultats illustrent que pour la prévision mensuelle sur l'Europe, qui était l'objectif visé à cette époque, ce n'est pas du côté de l'amélioration de la prévision des TSO qu'il faut faire porter nos efforts. Il n'est cependant pas exclu, et je n'en étais pas réellement conscient à cette époque, que le couplage océan-atmosphère rende le modèle beaucoup plus sensible à de petites évolutions de la TSO, via des rétroactions positives. Avec J.Ph. Piedelievre et H. Giordani, je prépare depuis 2000 une approche de couplage mixte statistique-dynamique incluant un modèle de colonne océanique pour les latitudes moyennes afin de tester cette hypothèse.

2.7 La mousson indienne

L'événement climatique qui a suivi le phénomène El Niño de 1983 est la suite des étés 1987 et 1988 marqués par la succession d'un épisode chaud et d'un épisode froid. La mousson indienne de 1987 a été peu abondante, et

celle de l'année suivante largement excédentaire. Ces deux phénomènes ont été catastrophiques (sous-production agricole puis inondations) pour l'Inde. A l'échelle planétaire, la circulation divergente à 200 hPa montre un dipôle caractéristique. Un projet international de l'OMM nommé *monsoon numerical experiment group* (MONEG) s'est mis en place en 1990 pour définir une expérience commune aux MCG, dans l'esprit du projet *atmospheric model intercomparison project* (AMIP : Gates, 1992), mais ciblé sur la prévisibilité de ces deux étés.

La nouveauté de cette approche est triple et préfigure ce qui deviendra banal dans la deuxième moitié de la décennie 1990. Tout d'abord, on s'intéresse à la saison (juin-juillet-août) et plus au mois. Puis on se concentre sur les précipitations tropicales plutôt que sur les températures des latitudes tempérées. Enfin les MCG se lancent dans des opérations concertées où les conditions initiales, les forçages, l'échéance, et les diagnostics sont imposés (voir section 3.4).

Le modèle EMERAUDE se tire bien de l'exercice (Déqué, 1992). Le dipôle à 200 hPa est bien présent. Sur l'Inde, on ne voit pas trop de différences entre 1987 et 1988, ou du moins ces différences sont plus faibles que les variations d'un mois sur l'autre. Par contre quand on moyenne sur une zone qui va de l'Inde aux Philippines, on voit clairement décade par décade que l'été 1988 est plus humide que 1987, en conformité avec les observations.

2.8 La correction du biais

La qualité, et surtout le coût de calcul d'une prévision dépendent de deux paramètres : le nombre de prévisions passées n (pour neutraliser le biais du modèle) et le nombre de membres de l'ensemble m (pour neutraliser l'effet papillon). Des scores comme l'EQM ou le CCA font apparaître explicitement ces deux nombres n et m . On peut assez aisément ne prendre qu'une partie de l'ensemble ou une partie des références pour estimer de combien les scores sont dégradés. Mais peut-on estimer le score que l'on obtiendrait si on réalisait un très grand ensemble ou un très grand nombre de références ?

La réponse est apportée dans Déqué (1991a). Pour l'EQM, un calcul analytique pas trop compliqué donne la formule pour l'espérance de l'EQM, ou plus exactement pour son carré, en fonction de n et de m . On peut aussi calculer la variance de cet estimateur pour avoir un intervalle de confiance fonction de n et de m . Celle-ci est la somme de deux termes, le premier dû à l'aléa du tirage de n et de m qui tend vers 0 quand n et m tendent vers l'infini, le second dû au fait que la formule a été obtenue à partir d'un échantillon (ici de 21 références et de 5 membres). Les calculs deviennent dans ce cas beaucoup plus lourd et les traitements de textes scientifiques de l'époque (je n'étais pas encore familier avec L^AT_EX) m'ont donné encore plus de souci.

Pour le CCA, on ne peut pas faire le calcul analytiquement sans connaître

la densité de probabilité, puisque l'espérance mathématique d'un rapport n'est pas le rapport des espérances. Une astuce consiste à faire un développement en série du dénominateur par rapport à sa valeur actuelle ($n=21$, $m=5$) et à traiter un CCA approché qui ne fait intervenir que des moments d'ordre 1 ou 2. Le problème est alors similaire à celui de l'EQM.

Je montre que la taille n doit être supérieure à un nombre critique, qui dépend de l'échéance, du champ et du domaine, pour que la correction du biais ne dégrade pas les scores (en pratique 10 est suffisant). En ce qui concerne la taille m , on obtient vite une saturation des scores (au delà de 3 pour les grands domaines). On peut calculer la meilleure répartition à $m+n$ constant : par exemple pour la température sur l'hémisphère nord, si on dispose de moyens de calcul pour faire 10 intégrations du modèle, il vaut mieux faire 7 prévisions de référence et un ensemble de 3 membres.

Dans Déqué et Royer (1991), nous montrons aussi qu'un mauvais choix de la climatologie de référence dans le calcul du CCA conduit à une surestimation du score. La climatologie doit être constituée uniquement à partir des observations vérifiantes utilisées pour calculer le biais.

La correction de biais *a posteriori* est simple à mettre en oeuvre, mais Johansson et Saha (1989) montrent qu'en prévision à court terme, la correction *a priori* est plus efficace. On entend par correction *a priori* l'introduction d'un terme correctif empirique dans les équations. Avant de trouver la bonne méthode et l'expérience suffisante avec le projet POTENTIALS (voir section 3.6), j'expérimente avec H. Dreveton sur 8 prévisions la technique de soustraire le terme de dérive froide du modèle dans l'équation d'évolution de la température (Déqué et Dreveton, 1992). Les scores avec le modèle corrigé sont meilleurs qu'avec le modèle normal ... tant qu'on n'ajoute pas une correction *a posteriori* à ces deux types de prévision. L'essai n'est donc pas concluant, pas plus qu'une tentative avec D. Simonpietri de prévoir la variance mensuelle plutôt que la moyenne mensuelle. L'opportunité d'avoir chaque année pendant 6 mois des stagiaires de l'ENM permet d'explorer un certain nombre de pistes, mais toutes ne débouchent pas nécessairement.

2.9 Une expérience toujours plus grande

A mesure que les hivers passent, la taille de l'échantillon s'accroît. Au lieu des 5 prévisions des premières tentatives (voir section 2.2), nous disposons maintenant de 7 ans, soit 21 prévisions d'hiver à 44 jours, pour présenter le modèle EMERAUDE dans la littérature américaine. Le deuxième article joint en annexe (Déqué et Royer, 1992) montre de manière indiscutable que le modèle fait mieux que la climatologie et la persistance, même quand on enlève les 15 premiers jours. Il faut savoir que le score le plus répandu à l'époque est le CCA pour la moyenne des jours 1 à 30, alors que l'on sait que la moyenne des jours 1 à 10 de la prévision du modèle se corrèle aussi bien à la moyenne

observée des jours 1 à 30. Dans ce papier j'introduis une façon de calculer et d'agrèger le CCA (baptisé là *mean anomaly correlation* pour le distinguer de la méthode standard) que j'utiliserai toujours par la suite parce qu'elle est plus cohérente (la moyenne spatiale et temporelle commutent), parce qu'elle permet de traiter les extrapolations du coefficient sans passer par un développement limité (voir section 2.8), et pour des raisons accessoires. Cet article ne traite pas de prévisions probabilistes, mais sa section 4c discute de la prévision *a priori* des scores. L'idée d'une liaison dispersion-score est écartée. Il semble que l'amplitude des anomalies prévues soit liée au CCA (corrélation 0.5), même s'il est difficile de conclure de manière définitive. En tout état de cause, l'absence de lien dispersion-score (*spread-skill*) rend la prévision probabiliste difficile, puisqu'il est clair qu'on ne peut pas considérer l'ensemble de prévision comme un échantillon décrivant la loi de probabilité de la chose à prévoir. Cet échantillon ne décrit que la loi de probabilité des prévisions du modèle.

Avec un an de plus et en ajoutant le mois de novembre, on arrive à 32 cas de prévisions. Dans Déqué (1991b)⁹, je m'attaque à formulation probabiliste, en utilisant le SPO continu¹⁰, qui a l'avantage de ne pas faire intervenir de seuil¹¹, et en le normalisant par le SPO de la prévision probabiliste climatologique. La prévision est supposée gaussienne, ce qui limite à deux les paramètres à prévoir (moyenne et écart type). Je confirme qu'il vaut mieux utiliser l'écart-type de la climatologie plutôt que celui de l'ensemble. Cependant, ce score est négatif (-5%) pour la température à 850 hPa sur l'hémisphère nord. Je montre que la prévision qui maximise l'espérance de ce score est la loi conditionnelle de l'observation sachant la prévision. Dans un contexte gaussien, cela revient simplement à prendre pour moyenne l'anomalie prévue multipliée par r et pour écart-type l'écart-type de la climatologie multiplié par $\sqrt{1-r^2}$, où r est le coefficient de corrélation (temporelle) local entre prévision et observation. Je trouve alors un score de 5% qui est justement le score normalisé de la prévision déterministe obtenu à partir de l'EQM. Il y a une certaine justice derrière ce résultat : comme on n'ajoute aucune information supplémentaire par rapport à la prévision déterministe (l'écart-type est toujours le même quelque soit la prévision), le score n'augmente pas.

Le chant du cygne d'EMERAUDE s'élève dans le troisième article joint en annexe, à savoir Déqué et al. (1994). Ce ne sont pas moins de 40 prévisions (10 hivers) qui sont considérées ici. Pour progresser par rapport à Déqué (1991b), il faut être capable (dans le cadre d'une prévision gaussienne) de prédire le bon écart-type. La bonne moyenne est clairement celle qui se rapproche le plus de l'observation. La moyenne de l'ensemble de prévi-

⁹cet article est postérieur à Déqué et Royer (1992) en dépit de sa date à cause du processus de révision et des délais d'impression de *Journal of Climate*

¹⁰connu dans la littérature sous le nom de CRPS

¹¹en fait les scores normalisés dépendent très peu du nombre de classes si celles-ci sont équiprobables

sion, convenablement débiaisée, et éventuellement renormée (*scaled*) est un bon candidat. Mais qu'est-ce qu'un bon écart-type ? L'observation ne fournit qu'une valeur de la variable, car l'observation est déterministe. Quand la moyenne de la distribution est fixée et quand l'observation est connue, on peut calculer l'écart-type qui minimise le score probabiliste de cette prévision. Cet écart-type est évidemment d'autant plus grand que la moyenne est éloignée de l'observation. L'article joint reprend les résultats de Déqué (1991b) et les met à jour pour les 40 prévisions (au lieu de 32) et pour la zone Europe (au lieu de l'hémisphère nord). Le score relatif est ici de 1% quand on applique la méthode de la loi conditionnelle gaussienne¹². L'article montre que l'on peut calculer l'écart-type optimal en fonction de deux variables. Quand on applique cet écart-type, on obtient un score potentiel de 18% (53% pour une prévision à deux classes). Il n'y a plus qu'à trouver une méthode statistique pour prédire cet écart-type. C'est là que le bât blesse car les bons prédicteurs ne se pressent pas au portillon. Avec 40 prévisions, on a des corrélations assez robustes et les prédicteurs fantaisistes sont vite éliminés. L'article conclut sur la perspective qu'il ne faut pas s'acharner sur une prévision probabiliste point de grille par point de grille, mais qu'il faut chercher à prédire le champ en tenant compte de sa structure spatiale. Mais le problème reste ouvert car les tentatives préliminaires sur des régressions à base de CP ne donnent rien de concluant.

¹²pour ne pas décourager le lecteur par un résultat si pauvre, le score de 13% de la prévision à moyenne échéance (jour 4-15) est également présenté

3

L'âge de l'harmonie

3.1 Le modèle ARPEGE

Météo-France rompt avec sa tradition minérale à la fin des années 1980 avec le nouveau modèle ARPEGE. Si EMERAUDE marquait le passage de l'artisanat à la petite ou moyenne industrie, ARPEGE signe le passage à l'industrie lourde. Écrit en coopération avec le CEPMMT, ce modèle se veut ouvert aux autres équipes de recherche (en France et à l'étranger) et donc obéit à des contraintes de Taylorisation assez sévères, ce qui explique son extraordinaire longévité, même si le crû 2005 n'a plus aucune ligne en commun avec celui de 1989. C'est en 1990 que j'ai pris ce modèle en main pour en faire un modèle communautaire de climat. Mais j'ai attendu 1993 pour l'utiliser à des fins de prévision saisonnière et abandonner définitivement EMERAUDE. Le mot prévision saisonnière trouve ici sa véritable acception puisque les intégrations du modèle vont toujours au moins jusqu'au jour 120 dorénavant.

Les premières expériences ont été réalisées en mode « modèle parfait », c'est à dire que l'on isole une des prévisions de l'ensemble pour la traiter comme si c'était l'observation. Une expérience de 16 prévisions d'hiver à 120 jours utilisant chacune 9 intégrations différant par l'introduction de perturbations aléatoires dans les conditions initiales est réalisée. Le quatrième article joint en annexe (Déqué, 1997) reprend le problème de l'impact de la taille de l'ensemble déjà mentionné dans la section 2.8. Ici, le problème est simplifié par l'absence de correction de biais et par le fait que l'observation et la prévision individuelle suivent la même loi statistique, à cause de l'hypothèse « modèle parfait ». De plus, le traitement du CCA comme une expression condensée de la matrice de covariance prévision/observation et non comme une variable statistique à part entière résout le problème du calcul de l'espérance mathématique d'un quotient. Ainsi, les calculs d'extrapolation statistique sont simples et les formules élégantes. Le fait de disposer de 9 membres permet de valider la formule par comparaison aux résultats

obtenus par sous-échantillonnage.

Ce calcul n'est pas une simple fantaisie de ma part. Nous sommes à la veille d'une grande expérience internationale (voir section 3.4) qui utilisera les 15 ans de la réanalyse du CEPMMT (ERA15) encore en cours à ce moment là. Combien doit-on prendre de membres par prévision pour avoir un compromis entre le coût de calcul et la qualité des ensembles? Après avoir montré que la dépendance du score vis-à-vis de la taille était peu sensible à l'hypothèse « modèle parfait », je donne une réponse nuancée, à savoir que pour les précipitations tropicales qui sont peu sensibles à l'« effet papillon », une taille de trois membres est suffisante, mais pour la température sur l'Europe pour laquelle le rapport signal sur bruit est très faible, il faut aller au-delà de trente membres. Finalement, ce sont les contraintes informatiques qui seront décisives dans PROVOST et les ensembles prendront une taille de 9, sachant que l'on veut une prévision pour chacune des quatre saisons.

La généralisation de cette méthode au modèle réel¹, introduisant la correction de biais, la dépendance vis-à-vis du nombre de prévisions (c'est-à-dire d'années), et le calcul de l'intervalle de confiance posent un problème beaucoup moins trivial. J'en esquisse la méthodologie dans Déqué et Piedelievre (1998), mais je n'ai pas eu le temps à l'époque de développer complètement l'outil qui permettrait de répondre à la question suivante : le CCA du géopotentiel saisonnier sur l'hémisphère nord obtenu dans une expérience de 15 hivers avec 9 membres par prévision est de 0.31 ; combien puis-je espérer obtenir si j'utilise 40 hivers (supposés suivre la même statistique que les 15 hivers dont je dispose) et 60 membres, et quel est l'intervalle de confiance autour de ce résultat ? Cependant je sais déjà dire que, sachant que les 15 ans et les 9 membres dont je dispose sont le résultat d'un tirage aléatoire dans un échantillon, l'intervalle de confiance à 95% autour de ma valeur de 0.31 est [0.18,0.42]. Autrement dit, si j'avais traité 15 autres années qui aient eu le bon goût de mieux ressembler à la réponse de mon modèle aux TSO et si les hasards de l'« effet papillon » dans mes séries de 9 membres avaient été plus favorables, j'aurais pu obtenir un CCA de 0.40. Mais si mon voisin annonce un CCA de 0.50 sur une expérience similaire, je dois humblement reconnaître que son modèle est meilleur que le mien. Au moment de la rédaction du présent mémoire, j'ai repris ces idées et une Note de Travail (voir section 4.3) qui synthétise les hypothèses et les calculs est en cours de rédaction.

Ces études ne mentionnent pas la prévision probabiliste. Pourtant elle n'est pas très loin. En effet le SPO pour k classes n'est rien d'autre qu'une moyenne de SPOs pour 2 classes. Le SPO pour 2 classes n'est que le carré de l'EQM dans lequel les valeurs numériques de la prévision et de l'observation sont remplacées par 1 ou par 0, suivant que le seuil qui définit la classe est ou non dépassé. Or le carré de l'EQM est une simple combinaison des trois moments d'ordre deux du couple prévision/observation, tout comme le CCA.

¹c'est-à-dire confronté aux vraies observations

Donc la méthode utilisée pour estimer le CCA est directement applicable au SPO à 2 classes, pourvu que la probabilité prévue soit définie comme la fraction de l'ensemble qui répond au critère. Cependant, on verra plus loin que j'ai pris quelques distances à la fois avec le SPO et avec la méthode du comptage pour calculer la probabilité prévue, ce qui explique pourquoi j'ai mis une priorité basse à ces calculs algébro-statistiques.

Dans le cadre de cette étude j'ai également étudié le rôle respectif des conditions initiales et du forçage par la TSO. Dans Déqué (1996), je montre qu'aux latitudes tempérées, jusque vers le jour 40, c'est la qualité de la condition initiale qui est déterminante. Sous les tropiques, l'effet des conditions initiales ne se fait sentir que jusque vers le jour 20. A partir du jour 40, utiliser des mauvaises TSO ou la persistance des TSO initiales est bien moins bon qu'utiliser les TSO observées. Les résultats sont confirmés par une étude de prévisibilité réelle (Déqué et Piedelievre, 1997) concernant, entre autres, la période du jour 31 à 120. Le CCA du géopotential à 500 hPa sur l'hémisphère nord est négligeable pour des TSO inadéquates (dans l'exercice, on prend celles de l'année précédente) ou persistantes, vaut 0.22 pour des bonnes TSO et de mauvaises conditions initiales, et vaut 0.31 pour de bonnes TSO et de bonnes conditions initiales. En ce qui concerne les précipitations sous les tropiques, une mauvaise TSO n'apporte rien, mais avec des TSO persistantes, le CCA vaut 0.18. Avec les TSO observées, le CCA vaut 0.23 ou 0.25 suivant que les conditions initiales sont celles de l'année précédentes ou sont celles observées. Il est donc important, pour les moyennes latitudes, qu'une prévision saisonnière ait à la fois les meilleures conditions initiales et les meilleures TSO. Pour les tropiques, seules les TSO jouent un rôle, et la part à évolution lente de ces TSO joue un rôle majeur.

3.2 Les limites du modèle parfait

J'ai été longtemps persuadé, et je suis sûr de ne pas être le seul, que l'approche du « modèle parfait » fournissait une borne supérieure des scores que l'on puisse obtenir avec un modèle réel. En effet, cette approche ne prend en compte que la part d'erreur due aux conditions initiales. Les premiers résultats obtenus avec EMERAUDE étaient assez démoralisants, puisque les scores « parfaits » étaient à peine supérieurs aux scores réels. J'ai même trouvé des variables pour lesquelles le modèle réel donnait des scores supérieurs au modèle parfait, phénomène que j'ai mis sur le compte de l'échantillonnage. Avec ARPEGE et les séries plus longues et plus stables, j'ai pu tirer deux conclusions :

- le modèle parfait donne en tout point du globe des corrélations positives ; contrairement au modèle réel, il est toujours cohérent avec lui-même
- le modèle parfait ne donne pas systématiquement partout des corréla-

tions supérieures au modèle réel

L'exemple simplifié ci-dessous montre comment on peut obtenir ce second point sans faire appel à un artefact ni un effet d'échantillonnage. Supposons que l'on cherche à prévoir une variable unidimensionnelle qui a le comportement suivant :

- dans la moitié des cas, l'observation et la prévision sont des variables centrées réduites indépendantes et deux prévisions individuelles sont indépendantes ; on peut assimiler ce cas aux hivers non-ENSO
- dans l'autre moitié des cas, la prévision reste centrée réduite, tandis que l'observation double son écart type tout en restant centrée ; la corrélation observation-prévision est de 0.4 et la corrélation prévision-prévision est de 0.5 ; on peut assimiler ce cas aux hivers ENSO (El Niño ou La Niña)

Un petit peu d'algèbre montre que la corrélation est de 0.25 pour le modèle parfait et de 0.27 pour le modèle réel. Pourtant le modèle parfait est supérieur au modèle réel dans le second cas et il n'est pas pire dans le premier. C'est parce que la prévision suit une loi probabiliste différente de celle de l'observation que l'on obtient cet apparent paradoxe.

Ma position est que l'approche du modèle parfait doit servir à évaluer la dispersion d'une prévision d'ensemble en utilisant les mêmes outils que pour évaluer la prévisibilité. En effet, l'écart-type de l'ensemble est trompeur, car on peut avoir un fort écart-type pendant un hiver El Niño alors que toutes les anomalies individuelles prévues sont de même signe : dans ce cas, la recherche de relation entre dispersion de l'ensemble et qualité de la prévision mène dans la mauvaise direction. De plus, lorsqu'on veut tester si la variance de deux ensembles est réellement différente entre deux prévisions, les tests de Fisher sont souvent négatifs : l'écart type ne dépend pas de l'année et donc ne peut apporter une valeur prédictive. La recherche de relation *spread-skill* qui agite de nombreux spécialistes, car c'est un point de départ vers la prévision probabiliste, passe par l'utilisation de scores en modèle parfait. Un autre champ d'application du modèle parfait est la validation de méthodes statistiques un peu complexes dont on voudrait s'assurer de la stabilité : avec le modèle parfait, on peut traiter bien plus de cas puisque chaque membre de l'ensemble peut jouer à son tour le rôle de pseudo-observation.

3.3 La mousson indienne (suite)

Le modèle ARPEGE, contrairement à ses prédécesseurs, possède l'intéressante propriété de pouvoir utiliser une résolution horizontale variable en fonction de la région. On peut donc utiliser ce modèle global comme un modèle régional sans avoir à se soucier des conditions aux limites. Cette possibilité est exploitée pour la prévision à courte échéance et pour la simulation des impacts climatiques d'origine anthropique. Elle n'a pas été employée

dans les prévisions saisonnières, mais est programmée (voir section 4.1). La raison est que les expériences de sensibilité des scores à la résolution (T42 versus T21 dans les années 1980, T63 versus T42 dans les années 1990) ne montrent pas de gain significatif. Le surcoût d'un facteur 4 entre la version régionale et la version standard est mieux utilisé quand on quadruple la taille des ensembles. On a d'ailleurs vu dans la section 2.5 qu'il valait mieux cinq membres en T42 que deux membres en T106.

Il y a cependant une exception à cette retenue vis-à-vis de la résolution variable. Le projet MONEG déjà mentionné dans la section 2.7 a motivé l'utilisation d'une version d'ARPEGE dont la résolution atteint 50 km sur le golfe du Bengale. On peut ainsi simuler le maximum de précipitations sur la chaîne des Ghatts. Mais en ce qui concerne la différence des précipitations de juin-juillet-août 1988 par rapport à 1987, le modèle à maille étirée ne fait pas mieux que le modèle en résolution T42 ou que son prédécesseur EMERAUDE.

Une autre occasion d'étudier la prévisibilité de la mousson a été un projet international de l'OMM *seasonal prediction model intercomparison project* (SMIP). La tentative de prévoir les phases intra-saisonnières de la mousson d'Asie en filtrant par des EOFs ne donne pas de résultats très encourageants (Sperber et al., 2001).

3.4 PROVOST

En 1994, le CEPMMT souhaite jouer un rôle fédérateur en Europe en matière de prévision saisonnière, à l'instar de l'*international research institute* (IRI) créé l'année précédente aux États Unis et charge J.C. André de proposer une expérience de faisabilité. Pour cela, un projet se monte avec le CNRM, EDF et l'UKMO. Chaque participant s'engage à effectuer soixante séries de neuf prévisions couvrant les 15 ans de la réanalyse ERA15 (1979-1993). Dans le cas d'EDF, c'est une version à plus haute résolution (T63) d'ARPEGE qui est utilisée mais seuls les 15 cas d'hiver sont traités. Les résultats sont archivés au CEPMMT. Je suis chargé de la partie française, incluant le soutien scientifique et technique de la contribution d'EDF.

Un an plus tard, ce projet qui s'appelle encore *seasonal forecasting* est soumis à la Commission Européenne pour financement en associant une demi-douzaine de partenaires chargés d'évaluer les résultats des simulations, ou d'explorer la filière du couplage océan-atmosphère. Le coordinateur est T. Palmer. Le nom de PROVOST ne sera donné que six mois après le démarrage du projet (en prenant des lettres au hasard dans l'intitulé complet de la demande de subvention). C'est devenu maintenant pratiquement un nom commun, comme AMIP. Il désigne un ensemble de prévisions utilisant les TSO observées comme forçage et des conditions initiales observées pour l'atmosphère. Dès cette époque, le CEPMMT avait en tête l'utilisation d'un modèle couplé océan atmosphère, mais il n'existait ni les observations ni le

schéma d'assimilation pour constituer les conditions initiales. Utiliser une assimilation dégradée et un modèle couplé non encore au point conduirait à une sous-estimation de la qualité prévisionnelle atteignable en temps réel et plaiderait mal pour un passage en mode opérationnel. Nous avons préféré tenter d'évaluer une estimation haute en prenant les meilleures TSO possibles. Comme l'échéance est limitée à 4 mois, la surestimation des scores ne doit pas être considérable.

Les premiers résultats obtenus avec ARPEGE (notre version et celle utilisée par EDF) sont présentés lors d'un colloque OMM que j'ai organisé à Toulouse sur la prévision dynamique à échéance étendue (Déqué and Pielke, 1998). Nous montrons que les scores à l'échéance du mois et de la saison ont des intervalles de confiance qui excluent l'intervention du hasard dans la positivité de leur signe. Le traditionnel CCA pour le géopotential à 500 hPa sur l'hémisphère nord vaut 0.31 en hiver avec les deux versions. L'augmentation de résolution ne conduit pas à de meilleurs scores, sauf pour le premier mois de la prévision. Pourtant une étude utilisant une résolution encore supérieure (T106) montre que la variabilité intrasaisonnière de l'hémisphère nord est meilleure en résolution élevée (Doblas-Reyes et al., 1998).

Le projet PROVOST se prête bien à l'étude de la prévision probabiliste : quinze années différentes, des ensembles de neuf membres et surtout trois modèles foncièrement différents. Jamais autant de données n'avaient été à disposition pour faire des évaluations statistiques un peu propres. Un volume spécial de *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* a été dédié aux diverses études. Notre contribution (Doblas-Reyes et al., 2000) montre que l'usage d'un ensemble de plusieurs modèles n'améliore que marginalement les scores déterministes. Certes, la moyenne des quatre (ou des trois) modèles donne un score voisin du meilleur des quatre scores individuels, et suivant le paramètre ou la région ce n'est jamais le même modèle qui remporte la palme. De ce point de vue, l'approche multi-modèle apporte un supplément par rapport à l'approche uni-modèle, à moins qu'on dispose d'assez de données ou d'audace pour décider *a priori* que pour tel paramètre, c'est tel modèle que l'on prendra (ce qui est aussi une forme de multi-modèle avec des poids variables). Le papier ci-dessus montre surtout que chaque modèle pris isolément est incapable de battre la prévision climatologique au sens du SPO, tandis que l'ensemble constitué des 36 intégrations parvient à faire un peu mieux qu'elle. La raison n'est pas mystérieuse et a déjà été évoquée plus haut. Un ensemble de prévisions soumises aux mêmes contraintes et ne différant que par de petits détails initiaux se disperse, mais pas autant que le voudrait l'inexactitude des calculs. Avec plusieurs modèles on prend en compte la diversité des approches numériques² et on augmente la dispersion de l'ensemble.

Le projet PROVOST a été « revisité » avec la version 3 du modèle AR-

²même si les équations de base et les lois physiques sont partagées par tous les modèles

PEGE, ce qui fait l'objet du cinquième article joint en annexe (Déqué 2001). Cet article est restreint à la prévision probabiliste des prévisions de pluie dans la bande tropicale. Au cours des développements du modèle ARPEGE le schéma d'advection, la discrétisation temporelle et spatiale et l'essentiel des paramétrisations physiques ont été changés. On se retrouve donc avec un modèle aussi éloigné de la version 1 utilisée dans PROVOST que le modèle du CEPMMT. Quatre ans après la mise en œuvre des expériences qui ont été analysées dans le projet PROVOST, la puissance de calcul disponible au CEPMMT est considérable et sous-employée pendant quelques mois à cause du changement de marque du calculateur. Je mets à profit ce créneau pour réaliser des ensembles de 120 membres (au lieu de 9) pour explorer le gain d'ensembles peuplés, notamment dans le domaine de la prévision probabiliste. En fait, je montre qu'il vaut mieux 27 membres avec trois modèles différents que 120 membres avec un seul modèle, fût-il légèrement meilleur. La dispersion est obtenue par ajout de petites perturbations aléatoires dans la TSO initiale. L'évaluation des prévisions probabilistes se fait par le SPO après correction de la « fiabilité » (*reliability*) ou par la « valeur économique ». Ce dernier concept est assez attrayant car il est directement utilisable par les usagers des prévisions et n'est pas systématiquement battu par la prévision climatologique, grâce à un mécanisme d'optimisation³. Cependant, comme il utilise le modèle coût-perte, il ne s'applique qu'aux prévisions à deux classes. L'étude des scores montre que pour la plupart des seuils de précipitation, l'utilisation du modèle permet d'atteindre 10 à 20% du gain maximum par rapport à la prévision climatologique. Une étude récente (Rodwell et al., 2004) montre que ce gain est bien réparti chronologiquement. Le risque de se retrouver perdant plus de trois années consécutives est négligeable. On dispose d'une évaluation moins répulsive que le SPO ou le CCA lorsqu'il s'agit de proposer l'usage de prévisions saisonnières à quelqu'un habitué aux prévisions à courte échéance.

3.5 ELMASIFA

Le projet européen ELMASIFA est assez singulier dans le paysage des projets européens consacrés à la prévision saisonnière. Tout d'abord son nom n'est pas un acronyme, même tiré par les cheveux. Il est construit par la fusion de deux mots arabes signifiant l'eau et la tempête. Ce projet a répondu à un appel d'offres sur les questions de santé dans le sud du bassin méditerranéen. Le lien avec la prévision saisonnière consiste en la fourniture expérimentale à des gestionnaires de barrages ou de grandes exploitations agricoles de prévisions de précipitation régionales pour assurer une meilleure subsistance et donc un meilleur état sanitaire. Ce projet, mené avec les ser-

³cette optimisation doit être réalisée de façon rigoureuse si on ne veut pas tricher avec les scores

vices météorologiques d'Algérie, du Maroc et de Tunisie a conduit à deux avancées importantes.

La première est que la mise en place d'un système de prévision saisonnière fonctionnant en temps réel au CNRM chaque mois pendant le projet a débouché par une structure permanente au Maroc d'abord, et à Météo-France ensuite. Les méthodes utilisées opérationnellement à Toulouse (prévision non-couplée) sont directement issues du projet ELMASIFA.

La deuxième avancée est la démonstration de la fragilité des méthodes purement statistiques. Dans ce projet, il s'agissait de prévoir la quantité de pluies d'hiver sur des régions des trois pays Maghrébins. Dans le cas du Maroc, ces pluies sont liées à la circulation de l'Atlantique nord et au NAO (*North Atlantic oscillation*). Une étude préliminaire a montré que l'indice NAO est bien corrélé de manière synchrone, mais n'apporte pas d'information deux à trois mois à l'avance. Par contre la TSO atlantique présente une corrélation asynchrone avec les précipitations. Pour mettre en place un système fiable de prévision statistique, les Marocains ont travaillé exclusivement avec les TSO de 1950 à 1978. Le calcul des scores sur la période PROVOST (1979-1993) a été fait par moi avec le meilleur algorithme proposé par les Marocains. Alors que le coefficient de corrélation entre pluie prévue et pluie observée est de 0.20 avec ARPEGE, il tombe à -0.50 avec la prévision statistique, alors qu'il valait 0.60 en mode apprentissage. Les méthodes statistiques pures trouvent dans cet exemple leur limite. Je ne connais pas d'autre exemple où la partie apprentissage et la partie validation ont été aussi étanchément déconnectées. Pourtant les méthodes statistiques ont été utilisées avec succès dans le projet

- pour prévoir les TSO
- pour définir les régions homogènes
- pour adapter les prévisions numériques de grande échelle aux régions ci-dessus

Le cinquième article en annexe montre l'apport en prévision probabiliste d'une technique de prévision statistique des TSO dans laquelle chaque membre de l'ensemble utilise sa propre TSO. Les TSO divergent au fur et à mesure de la prévision, pour tenir compte de l'incertitude liée à la prévision de TSO. On obtient une plus grande dispersion de l'ensemble qu'avec de petites perturbations initiales, et par là même de meilleurs scores probabilistes.

Une autre retombée du projet ELMASIFA est la stimulation des échanges avec les trois pays partenaires, surtout le Maroc, qui a installé ARPEGE sur le calculateur de son service météorologique grâce au travail de J.P. Piedelievre, ingénieur de mon équipe. Tous les ans, un chercheur marocain vient travailler un mois dans mon équipe, sur les questions de prévision statistique de TSO ou sur l'adaptation statistique au Maghreb des prévisions numériques. La collaboration avec la Tunisie a surtout porté sur les prévisions purement statistiques à base d'analyse canonique et de régression, mais ARPEGE a été installé en 2004 sur leur calculateur. En ce qui concerne l'Algérie, isolée par ses problèmes politiques pendant quelques années, nous avons repris des

contacts scientifiques depuis 2003 et la collaboration dans l'esprit d'ELMASIFA a redémarré.

La combinaison de méthodes statistiques et dynamiques n'est pas limitée au Maghreb, puisque une étude encadrée par H. Douville d'UDC a été menée sur les pluies du Sahel (Garric et al., 2002).

3.6 POTENTIALS

Le projet européen POTENTIALS a été coordonné par le service météorologique danois (DMI). Il ouvre une voie originale dans la combinaison de l'approche statistique avec la modélisation. L'approche traditionnelle consiste à faire d'abord des intégrations numériques, puis à les intégrer dans un schéma statistique. C'est la méthode statistiques sur sorties de modèles (SSM) abondamment utilisée en prévision à courte échéance. Ici, c'est le modèle numérique qui intègre un schéma statistique dans le second membre des équations. Dans POTENTIALS, le schéma statistique est d'ordre zéro, mais le principe est généralisable.

On sait que la part principale de la prévisibilité saisonnière des moyennes latitudes dans un modèle vient de la réponse à distance du forçage tropical dans les basses couches, via les anomalies de TSO. Les ondes de Rossby se chargent de transporter le signal (Branstator, 1983). Il est permis de penser que si l'état moyen de la circulation atmosphérique dans le modèle est différent de celui observé, les ondes se propageront et se dissiperont sur d'autres régions, produisant une réponse erronée. La réduction des erreurs systématiques dans les modèles est donc une affaire cruciale en prévision saisonnière. On y parvient de deux façons :

- en améliorant constamment le modèle par des schémas numériques stables et précis, une résolution horizontale et verticale suffisante, et des paramétrisations physiques réalistes
- en retranchant *a posteriori* le biais moyen des champs prévus

La première méthode est certainement la plus efficace pour améliorer la prévision, mais on constate à la lecture de ce rapport que le chemin est long et difficile. La deuxième est sans rivale pour fournir des prévisions sans biais, mais s'avère totalement incapable de jouer sur la propagation du signal de la source tropicale vers la cible des moyennes latitudes puisque elle s'applique trop tard.

L'idée du projet est de tirer avantage des deux méthodes en appliquant la correction statistique dans le modèle pour maintenir son état moyen proche de la véritable climatologie. En réalité tous les modélisateurs font cela de manière inavouée depuis l'aube des paramétrisations. En effet il reste dans toute paramétrisation des coefficients non fournis par la théorie physique. Le choix du modélisateur porte dans ce cas sur la valeur qui minimise le biais en fournissant un climat simulé le plus proche possible du climat observé.

Dans POTENTIALS, on cherche à systématiser et optimiser cette approche. La forme générique d'un modèle est :

$$\frac{\partial X}{\partial t} = f(X, Y, t)$$

Si la moyenne de f était nulle en chaque point, le modèle ne dériverait pas. Si de plus, comme c'est le cas, la condition initiale est une situation observée, le climat du modèle serait identique au climat observé. Le terme à ajouter aux équations est donc :

$$\langle f_O(X, Y, t) \rangle - \langle f(X, Y, t) \rangle$$

où f_O est la véritable loi d'évolution, et $\langle \rangle$ l'opérateur de moyenne. Hélas f_O est inconnue. D'Andrea et Vautard (2000) ont proposé une méthode pour estimer le terme correcteur sans passer par f_O et l'ont validée avec un modèle quasi-géostrophique. Cette méthode s'appelle *nudging* en anglais et pourrait se traduire en « assimilation 4d linéaire » par analogie avec sa grande soeur variationnelle dont elle est une approche ultra-simplifiée. Au lieu d'estimer les statistiques de X , il faudrait estimer les statistiques de sa dérivée temporelle. Pour cela on a besoin d'une série longue et à haute résolution temporelle de données observées. Jeuken et al. (1996) ont utilisé l'approche *nudging* à des fins de validation du MCG du MPI (*Max Planck Institut*). Grâce à la réanalyse ERA15 (voir section 3.4), on dispose de séries toutes les 6 heures des champs météorologiques, que l'on peut interpoler au pas de temps du modèle par spline cubique. Si $X_O(t)$ est une telle série, on écrit simplement le modèle relaxé :

$$\frac{\partial X}{\partial t} = f(X, Y, t) + \frac{1}{\tau}(X_O - X)$$

où τ est un coefficient qui dépend de la variable et éventuellement de l'altitude. Le modèle relaxé n'est pas le modèle corrigé. En effet il suit assez fidèlement la série des valeurs d'ERA15. On obtient le terme de correction en effectuant la moyenne sur un mois du terme de relaxation. C'est plus simple à comprendre qu'à réaliser. En effet une trop grande valeur de τ conduit le modèle relaxé à s'écarter notablement de la série ERA15. Une valeur trop faible de τ (relaxation trop forte) maintient le modèle hors de l'équilibre numérique de ses équations, ce qui se traduit par des ondes numériques parasites. Ces ondes ne font pas exploser le modèle à cause de la forte relaxation, mais fournissent des termes de correction intenses et très bruités spatialement. Une bonne partie du projet a consisté à trouver le bon équilibre des coefficients de relaxation.

La moyenne sur 15 ans des termes correctifs a été injectée dans le modèle ARPEGE pour refaire une expérience du type PROVOST. On a pu constater avec satisfaction que le modèle ainsi corrigé a un biais moyen notablement

plus faible que le modèle original. Par contre, la déception est venue de ce que les scores de prévision ne sont que marginalement affectés par cette correction. Les résultats n'ont été publiés que très récemment, quand nous avons été sûrs qu'il n'y avait pas une erreur triviale dans le protocole (Guldberg et al., 2004). Pour garder le moral et étoffer le rapport final du projet, j'ai aussi appliqué à chacun des 15 hivers le terme de correction moyen de cet hiver-là. Les scores sont alors en augmentation notable. Mais bien sûr dans un contexte opérationnel, on ne dispose pas d'un tel terme au moment de faire la prévision. Toutefois, il est possible de choisir des termes de correction variables, par exemple en utilisant un terme différent les années El Niño. Il est également possible de réaliser des ensembles dans lesquels les membres n'utilisent pas le même terme de correction, pour mieux tenir compte des incertitudes de la méthode. C'est par ce biais que le projet POTENTIALS peut déboucher sur une amélioration des prévisions probabilistes. Cependant, ne disposant que de 15 ans de données à l'époque du projet, les développements ont été repoussés à une date ultérieure.

3.7 DEMETER

Le projet européen DEMETER s'inscrit comme la suite naturelle du projet PROVOST. Le coordinateur, les principaux centres de modélisation et le thème sont les mêmes. Sur le plan scientifique, les deux nouveautés de DEMETER sont l'introduction de modèles couplés océan-atmosphère⁴, et l'usage de la nouvelle réanalyse de 44 ans du CEPMMT baptisée ERA40 (1958-2001). Le premier point permet de définir une approche directement utilisable opérationnellement : l'approche PROVOST n'est qu'une approche d'évaluation de potentiel, puisque les TSO sont supposées connues⁵. Le deuxième point permet une estimation plus sûre des scores régionaux et une ouverture vers les méthodes de SSM (deux partenaires ont été chargés de la besogne).

Comme pour PROVOST, je n'ai pas attendu la signature du contrat pour m'atteler à la question des prévisions saisonnières couplées. Avec J.F. Guérémy qui venait d'être affecté dans mon équipe, j'ai complété la série des prévisions réalisées avec la version 3 d'ARPEGE. J'ai d'abord montré que cette version était au moins aussi bonne que celle utilisée dans PROVOST pour le même type d'exercice. Puis, en utilisant des simulations de type AMIP, j'ai confirmé la nécessité d'utiliser des conditions initiales observées (la question s'était déjà posée pour PROVOST). Ces deux résultats sont consignés dans Déqué (2000). En ce qui concerne le modèle ARPEGE couplé au modèle OPA du laboratoire d'océanographie dynamique et de climatologie

⁴il y avait des prévisions couplées dans le plan de travail de PROVOST, mais c'était un peu prématuré

⁵ce qui n'est pas le cas de l'approche ELMASIFA

(LODYC⁶), nous avons montré la supériorité de l'approche couplée sur la prévision statistique des TSO dans les régions tropicales (Déqué et al., 2001). Naturellement l'approche PROVOST donne toujours de meilleurs scores. Ces scores ont été calculés à partir d'ERA15, car les résultats d'ERA40 n'ont pas été immédiatement disponibles : alors qu'ERA15 avait précédé PROVOST, ERA40 et DEMETER ont été conduits en parallèle.

Quand nos prévisions sur 44 ans ont été produites, j'ai pu mener à bien un projet que je n'avais pu réaliser avec PROVOST pour cause de séries trop courtes. Avec R. Clark, visiteur post-doctorant issu de l'UKMO, nous avons évalué l'approche que j'estime être la meilleure théoriquement⁷ pour faire une prévision probabiliste. Prévoir une loi de probabilité, c'est en fait prévoir une loi conditionnelle quand on dispose de quelques éléments. En l'absence d'éléments, la meilleure loi de probabilité que l'on puisse prévoir est la loi de probabilité absolue, que l'on appelle la climatologie. Comme on ne connaît pas la forme analytique de la loi, l'estimation ne peut venir que d'un processus d'estimation de type comptage. On sous-échantillonne les données disponibles en ne retenant que celles qui correspondent aux informations dont on dispose (par exemple « c'est une année El Niño »). La loi empirique de cette sous-population constitue notre meilleure prévision probabiliste, la prévision climatologique étant constituée de la loi formée avec toute la population. Le sous-échantillonnage se fait le plus souvent par un critère de proximité. C'est ce qu'on appelle la méthode des analogues. Elle est très ancienne, et on peut penser que les proverbes météorologiques de nos ancêtres ont été construits sur ce principe d'analogie et de répétitivité. Hélas la méthode a rarement débouché sur des résultats fiables à cause du trop grand nombre de degrés de liberté par rapport à la longueur des séries et du désir de l'appliquer de manière déterministe. Lorenz (1969) a tenté de mesurer la prévisibilité intrinsèque de l'atmosphère par le taux de divergence de deux situations analogues, mais n'a pu trouver des couples de situations réellement analogues. Van den Dool (1994) a montré la vanité de cette approche avec les quelques 50 ans de données disponibles et propose d'augmenter artificiellement la population en effectuant des combinaisons linéaires de situations (*reconstructed analogs*). Avec DEMETER, nous prenons une approche de type SSM : le modèle nous fournit une information qui n'est pas exacte, mais qui n'est pas non plus indépendante de la réalité. Les analogues ne sont donc pas cherchés dans une population de 44 cas (les années d'ERA40), mais de 9x44 cas (il y a 9 membres par prévision). En ne retenant que les 3 meilleurs analogues (l'année courante étant naturellement exclue) pour chaque membre et en associant le champ observé l'année de l'analogue, on obtient un ensemble de 27 champs observés, éventuellement répétés qui peuvent servir à estimer

⁶aujourd'hui LOCEAN

⁷si on exclut les équations aux probabilités de Liouville, qui sont impraticables en prévision saisonnière car les paramétrisations physiques ne s'écrivent pas sous forme analytique

une probabilité. L'avantage est quadruple :

- les prévisions sont des observations, donc il n'y a pas de biais
- les prévisions sont en fait des numéros d'année, donc on peut faire aisément de la descente d'échelle spatiale ou temporelle, à condition de disposer d'observations ces années-là
- quand plusieurs modèles sont disponibles, comme dans DEMETER, les séries d'années sont juxtaposables et on dispose d'échantillons plus grands ; bien entendu la recherche des analogues se fait séparément pour chaque modèle
- si le modèle n'a aucune prévisibilité, tout se passe comme si les 27 années étaient tirées au hasard, et on obtient une prévision probabiliste climatologique ; l'approche traditionnelle par comptage donne des prévisions probabilistes en général de moindre qualité que la climatologie, sauf si on augmente artificiellement leur dispersion.

La méthode est simple, sa mise en oeuvre l'est moins. Comment définir le critère de proximité ? Une recherche trop intense du meilleur choix ne conduit-elle pas vers les mêmes écueils que la prévision déterministe par régression (cf. section 3.5) ? Je reviendrai sur cette question dans le chapitre de conclusion. En appliquant un critère de corrélation spatiale au champ de précipitation en moyenne saisonnière, nous sommes parvenus à des scores probabilistes honorables (Clark and Déqué, 2003).

A l'issue du projet, un numéro spécial de *Tellus* a été édité. Notre contribution (Guérémy et al., 2004) est centrée sur le rôle du couplage dans la qualité des prévisions, tant déterministes que probabilistes. Aux 44 ans de prévisions de DEMETER (couplées), nous ajoutons 44 ans de prévisions de type PROVOST (TSO observées), de type ELMASIFA (TSO prévues statistiquement). Si les TSO observées confèrent les meilleurs scores, il est clairement établi que le couplage apporte une supériorité par rapport à la prévision statistique. Si on considère un indice familier à la prévision sur l'Europe en hiver comme le NAO, le couplage est encore gagnant. Un indice d'échelle hémisphérique un peu moins connu, le mode annulaire de l'hémisphère nord (MAN) ou *northern annular mode* présente le même tiercé PROVOST, DEMETER, ELMASIFA. Il a l'avantage d'être plus prévisible que le NAO à l'échelle saisonnière, le NAO n'étant prévisible que le premier mois. Les scores obtenus dans ces expériences sont plus faibles que ceux affichés lors du projet PROVOST. En fait, les meilleures années pour la prévision se concentrent au delà de 1980, ce qui biaisait favorablement les expériences précédentes. En cherchant à m'affranchir du couplage qui alourdit les expériences (essentiellement la mémoire et les entrées-sorties d'OPA, car le temps consommé sur le processeur est plus faible que pour ARPEGE), j'ai fait deux expériences de 44 hivers supplémentaires (avec 9 membres comme dans DEMETER). Dans la première, ARPEGE est forcé par les TSO mensuelles calculées par DEMETER. Dans la seconde, ces TSO sont corrigées de leur biais, estimé sur les 43 autres années. Cette méthode s'appelle l'approche en deux étapes (*two-tier*

method) et est utilisée opérationnellement par l'IRI. Avant de dépouiller les résultats, je m'attendais à ce que la première expérience donne les mêmes résultats que DEMETER, et que la seconde fasse mieux, car les biais en TSO de DEMETER sont supérieurs au degré Celsius. A ma surprise, les scores de la première expérience sont nettement inférieurs à ceux de DEMETER et ceux de la seconde au même niveau que DEMETER. Mon opinion sur le caractère incontournable du couplage, même à l'échéance mois 2-mois 4 a basculé en ce début de 2004.

4

L'âge des promesses

4.1 Les perspectives

Les avancées scientifiques décrites dans ce qui précède témoignent de la volonté du CNRM de rester à la pointe des recherches dans ce domaine. Les progrès sont hélas loin de ce qu'attend le public, ou même les scientifiques peu éclairés sur l'état de l'art. Pourtant, j'ai consacré un peu de mon énergie aux tâches de vulgarisation : contribution à deux livres scientifiques, articles dans des revues de vulgarisation ou de communication interne, conférences grand public... J'ai tenté de lutter contre le lourd héritage de la langue française qui emploie le mot prévision pour une activité qui diffère beaucoup de la prévision du temps à courte échéance. Les spécialistes des courses hippiques ne parlent jamais de « prévision du tiercé », les médecins n'utilisent jamais, pour un individu donné, le terme de « prévision des maladies ». Dans ces deux cas, le mot « pronostic » est admis et compris.

Comme on l'a vu à plusieurs reprises dans les chapitres précédents, les progrès se font de la façon suivante :

1. une idée simple germe
2. sa mise en application est plus lourde que prévue, parce que rien n'est simple quand on manipule un MCG
3. les résultats sont moins bons que ceux attendus, et on n'est même pas sûr que l'impact soit positif à cause de l'incertitude sur les scores.

A défaut de résultats spectaculaires, ce qu'on peut offrir est de la communication et des promesses. Dans le domaine de la communication, la vague de chaleur¹ de 2003 a été l'occasion de participer à un débat médiatique où il

¹le mot canicule a été réservé par Météo-France pour désigner les périodes très chaudes où la vie des individus les plus fragiles est menacée; les services météorologiques ont le devoir d'annoncer quelques jours à l'avance ce phénomène

a fallu à nouveau faire le point sur ce qu'on sait faire et ce qu'on ne sait pas faire.

Dans le domaine des promesses, je parlerai des chantiers qui s'ouvrent et dont les résultats ne seront établis que dans quelques années. A la suite du projet DEMETER, les trois partenaires qui se sont le plus impliqués dans la production de prévision et qui sont, ce n'est pas un hasard, adossés à des services de prévision opérationnelle, ont décidé de poursuivre l'opération en temps réel chaque mois sous l'acronyme EUROSIP. Il s'agit du CEPMMT, de l'UKMO et de Météo-France. Cependant DEMETER s'appuyait sur ERA40 qui couvre une large période pauvre en mesures océanographiques. Ce n'est que depuis les années 1980 qu'on dispose d'une couverture globale en TSO et en fraction de glace, et depuis les années 1990 qu'on mesure la topographie de la surface avec précision, grâce aux différents types de satellites. Sous la surface, le suivi en temps réel du Pacifique tropical ne date que de la fin des années 1980. Pour garantir l'homogénéité sur toute la période, les partenaires ont utilisé un schéma d'assimilation minimal consistant à forcer le modèle d'océan par les flux de surface d'ERA40. Ainsi, la seule variable océanique qui entre en compte est la TSO. Au 21^{ème} siècle, on peut espérer mieux. Pour la prévision en temps réel et les prévisions rétrospectives destinées à estimer le climat moyen du modèle couplé, les trois partenaires utilisent des analyses océaniques plus raffinées que dans DEMETER. Au CNRM, nous utilisons les produits du groupe MERCATOR. Cette approche permettra de faire des prévisions de meilleure qualité que dans DEMETER. En contrepartie, il n'est pas envisageable de faire des évaluations fines des scores, des SSM, ou des prévisions probabilistes à base d'analogues, car le recul temporel n'excède pas une vingtaine d'années. C'est pourquoi Météo-France poursuit en parallèle la production de prévisions en temps réel suivant le schéma introduit dans ELMASIFA (prévision statistique des TSO).

Un projet européen sur cinq ans a débuté en 2004, sous l'acronyme MERSEA. Un de ses buts est de promouvoir une amélioration de l'assimilation océanique en augmentant fortement (en passant de 2° à 0.25°) la résolution horizontale du modèle d'océan. Comme nous n'avons pas les moyens de faire tourner un modèle océanique 400 fois plus coûteux en temps de calcul, les analyses océaniques à haute résolution seront interpolées à une résolution plus appropriée, mais nous testerons l'impact d'une résolution variable de 300 km sur le Pacifique à 50 km sur l'Europe. Le surcoût n'est que d'un facteur 10.

Un autre projet européen couvrant la même période porte le nom très explicite d'ENSEMBLES. La part de prévision saisonnière dans ce projet est réduite et se justifie par le fait que la crédibilité des changements climatiques pour le 21^{ème} siècle doit être confortée par des prévisions à des échéances plus courtes comme la saison ou la décennie. Il est donc prévu de faire également des prévisions décennales avec ARPEGE-OPA dans ce projet. Mais il ne peut s'agir que d'une approche académique, puisque nous ne pourrions vali-

der qu'une seule prévision : celle issue de 1994 et s'achevant en 2004. Pour la décennie précédente, l'état tridimensionnel initial de l'océan étant inconnu, on voit mal d'où pourrait surgir la prévisibilité. Pour la décennie suivante, il faudra attendre 2014 avant de calculer un score. Par contre, en mode modèle parfait, des résultats intéressants ont été obtenus par le MPI et ne demandent qu'à être confirmés par ARPEGE-OPA en ajoutant dans ENSEMBLES des prévisions pour les décennies antérieures : à l'échelle décennale, l'Europe prend sa revanche sur l'Amérique. En effet, à l'échelle saisonnière, le phénomène majeur est El Niño, qui confère une meilleure prévisibilité, via la téléconnexion PNA, au continent américain. A l'échelle décennale, le phénomène majeur est constitué par les fluctuations de la circulation thermo-haline, qui confèrent à la région Europe-Atlantique un maximum de prévisibilité potentielle.

Dans le cadre des projets ENSEMBLES et MERSEA, je compte pousser plus loin la résolution horizontale en utilisant une version à résolution variable (de 300 km dans le Pacifique sud à 50 km sur l'Europe). Je ne crois pas trop à l'utilisation des modèles à domaine limité (MDL) en prévision saisonnière aux moyennes latitudes pour deux raisons :

- les MDL ne connaissent pas l'effet papillon, donc il faut faire autant d'intégrations de MCG que de MDL quand on veut produire un ensemble ; on ne peut utiliser l'argument de l'économie de calcul
- les MDL héritent des défauts dans la circulation de grande échelle du MCG qui les pilote ; le jour où les MCGs sauront prédire avec un bon taux de succès le signe du NAO chaque hiver, les MDL seront utiles pour détailler géographiquement les conséquences sur le champ de précipitation ; ce n'est pas encore le cas et, en attendant, les SSM permettent de faire cela tout en corrigeant une partie des défauts du MCG

Dans les régions tropicales où les conditions aux bords jouent un rôle moindre², un MDL couplé à un modèle de couche limite océanique peut rendre des services appréciables, comme l'a montré l'IRI. Il y a également quelque espoir pour la prévision estivale sur le Sud de l'Europe, potentiellement plus sensible à l'état hydrique initial du sol. Mais l'été 2005 qui a démarré dans des conditions hydriques plus sèches que celles de 2003 n'a pas connu de vague de chaleur en France, à cause de l'advection d'air Atlantique ininterrompue cet été-là.

Les deux projets européens sus-mentionnés ne font pas référence explicitement à la prévision probabiliste, en ce qui concerne la contribution du CNRM. Le CEPMMT compte, dans ENSEMBLES, faire évoluer le concept de physique stochastique. Il s'agit d'une avancée que je suis avec intérêt, mais à laquelle je ne contribue pas, qui consiste à rendre le GCM non déterministe dès son intégration en utilisant les lois de la turbulence³. En tout état de

²à condition de ne pas oublier les circulations de Hadley et de Walker

³la méthode qui consisterait à mettre un terme aléatoire artificiel dans le membre de droite des équations, ou à changer arbitrairement de coefficient ajustable dans la physique, est connue depuis longtemps, mais ne me satisfait pas beaucoup

cause, il est clair pour moi que le produit final d'une prévision saisonnière ou décennale s'évalue à l'aide du SPO ou de la « valeur économique » pour divers seuils de probabilité. L'évaluation du CCA du géopotential à 500 hPa sur l'hémisphère nord est une étape nécessaire du processus d'évaluation d'une expérience numérique, mais pas son aboutissement.

Un autre chantier prioritaire et non couvert par un projet européen en ce qui nous concerne est le rôle de la stratosphère dans la prévisibilité (Baldwin *et al.*, 2003). Une version à 91 niveaux verticaux a montré récemment un comportement climatologique très réaliste dans la stratosphère, et des scores sur l'hémisphère Nord et les tropiques augmentés par rapport à la version de référence à 31 niveaux (qui hélas ne brillait pas par sa prévisibilité). Le surcoût est ici aussi d'un facteur 10 et il faudra choisir entre l'horizontale et la verticale. Les cotes mal taillées ne fonctionnent pas : une résolution horizontale de 150 km ou verticale de 60 niveaux ne font à l'heure actuelle pas mieux que notre version de référence à 280 km et 31 niveaux.

4.2 Les modèles simplifiés

Le modèle ARPEGE a une longue carrière derrière lui et aucun successeur ne se profile à l'horizon. Certes l'ARPEGE de 2005 n'a plus une ligne en commun avec celui de 1988. S. Cray disait, au milieu des années 1980, à propos des langages informatiques « je ne sais pas quel langage les scientifiques utiliseront au 21ème siècle, mais je sais qu'il s'appellera FORTRAN ». Son utilisation couplée à OPA s'impose à nous pour les expériences de prévision numérique des prochaines années. Pourtant certaines idées simples méritent d'être testées d'abord avec des modèles de complexité inférieure et donc de mise en œuvre plus légère. Une perspective d'évolution des recherches en prévision saisonnière passe par l'utilisation de tels modèles (Molteni, 2003).

Pour éviter de charger ce mémoire avec des équations, des tables et des figures, j'ai décidé, à un certain stade de son développement d'écrire en parallèle une note de travail du CNRM intitulée « Modèles simplifiés en prévision saisonnière ». Cette note est sortie en mars 2005 avec le numéro 96 et peut être considérée comme une annexe de mon mémoire d'habilitation, ou au moins de ce dernier chapitre. Dans la note, je décris quatre méthodes de complexité croissante pour simuler à peu de frais le comportement d'un modèle en prévision saisonnière :

1. un générateur de scores, utilisant une expérience d'ARPEGE en guise d'apprentissage, pouvant fournir des CCA de prévisions en mode parfait ou en mode réel. Ce n'est pas un modèle à proprement parler, mais cela peut illustrer certains comportements d'un modèle.
2. un générateur de TSO utilisant les 100 ans de données globales observées comme apprentissage. Il s'agit en fait d'une généralisation incluant la

variabilité interannuelle du schéma utilisé dans les expériences de type ELMASIFA pour prédire la TSO.

3. une version du modèle de Lorenz (1984) complété par un forçage de basse fréquence. Avec ce modèle on peut produire aisément des milliers de prévision, en mode réel ou en mode parfait, de l'indice MAN.
4. une version portée sur PC de SISYPHE en résolution T21 (voir chapitre 1).

La puissance et le nombre de calculateurs personnels disponibles et peu utilisés durant de longues périodes au CNRM permettent d'envisager de longues simulations et surtout de grands ensembles avec SISYPHE. Un projet du centre européen de recherche et de formation avancée en calcul scientifique (CERFACS) de porter ARPEGE sur ce type d'architecture de calcul a abouti à l'automne 2004. Cependant ARPEGE a été conçu pour une machine vectorielle (comme les calculateurs NEC ou Fujitsu) ou multi-tâche (comme les calculateurs IBM). Il est très peu efficace (redondance des calculs, allocation de mémoire démesurée) sur un ordinateur Intel ou compatible. Sa compilation demande des outils et des bibliothèques assez exotiques sur ces machines. Comme on pouvait s'y attendre, une simulation d'un an prend du temps (trois jours sur PC alors qu'on fait vingt ans sur notre ordinateur Fujitsu dans le même délai avec ce modèle, ou plus de 200 ans avec SISYPHE sur ce PC⁴). Pour atteindre des temps de calcul raisonnables, il faudrait dégrader beaucoup la résolution horizontale. Dans ce cas, les coûteux raffinements des paramétrisations physiques des versions récentes sont *porcis margaritae*. Mais si on dispose d'une centaine de PC inoccupés pendant les nuits et les week-ends et d'un réseau efficace aboutissant sur un système de stockage suffisamment dimensionné, on peut faire une expérience de type PROVOST chaque semaine.

A part jouer au petit modélisateur à la maison, à quoi peuvent servir les modèles simplifiés? J'en donne des exemples possibles dans les sections suivantes.

4.3 La simulation de scores

Lorsqu'une expérience numérique est achevée, on a coutume de calculer des scores (CCA ou SPO) qui se déduisent de moments statistiques de la distribution conjointe des prévisions et de leur vérification. Ce faisant, on n'exploite qu'une partie de la richesse statistique de l'échantillon produit. Il est possible, mais non trivial, de calculer les moments de la distribution de probabilités dont est issue ce score. On peut alors fournir un intervalle de confiance ou estimer le score qu'on obtiendrait avec des ensembles plus grands. Cela permet en particulier de décider à partir de deux expériences si

⁴je n'ai pas essayé SISYPHE sur Fujitsu-VPP5000

l'une offre vraiment de meilleurs scores que l'autre. Pour pouvoir progresser efficacement, un tel outil est indispensable. Dès mon article de 1991, j'ai essayé de trouver la solution la plus générale à ce problème. Je la donne dans la note n°96 citée plus haut.

En renonçant à la forme analytique de la solution au profit de la programmation informatique, j'ai pris le risque d'obtenir des résultats erronés. Grâce au modèle de Lorenz, j'ai pu calculer la distribution probabiliste par cette méthode, et par la force brute, c'est à dire en faisant de nombreux échantillons de prévision. La note n°96 qui sert d'annexe à ce chapitre valide que cette approche.

La communauté qui a travaillé avec PROVOST puis DEMETER n'a pas manqué de remarquer que la période du premier projet (1979-1993) était bien plus propice à de bons scores que les décennies antérieures. La question qui se pose est de savoir si le caractère prévisible du système atmosphère-océan ne subit pas des fluctuations de basse fréquence, voire une dérive liée au changement climatique. La simulation de scores, et la construction d'intervalles de confiance pourra permettre de dire si ce qui a été vécu de 1958 à 2001 relève de la fluctuation d'échantillonnage ou de la variabilité décennale.

Une autre application de cette approche est la définition préalable de grandes expériences. Candille (2003) a montré que le nombre de prévisions (c'est-à-dire pour nous le nombre d'années) était le facteur limitant de la taille des ensembles. Mis à part les expériences de prévision parfaite, ce nombre est de l'ordre de la cinquantaine. Pour un seuil de tolérance donné, une formule de Candille donne la taille au delà de laquelle on fait des calculs pour rien. On peut en déduire alors le coût de calcul et la durée de l'expérience. En appliquant l'algorithme de simulation de score sur une expérience déjà réalisée (version antérieure du modèle ou résolution plus faible) on a une bonne idée de la largeur de l'intervalle dans lequel se trouvera le score. Si le but de l'expérience est d'améliorer la qualité d'un paramètre sur une région donnée, et si l'intervalle est très large (c'est le cas de la corrélation d'anomalie de température sur l'Europe), il vaut mieux renoncer. Si au contraire l'intervalle est très étroit (c'est le cas de la corrélation d'anomalie des précipitations sur la bande intertropicale), on peut définir une expérience moins coûteuse, en respectant la formule de Candille pour l'équilibre entre le nombre d'années et la taille des ensembles, de façon à espérer démontrer l'amélioration.

4.4 La prévision de densité

Considérons l'indice MAN qui a le mérite d'être prévu avec des scores déterministes similaires dans DEMETER et dans le modèle « imparfait »⁵.

⁵voir note n°96

Cet indice, plus académique que le nombre de degrés-jours pour le chauffage à Paris, nous indique si la circulation autour du pôle nord se fait de manière plus ou moins axisymétrique. Une anomalie positive de MAN veut dire un courant plus zonal sur l'hémisphère nord. Malgré sa persistance temporelle, cet indice n'est pas constant pour un hiver donné, ce qui donne lieu à une distribution probabiliste. Une découverte récente que j'ai faite avec les séries issues du modèle simplifié, est que la distribution probabiliste des jours individuels d'une saison est plus prévisible (au sens probabiliste) que la moyenne de cette saison. Il est étonnant qu'un phénomène aussi simple n'ait pas été étudié plus tôt. En fait, avec un stagiaire de l'ENM en 1989, j'avais cherché si la variance intra-mensuelle possédait quelque prévisibilité. Nous avons conclu par la négative. Mais le contexte était différent (prévision mensuelle, outils probabilistes rudimentaires, échantillons courts, MCG moins développé). La méthode du SPO continu, aussi bien que le calcul de la valeur économique⁶ pour un large spectre de seuils sont sans appel : dans la mesure où la vérification n'est plus déterministe, le gain de la prévision du modèle « imparfait » par rapport à une prévision exacte, normalisé par le gain correspondant d'une prévision de type climatologique (qu'on appelle en abrégé *skill score*) est supérieur dans le cas de la distribution saisonnière à celui de la moyenne saisonnière. Ici une prévision exacte ne consiste pas à prédire jour par jour ce qui se passe, mais à prédire une densité de probabilité qui corresponde exactement à la densité observée de la saison considérée.

Ce résultat, non encore mis en évidence à ma connaissance jusqu'à présent, reste valide quand on considère les prévisions du NAM effectuées dans des conditions réelles avec ARPEGE-climat sur les hivers d'ERA40 (de type PROVOST ou ELMASIFA). Pour passer à des variables plus utiles que le NAM, il faut travailler avec des ensembles de séries quotidiennes. La taille considérable des fichiers à manipuler explique pourquoi peu de chercheurs se soient aventurés hors du sentier des prévisions de moyennes, surtout quand on ajoute le caractère probabiliste. Une de mes perspectives est de pousser dans ce domaine : que peut-on faire d'une prévision probabiliste de la distribution d'un hiver donné ? Un hiver comme 2004-2005 n'est pas un hiver froid en moyenne, mais il possède, pour la France, beaucoup plus de jours froids que l'hiver précédent ; peut-on trouver une information de ce type dans ce que prédisent les modèles numériques ? Le caractère probabiliste est double : l'incertitude vient à la fois de l'absence de chronologie au sein de la saison et du manque de confiance dans le MCG (effet papillon et imperfection du modèle).

Les premiers résultats avec la température hivernale à Toulouse prévue par ARPEGE dans DEMETER montrent que le passage de la moyenne saisonnière à la distribution saisonnière des valeurs quotidiennes n'apporte pas

⁶il faut faire quelques adaptations, compte tenu du caractère probabiliste des données de vérification

d'accroissement des scores probabilistes.

4.5 Les méthodes d'analogues

J'ai déjà évoqué cette question dans la section 3.7 et l'article Clark and Déqué (2003) ne fait que dégrossir les possibilités de la méthode. Avec l'approche du modèle imparfait décrite dans la note n°96 qui sert d'annexe à ce chapitre, on peut esquisser une méthodologie qui restera à appliquer à des prévisions véritables (même si, comme dans DEMETER elles sont réalisées *a posteriori*). L'avantage de ne pas abuser des années 1958-2002 pour optimiser les algorithmes est que notre évaluation de la qualité de la méthode sur ces années ne sera pas positivement biaisée.

J'ai effectué, à partir de prévisions réalisées avec SISYPHE en mode imparfait, quelques expériences exploratoires. J'ai sélectionné 10 analogues en prenant comme critère la distance euclidienne des 10 premières CP du géopotentiel à 500 hPa sur l'hémisphère Nord dans une expérience pseudo-DEMETER de 50 hivers et 9 membres. Chacun des 9 membres de l'ensemble fournit 10 années. Le nouvel ensemble est donc constitué de 90 saisons (forcément redondantes) issues des 50 saisons pseudo-observées. Le score de valeur de l'événement « température à 850 à Toulouse supérieure à la moyenne » pour un rapport coût/perte de 50% est de 0.17, alors que l'utilisation directe des 9 membres de l'ensemble ne conduit qu'à un score de 0.04. Il est clair que parmi les nombreuses façons de choisir ses analogues, il devrait en exister de meilleures que d'autres. Quand on dispose de grands échantillons et d'un minimum de rigueur, on peut demander aux statistiques de nous aider à choisir une bonne sinon la meilleure méthode. La première chose à faire est de calculer les distances entre situations à partir de cartes filtrées par les premières CP, ou, ce qui revient algébriquement au même avec une distance quadratique, de calculer les distances directement sur les CP. On évite ainsi d'inclure dans la distance des différences sur des petites structures qui ne sont pas pertinentes pour le choix d'un analogue de grande échelle. Il est plus important d'avoir une situation de même indice NAO que d'avoir une situation ayant le même géopotentiel sur Paris.

Pour aller plus loin, on peut chercher à réduire encore la dimension du problème, ce qui accroît le pouvoir discriminant, en ne retenant que quelques combinaisons linéaires de CP satisfaisant à un critère en rapport avec le problème. Une première piste consiste à poser comme critère le rapport de la variance intra-ensemble sur la variance totale. Les composantes qui minimisent ce critère correspondent à des structures qui sont semblables quand on considère le même ensemble de prévision, et donc le même forçage, et dissemblables quand les forçages sont différents. Calculer une distance entre deux membres de prévisions différentes filtrées selon ce critère revient à rechercher si les forçages ont été similaires. Ce critère ne fait appel qu'aux

propriétés du modèle (il n'y a pas d'observations dans l'algorithme). Un bon modèle est un modèle qui peut se tromper, mais qui refait la même erreur quand on lui ressort le même forçage. Cette cohérence de la réponse peut donner des scores bruts désastreux, mais permet à la méthode des analogues de tirer le meilleur parti des prévisions. Du point de vue algorithmique, il s'agit d'une diagonalisation de matrice une fois l'ACP effectuée. C'est la même famille de méthodes que l'Analyse en Composantes Prévisibles (Déqué, 1988a). Cette méthode a été testée sur les prévisions DEMETER en Nouvelle Calédonie (Leroy, 2006). Les scores, en particulier l'entropie, sont légèrement meilleurs qu'avec des analogues non optimisés.

Une deuxième piste consiste à définir une distance optimale entre deux prévisions de façon que la distance entre deux prévisions soit la plus proche possible, au sens des moindres carrés, d'une distance classique (quadratique ou corrélacionnelle) entre les deux observations correspondantes. Déterminer la nouvelle distance veut dire déterminer un système de poids. Cette détermination peut se faire par régression linéaire. Cette deuxième piste a le mérite de faire intervenir les observations. Plus deux analogues seront proches au sens de cette nouvelle distance, plus les situations observées correspondantes seront proches. Cette piste est moins robuste, car avec 10 PC, il faut déterminer 55 poids et nous ne disposons que de cinquante⁷ prévisions indépendantes, même si la taille de l'échantillon d'apprentissage est de l'ordre de 500 à cause des membres de l'ensemble. Cette méthode n'a pas encore été explorée, faute de temps. Elle conduit peut-être à une impasse. Mais il ne faut rien négliger.

4.6 Analogues et densité

Dans la section précédente je suppose qu'on travaille sur des moyennes saisonnières, mais on a vu dans la section antérieure la richesse potentielle de travailler sur une prévision de densité. La recherche de situations analogues doit se faire sur des champs au moins bidimensionnels : le géopotentiel 500 hPa sur l'hémisphère Nord est un bon candidat pour la prévision des latitudes tempérées Nord, le potentiel de vitesse à 200 hPa entre les tropiques étant plus adapté aux prévisions tropicales. Combiner Analyse en Composantes Principales et densité de probabilité semble un problème complexe. En fait, en posant le problème d'une certaine façon, les choses ne sont pas si compliquées. Si on choisit comme critère de distance des deux lois de probabilité le SPO sur un nombre suffisant de classes (10 est un bon compromis), on dispose d'un critère quadratique très similaire au cas déterministe, sauf

⁷je suppose, pour faire simple, qu'on travaille avec 50 ans de données et de prévisions correspondantes

que chaque CP produit 9 variables⁸, ce qui fait que 10 CP nous mettent dans un espace de dimension 90. Vautard et al. (1996) ont utilisé une méthode ACP à double détente : ACP sur les champs, puis ACP sur les séries temporelles de CP (la méthode est connue dans le monde anglo-saxon sous le nom *extended empirical orthogonal function*, EEOF). L'approche que je préconise est de faire une deuxième ACP sur les probabilités cumulées des quantiles des CP. La compressibilité est remarquable : dans le cas du géopotentiel à 500 hPa sur l'hémisphère Nord, pour 10 CP et 9 quantiles, on obtient 90% de la variance avec seulement 10 composantes. La différence avec l'approche EEOF est que je fais abstraction de la chronologie, ce qui est conforme à l'esprit de la prévision saisonnière qui est une prévision climatique et non une prévision météorologique. L'inversion du système, c'est à dire le calcul de probabilités pour des points de grille à partir de ces nouvelles composantes se fait assez simplement par une méthode de Monte-Carlo (le calcul analytique serait monstrueux, même avec l'hypothèse d'indépendance des CP).

4.7 Prévision probabiliste et régimes de temps

Une autre façon de faire des prévisions probabilistes est d'abandonner la notion de variable continue et de travailler par classes, tout en restant dans une approche bi-dimensionnelle (travailler sur des classes de température à Toulouse est un exercice trivial). L'outil pour cela est l'utilisation de régimes de temps (Terray et al., 2004). On peut décrire la saison à venir par les probabilités des divers régimes sur une région. Sur l'Europe, on en définit traditionnellement quatre. Le modèle ARPEGE a le bon goût d'avoir une distribution climatologique de ces quatre régimes assez similaire à celle des observations. Cependant, je n'ai pas trop poussé dans cette voie quand j'ai trouvé que pour DEMETER, les scores d'une prévision de régimes par simple comptage des jours pour chaque membre de l'ensemble étaient inférieurs à ceux de la climatologie. Ici aussi, il faut peut-être utiliser une méthode d'analogues pour calculer plus finement les probabilités.

4.8 Pour conclure

Ces dernières sections montrent qu'il reste de nombreuses pistes à explorer. Trois facteurs limitants sont le temps de calcul sur machine, la durée des séries observées, et le temps humain. Au fur et à mesure que le premier facteur recule, on peut envisager des simulations de type modèle imparfait avec ARPEGE et donc faire reculer le deuxième facteur. Quand les modèles couplés auront une variabilité interannuelle suffisamment réaliste, on pourra

⁸chaque variable est l'image par la fonction de répartition de la prévision (ou de l'observation) d'un décile de la distribution climatologique de la CP

se passer de TSO artificielles. Mais on ne doit pas négliger non plus des approches en mode réel avec des versions coûteuses du modèle (haute résolution horizontale ou verticale, paramétrisations physiques plus raffinées). Heureusement, ces expériences sont aisément distribuables en terme de calcul⁹ : chaque prévision à 4 ou 6 mois peut être réalisée sur une machine (un PC) différente. Finalement, c'est le temps humain qui va du gribouillage de formules sur une feuille de papier à la rédaction d'une publication en passant par beaucoup de codage et de discussions, qui est le vrai facteur limitant.

⁹ce qui n'est pas le cas des scénarios climatiques

Références

- Abat, H. and Déqué, M., 1988 : Prévission probabiliste des précipitations et de la température à 2m sur la France à longue échéance par le modèle EMERAUDE. *Note de l'EERM*, **217**, 123 pp.
- Baldwin, M.P., Stephenson, D.B., Thompson, D.W.J., Dunkerton, T.J., Charlton, A.J., and O'Neill, A., 2003 : Stratospheric memory and extended-range weather forecasts. *Science*, **301**, 636–640.
- Bougeault, P., 1985 : A simple parameterization of the large-scale effects of cumulus convection. *Mon. Wea. Rev.*, **113**, 2108–2121.
- Branstator, G., 1983 : Horizontal energy propagation in a barotropic atmosphere with meridional and zonal structure. *J. Atmos. Sci.*, **40**, 1689–1707.
- Brier, G.W., 1950 : Verification of forecasts expressed in terms of probability. *Mon. Wea. Rev.*, **78**, 1–3.
- Candille, G., 2003 : Validation des systèmes de prévisions météorologiques probabilistes. *Thèse de doctorat de l'Université Pierre et Marie Curie*, 146 pp.
- Clark, R.T. and Déqué, M., 2003 : Conditional probability seasonal predictions of precipitation. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.*, **129**, 1–15.
- Clochard, J., Déqué, M. and Royer, J.F., 1982 : Expérience de prévision à échéance prolongée à l'aide d'un modèle de circulation générale. *Note de l'EERM*, **44**.
- d'Andrea, F. and Vautard, R., 2000 : Reducing systematic errors by empirically correcting model errors. *Tellus*, **52A**, 21–41.
- Déqué, M., 1983 : Etude de la persistance d'un champ météorologique. *Revue de Statistique Appliquée*, **31**, 39–56.
- Déqué, M. and Royer, J.F., 1984 : A General Circulation Model simulation of the atmospheric response to the January 1983 El Nino. *Tropical Ocean-Atmosphere Newsletter*, **27**, 2–4.
- Déqué, M., 1986a : On the comparison between two sets of 500 mb geopotential height eigenfunctions. *Tellus*, **38A**, 448–452.
- Déqué, M., 1986b : Comparison between El Nino 1982/83 simulations by a GCM and ECMWF analyses. *WMO LRFP Report series series*, **6**, 285–290.
- Déqué, M., 1987 : Prévisibilité mensuelle du géopotential à 500 hPa

- par régression statistique. *Note de l'EERM*, **182**, 10 pp.
- Déqué, M., 1988a : 10-day predictability of the northern hemisphere winter 500 mb height by the ECMWF operational model. *Tellus*, **40A**, 26–36.
 - Déqué, M., 1988b : The probabilistic formulation : a way to deal with ensemble forecasts. *Annales Geophysicae*, **6**, 217–224.
 - Déqué, M., 1988c : Probabilistic monthly mean predictions using forecast ensembles. *Proceedings of the ECMWF Workshop on predictability in the medium and extended range. Reading 16-18 May 1988*, 119–134.
 - Déqué, M. and El Hamly, M., 1988 : Impact of initial snow cover on monthly mean predictability. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **11**, 729–730.
 - Déqué, M., Royer, J.F. and Veysseire, J.M., 1988a : Estimation de la qualité de prévisions probabilistes par classes ordonnées. *Note de l'EERM*, **207**.
 - Déqué, M., Royer, J.F. and Veysseire, J.M., 1988b : Première expérience de prévision en temps réel avec le modèle EMERAUDE. *Note de l'EERM*, **215**.
 - Déqué, M., Veysseire, J.M. and Royer, J.F., 1988c : Dépouillement d'une série de cinq expériences de prévision mensuelle en temps réel avec le modèle EMERAUDE. *Note de l'EERM*, **218**.
 - Déqué, M. and Royer, J.F., 1989 : Prévision mensuelle avec le modèle Emeraude : comparaison avec les résultats du modèle du CEPMMT. *Note du CNRM*, **5**, 36 pp.
 - Déqué, M. and Servain, J., 1989 : Teleconnections between tropical Atlantic Sea Surface Temperatures and midlatitude 50 kPa Heights during 1964-1986. *J. Climate*, **2**, 929–944.
 - Déqué, M., 1990 : Impact of prescribed sea surface temperatures on extended range forecasting. *J. Marine Systems*, **1**, 61–70.
 - Déqué, M., 1991a : Removing the model systematic error in extended range forecasting. *Annales Geophysicae*, **9**, 242–251.
 - Déqué, M., 1991b : 44-Day ensemble forecasts with the T42-L20 french spectral model. *Proceedings of ECMWF workshop on new developments in predictability. 13-15 November 1991*, 247–263.
 - Déqué, M. and Royer, J.F., 1991 : The choice of an observed climatology to verify extended-range forecasts. *WMO LRFP Report series*, **14**, 73–76.
 - Déqué, M., 1992 : Simulation of interannual and intraseasonal monsoon variability. *Proceedings of the international workshop on MONEG. Boulder 21-24 October 1991*, **WMO/TD 470**, 2.19–2.23.
 - Déqué, M. and Dreveton, H., 1992 : A priori correction of the systematic error in extended-range forecasting. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **WMO/TD 467**, 623–625.
 - Déqué, M. and Royer, J.F., 1992 : The skill of extended-range extra-

- tropical winter dynamical forecasts. *J. Climate*, **5**, 1346–1356.
- Déqué, M., Royer, J.F. and Stroe, R., 1994 : Formulation of gaussian probability forecasts based on model extended-range integrations. *Tellus*, **46A**, 52–65.
 - Déqué, M., 1996 : Initial versus boundary condition impact in perfect model seasonal forecasting. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **23**, 66–67.
 - Déqué, M., 1997 : Ensemble size for numerical seasonal forecasts. *Tellus*, **49A**, 74–86.
 - Déqué, M. and Piedelievre, J.P., 1997 : Initial versus boundary conditions impact in numerical seasonal forecasting. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **25**, 65–66.
 - Déqué, M. and Piedelievre, J.P., 1998 : Skill comparison in the PROVOST experiment. *Proceedings of the WMO international workshop on dynamical extended range forecasting. Toulouse 17-21 November 1997*, **WMO/TD 881**, 226–231.
 - Déqué, M., 2000 : The need for initial atmospheric conditions in seasonal forecasting. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **30**, 6.1–6.2.
 - Déqué, M., 2001 : Seasonal predictability of tropical rainfall : probabilistic formulation and validation. *Tellus*, **53A**, 500–512.
 - Déqué, M., Guérémy, J.F. and Clark, R., 2001 : Sea surface temperature prediction in seasonal forecasting. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **31**, 63–64.
 - Dewey, K.F. and Heim, R., 1982 : A digital archive of northern hemisphere snow cover, November 1966 through December 1980. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, **63**, 1132–1141.
 - Doblas-Reyes, F.J., Déqué, M., Valero, F. and Stephenson, D.B., 1998 : North Atlantic wintertime intraseasonal variability and its sensitivity to GCM horizontal resolution. *Tellus*, **50A**, 573–595.
 - Doblas-Reyes, F.J., Déqué, M. and Piedelievre, J.P., 2000 : Model and multimodel spread in the PROVOST seasonal forecasts : application to probabilistic forecasts. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.*, **126**, 2069–2088.
 - Epstein, E.S. and Murphy, A.H., 1965 : A note on the attributes of probabilistic predictions and the probability score. *J. Appl. Meteorol.*, **4**, 297–299.
 - Epstein, E.S., 1969a : Stochastic dynamic prediction. *Tellus*, **21**, 739–759.
 - Epstein, E.S., 1969b : A scoring system for probability forecasts of ranked categories. *J. Appl. Meteorol.*, **8**, 985–987.
 - Garric, G., Douville, H. and Déqué, M., 2002 : Prospects for improved seasonal predictions of monsoon precipitation over Sahel. *Int. J. Climatol.*, **22(3)**, 331–345.
 - Gates, L.W., 1992 : AMIP : the Atmospheric Model Intercomparison

- Project. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, **73**, 1962–1970.
- Gilchrist, A., 1977 : An experiment on extended range prediction using a general circulation model and including the influence of sea surface anomalies. *Beitr. Phys. Atmosph.*, **50**, 25–40.
 - Guérémy, J.F., Déqué, M., Braun, A. and Piedelievre, J.P., 2004 : Actual and potential skill of seasonal predictions using the CNRM contribution to DEMETER : coupled versus uncoupled model. *Tellus*, **57A**, 308–319.
 - Guldberg, A., Kaas, E., Déqué, M., Yang, S. and Vester Thorsen, S., 2004 : Reduced systematic errors by empirical model correction ; impact on seasonal prediction skill. *Tellus*, **57A**, 575–588.
 - Hoffman, N.R. and Kalnay, E., 1983 : Lagged average forecasting, an alternative to Monte Carlo forecasting. *Tellus*, **35A**, 100–118.
 - Jeuken, A.B.M., Siegmund, P.C., Heijboer, L.C., Feichter, J. and Bengtsson, L., 1996 : On the potential of assimilating meteorological analyses in a global climate model for the purpose of model validation. *J. Geophys. Res.*, **101**, 16939–16950.
 - Johansson, A. and Saha, S., 1989 : Simulation of systematic error effects and their reduction in a simple model of the atmosphere. *Mon. Wea. Rev.*, **117**, 1658–1675.
 - Leith, C.E., 1974 : Theoretical skill of Monte Carlo forecasts. *Mon. Wea. Rev.*, **102**, 409–418.
 - Leroy, A., 2006 : Utilisation des prévisions saisonnières en Nouvelle-Calédonie *Note de la direction de la production de Météo-France*, **6**, 166 pp.
 - Lorenz, E.N., 1956 : Empirical Orthogonal Functions and statistical weather prediction. *Massachusetts Institute of Technology. Dept. of Meteorology Scientific report*, **1**.
 - Lorenz, E.N., 1965 : A study of the predictability of a 28-variable atmospheric model. *Tellus*, **17**, 321–333.
 - Lorenz, E.N., 1969 : Atmospheric predictability as revealed by naturally occurring analogues. *J. Atmos. Sci.*, **26**, 636–646.
 - Lorenz, E.N., 1984 : Irregularity. A fundamental property of the atmosphere. *Tellus*, **36A**, 98–110.
 - Manabe, S., Smagorinsky, J. and Strickler, R.F., 1965 : Simulated climatology of a general circulation model with a hydrological cycle. *Mon. Wea. Rev.*, **93**, 769–798.
 - Molteni, F., 2003 : Atmospheric simulations using a GCM with simplified physical parametrizations. I : model climatology and variability in multi-decadal experiments *Clim. Dyn.*, **20**, 175–191.
 - Murphy, A.H. and Epstein, E.S., 1989 : Skill scores and correlation coefficients in model verification. *Mon. Wea. Rev.*, **117**, 572–581.
 - Palmer, T.N. and Tibaldi, S., 1988 : On the prediction of forecast skill. *Mon. Wea. Rev.*, **116**, 2453–2480.

- Rasmusson, E.M. and Carpenter, T.H., 1982 : Variation in tropical Sea Surface Temperatures and surface wind field associated with the southern oscillation/El Nino. *Mon. Wea. Rev.*, **110**, 354–384.
- Reynolds, R.W. and Gemmill, W.H., 1984 : An objective global monthly mean sea surface temperature Analysis. *Tropical Ocean-Atmosphere Newsletter*, **23**, 4–5.
- Rochas, M., Rochas, G., Mittelberger, J.P., Royer, J.F. and Ernie, Y., 1980 : Présentation d'un modèle spectral de simulation des mouvements atmosphériques à grande échelle. *Note Technique de l'EERM*, **76**.
- Rodwell, M.J., Doblas-Reyes, F.J., Cassou, C. and Terray, L. 2004 : Predictability and prediction of European climate. *CLIVAR Exchanges*, **9**, 28–31.
- Rousseau, D. and Chapelet, P., 1986 : A test of the Monte-Carlo method using the WMO/CAS intercomparison project data. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **WMO/TD 141**, 6.15–6.20.
- Royer, J.F. and Déqué, M., 1991 : Improvement of long-range predictions by combination of model forecasts. *WMO LRFP Report series*, **14**, 235–240.
- Shukla, J., 1981 : Dynamical predictability of monthly means. *J. Atmos. Sci.*, **38**, 2547–2572.
- Sperber, K.R., Brankovic, K.R., Déqué, C., Frederiksen, M., Graham, C.S., Kitoh, R., Kobayashi, A., Palmer, C., Puri, T., Tennant, K. and Volodin, W., 2001 : Dynamical seasonal predictability of the Asian summer monsoon. *Mon. Wea. Rev.*, **129**, 2226–2248.
- Terray, L., Demory, M.E., Déqué, M., de Coetlogon, G. and Maisonave, E., 2004 : Simulation of late twenty-first century changes in wintertime atmospheric circulation over Europe due to anthropogenic causes. *J. Climate*, **17**, 4630–4635.
- Volmer, J.P., Déqué, M. and Jarraud, M., 1983 : Large scale fluctuations in a long range integration of the ECMWF spectral model. *Tellus*, **35A**, 173–188.
- Vautard, R., Pires, C. and Plaut, G., 1996 : Long-range atmospheric predictability using space-time principal components. *Mon. Wea. Rev.*, **124**, 288–307.
- Volmer, J.P., Déqué, M. and Rousselet, D., 1984 : EOF analysis of 500 mb geopotential : a comparison between simulation and reality. *Tellus*, **36A**, 336–347.

ANNEXES

A

Acronymes utilisés

Tout ouvrage technique véhicule son lot d'acronymes. J'ai utilisé le plus possible les acronymes français pour défendre notre belle langue, bien que leur version anglaise soit plus courante, même dans les documents rédigés dans la langue de Molière. Cette section s'adresse au lecteur doté d'une mémoire volatile ou ayant sauté des paragraphes, car les acronymes sont explicités lors de leur première utilisation, sauf dans les annexes. S'il y a lieu l'acronyme anglais correspondant est donné entre parenthèses. Dans le cas de noms de modèles ou de projets européens l'explicitation de l'acronyme n'est pas donnée, d'une part parce qu'elle n'existe pas toujours (ou est tirée par les cheveux), d'autre part parce qu'elle n'apporte rien à la compréhension de l'acronyme lui-même.

- ACP (PCA) analyse en composantes principales. En anglais, on trouve plus souvent EOF et EEOF
- AMIP atmospheric model intercomparison project
- ARPEGE modèle atmosphérique de Météo-France (1990-)
- CCA (ACC) coefficient de corrélation d'anomalie
- CCVR centre de calcul vectoriel pour la recherche (aujourd'hui remplacé par l'IDRIS, institut du développement et des ressources en informatique scientifique)
- CEPMMT (ECMWF) centre européen de prévision météorologique à moyen terme
- CERFACS centre européen de recherche et de formation avancée en calcul scientifique
- CNRM centre national de recherches météorologiques
- CP (PC) composante principale (voir ACP)
- DEMETER projet européen (2000-2003) sur la prévision saisonnière
- DMI Dansk Meteorologisk Institut (service météorologique danois)
- EDF électricité de France
- EEOF extended empirical orthogonal function (voir ACP)

- EERM établissement d'études et de recherches météorologiques : ancien nom du CNRM (pour simplifier)
- EGS European geophysical society (European geophysical union depuis 2004)
- ELMASIFA projet européen (1994-1997) sur la prévision saisonnière
- EMERAUDE modèle atmosphérique de Météo-France (1985-1995)
- ENSEMBLES projet européen (2004-2008) sur la prévision saisonnière, décennales et climatique
- ENM école nationale de la météorologie
- ENSO El Niño southern oscillation (indice de téléconnexion tropical)
- EOF empirical orthogonal function (voir ACP)
- EQM (RMSE ou plus simplement RMS) erreur quadratique moyenne
- ERA15 european re-analysis on 15 years
- ERA40 european re-analysis on 40 years
- EUROSIP European seasonal to interannual prediction , ensemble formé des prévisions saisonnières CEPMMT, Met Office et Météo-France
- GICC gestion des impacts du changement climatique, programme national de recherche (2001-)
- GIEC (IPCC) groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat
- INSU institut national des sciences de l'univers
- IRI institut de recherches international (créé pour la prévision saisonnière aux USA et ses applications dans le monde, surtout le tiers-monde ; l'acronyme vaut pour l'acception américaine comme pour sa traduction)
- LODYC laboratoire d'océanographie dynamique et de climatologie (s'appelle LOCEAN depuis 2005)
- MAN (NAM) mode annulaire de l'hémisphère nord
- MCG (GCM) modèle de circulation générale
- MDL (LAM) modèle à domaine limité
- MERCATOR groupe chargé de l'analyse opérationnelle de l'océan
- MERSEA projet européen (2004-2008) sur le couplage océanique
- MONEG monsoon numerical experiment group (projet OMM)
- MPI Max Planck Institut für Meteorologie (centre de recherche allemand)
- NAO North Atlantic oscillation (indice de téléconnexion hémisphérique)
- NCEP national center for environmental prediction (service météorologique des USA)
- NMC national meteorological center (ancien nom du NCEP)
- OMM (WMO) organisation météorologique mondiale
- OPA modèle d'océan du LODYC (1990-). Ses versions récentes s'appellent aussi ORCA ou NEMO

-
- PEMG (FGGE) première expérience mondiale du GARP. C'est un acronyme à tiroir puisque GARP désigne le projet OMM global atmospheric research project
 - PMRC (WCRP) programme mondial de recherche sur le climat
 - PNA Pacific North America (indice de téléconnexion hémisphérique)
 - PNEDC programme national d'étude de la dynamique du climat (1980-2005)
 - POTENTIALS projet européen (1997-1999) sur la prévision saisonnière
 - PROVOST projet européen (1996-1999) sur la prévision saisonnière
 - SISYPHE modèle atmosphérique de Météo-France (1980-1990)
 - SMIP seasonal prediction model intercomparison project
 - SPO (RPS) score de probabilités ordonnées
 - SSM (MOS) statistiques sur sorties de modèle
 - TSO (SST) température de surface de l'océan
 - UDC unité de dynamique du climat
 - UKMO United Kingdom meteorological office (service météorologique du Royaume Uni). Il s'appelle maintenant officiellement The Met' Office.
 - VARIMAX variance maximale (méthode d'optimisation par rotation des structures spatiales associées aux CP)

B

Publications

B.1 Revues à comité de lecture

- > Déqué, M. and Royer, J.F., 1983 : Présentation et validation d'un modèle de climat. *La Météorologie VIe série*, **32**, 77–88.
- > Déqué, M., 1983 : Etude de la persistance d'un champ météorologique. *Revue de Statistique Appliquée*, **31**, 39–56.
- > Royer, J.F., Déqué, M. and Pestiaux, P., 1983 : Orbital forcing of the inception of the Laurentide ice sheet. *Nature*, **304**, 43–46.
- > Volmer, J.P., Déqué, M. and Jarraud, M., 1983 : Large scale fluctuations in a long range integration of the ECMWF spectral model. *Tellus*, **35A**, 173–188.
- > Déqué, M. and Royer, J.F., 1984 : A General Circulation Model simulation of the atmospheric response to the January 1983 El Nino. *Tropical Ocean-Atmosphere Newsletter*, **27**, 2–4.
- > Volmer, J.P., Déqué, M. and Rousselet, D., 1984 : EOF analysis of 500 mb geopotential : a comparison between simulation and reality. *Tellus*, **36A**, 336–347.
- > Déqué, M. and Servain, J., 1985 : Teleconnections between intertropical Atlantic Sea Surface Temperature and midlatitude 500 mb heights. *Tropical Ocean-Atmosphere Newsletter*, **Dec 85 issue**, 12–13.
- > Cariolle, D. and Déqué, M., 1986 : Southern hemisphere medium-scale waves and total ozone disturbances in a spectral general circulation model. *J. Geophys. Res.*, **91**, 10825–10846.
- > Cariolle, D., Déqué, M. and Morcrette, J.J., 1986 : A GCM simulation of the ozone seasonal variations at high latitudes in the southern hemisphere. *Geophys. Res. Letters*, **13**, 1304–1307.
- > Déqué, M. and Cariolle, D., 1986 : Some destabilizing properties of the Asselin time filter. *Mon. Wea. Rev.*, **114**, 880–884.
- > Déqué, M., 1986 : On the comparison between two sets of 500 mb

- geopotential height eigenfunctions. *Tellus*, **38A**, 448–452.
- > Déqué, M., 1986 : Optimisation Statistique de la prévisibilité en Météorologie. *Revue de Statistique Appliquée*, **35**, 17–25.
 - > Royer, J.F. and Déqué, M., 1987 : La réponse de l’atmosphère aux anomalies de température de la mer au cours de l’hiver 1982-1983. *La Météorologie*, **18**, 38–45.
 - > Déqué, M., 1988 : 10-day predictability of the northern hemisphere winter 500 mb height by the ECMWF operational model. *Tellus*, **40A**, 26–36.
 - > Déqué, M., 1988 : The probabilistic formulation : a way to deal with ensemble forecasts. *Annales Geophysicae*, **6**, 217–224.
 - > Vautard, R., Legras, B. and Déqué, M., 1988 : On the source of mid-latitude low-frequency variability. Part I : a statistical approach to persistence. *J. Atmos. Sci.*, **45**, 2811–2843.
 - > Déqué, M. and Servain, J., 1989 : Teleconnections between tropical Atlantic Sea Surface Temperatures and midlatitude 50 kPa Heights during 1964-1986. *J. Climate*, **2**, 929–944.
 - > Bernardet, P., Butet, A., Déqué, M., Ghil, M. and Pfeffer, R.L., 1990 : Low-frequency oscillations in a rotating annulus with topography. *J. Atmos. Sci.*, **47**, 3023–3043.
 - > Cess, R.D., Potter, G.L., Blanchet, J.P., Boer, G.J., Del Genio, A.D., Déqué, M., Dymnikov, V., Galin, V., Gates, W.L., Gahn, S.J., Kiehl, J.T., Lacis, A.A., Le Treut, H., Li, Z.X., Liang, X.Z., McAvaney, B.J., Meleshko, V.P., Mitchell, J.F.B., Morcrette, J.J., Randall, D.A., Rikus, L., Roeckner, E., Royer, J.F., Schlese, U., Sheinin, D.A., Slingo, A., Sokolov, A.P., Taylor, K.E., Washington, W.M., Wetherald, R.T., Yagai, I. and Zhang, M.H., 1990 : Intercomparison and interpretation of climate feedback processes in 19 atmospheric general circulation models. *J. Geophys. Res.*, **95**, 16601–16615.
 - > Déqué, M., 1990 : Impact of prescribed sea surface temperatures on extended range forecasting. *J. Marine Systems*, **1**, 61–70.
 - > Pettré, P., Renaud, M.F., Renaud, R., Déqué, M., Planton, S. and André, J.C., 1990 : Study of the influence of katabatic flows on the antarctic circulation using GCM simulations. *Meteor. Atmos. Phys.*, **43**, 187–195.
 - > Royer, J.F., Planton, S. and Déqué, M., 1990 : A sensitivity experiment for the removal of Arctic sea-ice with the french spectral GCM. *Climate Dynamics*, **5**, 1–17.
 - > Déqué, M. and Royer, J.F., 1991 : GCM response of the mean zonal surface heat and water budgets to a global sea surface temperature anomaly. *Dyn. Atmos. Ocean*, **16**, 133–146.
 - > Déqué, M., 1991 : Removing the model systematic error in extended range forecasting. *Annales Geophysicae*, **9**, 242–251.
 - > Planton, S., Déqué, M. and Bellevaux, C., 1991 : Validation of an

- annual cycle experiment with a T42-L20 GCM. *Climate Dynamics*, **5**, 189–200.
- > Boer, G., Arpe, K., Blackburn, M., Déqué, M., Gates, W.L., Hart, T.L., Le Treut, H., Roeckner, E., Sheinin, D.A., Simmonds, I., Smith, R.N.B., Tokioka, T., Wetherald, R.T. and Williamson, D., 1992 : Some results from an intercomparison of the climates simulated by 14 atmospheric general circulation models. *J. Geophys. Res.*, **97**, 12771–12786.
 - > Déqué, M. and Royer, J.F., 1992 : The skill of extended-range extratropical winter dynamical forecasts. *J. Climate*, **5**, 1346–1356.
 - > Cariolle, D., Amodei, M., Déqué, M., Mahfouf, J.F., Simon, P. and Teysseïdre, H., 1993 : A Quasi-Biennial Oscillation signal in General Circulation Model simulations. *Science*, **261**, 1313–1316.
 - > Drevetton, C., Déqué, M. and Geleyn, J.F., 1993 : Interactions of Physical Parameterizations in the Climate Version of the ARPEGE/IFS Model. *Beitr. Phys. Atmosph.*, **66**, 283–303.
 - > Déqué, M., Drevetton, C., Braun, A. and Cariolle, D., 1994 : The ARPEGE/IFS atmosphere model : a contribution to the French community climate modelling. *Climate Dynamics*, **10**, 249–266.
 - > Déqué, M., Royer, J.F. and Stroe, R., 1994 : Formulation of gaussian probability forecasts based on model extended-range integrations. *Tellus*, **46A**, 52–65.
 - > Orsolini, Y., Cariolle, D. and Déqué, M., 1994 : A GCM study of the late January 1992 'mini-hole' event observed during EASOE. *Geophys. Res. Letters*, **21**, 1459–1462.
 - > Déqué, M. and Piedelievre, J.P., 1995 : High resolution climate simulation over Europe. *Climate Dynamics*, **11**, 321–339.
 - > Mahfouf, J.F., Manzi, A.O., Noilhan, J., Giordani, H. and Déqué, M., 1995 : The land-surface scheme ISBA within the Météo-France climate model Arpege. Part I. Implementation and preliminary results. *J. Climate*, **8**, 2039–2957.
 - > Orsolini, Y., Cariolle, D. and Déqué, M., 1995 : Ridge formation in the lower stratosphere and its influence on ozone transport in a GCM study during late January 1992. *J. Geophys. Res.*, **100**, 11113–11135.
 - > Terray, L., Thual, O., Belamari, S., Déqué, M., Dandin, Ph., Delecluse, P. and Levy, C., 1995 : Climatological and interannual variability simulated by the ARPEGE-OPA coupled model. *Climate Dynamics*, **11**, 487–505.
 - > Weare, B.C., Mokhov, I.I., Blackburn, M., Boer, G., Burridge, D., Campana, K., Déqué, M., Dymnikov, V., Ebisusaki, W., Ferranti, L., Fowler, L., Galin, V., Hall, C., Hogan, T., Hunt, B., Iwasaki, T., Lau, W.K.M., Kalnay, E., Kim, J.W., Kitoh, A., Le Treut, H., Liang, X.Z., Lo, K., Mahfouf, J.F., Meleshko, V., Mc Avaney, B., Mc Farlane, N., Mechoso, C., Miyakoda, K., Oh, J.H., Park, C.K., Randall, D., Roeckner, E., Rood, R., Rosmond, T., Sato, N., Schlese, U., Schlesinger,

- M., Slingo, J., Stern, W., Straus, D., Tokioka, T., Tsuyuki, T., van den Dool, H., Wang, W.C., Wetherald, R., Williamson, D. and Zeng, Q.C., 1995 : Evaluation of total cloudiness and its variability in Atmospheric model Intercomparison Project. *J. Climate*, **8**, 2224–2238.
- > Cess, R.D., Zhang, M.H., Potter, G.L., Alekseev, V., Barker, H.W., Bony, S., Colman, R.A., Dazlich, D.A., Del Genio, A.D., Déqué, M., Dix, M.R., Dymnikov, V., Esch, M., Fowler, L.D., Fraser, J.R., Galin, V., Gates, W.L., Hack, J.J., Ingram, W.J., Kiehl, J.T., Kim, Y., Le Treut, H., Liang, X.Z., MvAvaney, B.J., Meleshko, V.P., Morcrette, J.J., Randall, D.A., Roekner, E., Schlesinger, M.E., Sporyshev, P.V., Taylor, K.E., Timbal, B., Volodin, E.M., Wang, W., Wang, W.C. and Wetherald, R.T., 1997 : Comparison of the seasonal change in cloud-radiative forcing from atmospheric general circulation models and satellite observations. *J. Geophys. Res.*, **102 D14**, 16593–16603.
 - > Déqué, M., 1997 : Ensemble size for numerical seasonal forecasts. *Tellus*, **49A**, 74–86.
 - > Barthelet, P., Bony, S., Braconnot, P., Braun, A., Cariolle, D., Cohen-Solal, E., Dufresne, J.L., Delecluse, P., Déqué, M., Fairhead, L., Filiberti, M.A., Forichon, M., Grandpeix, J.Y., Guilyardi, E., Houssais, M.N., Imbard, M., Le Treut, H., Levy, C., Li, Z.X., Madec, G., Marquet, P., Marti, O., Planton, S., Terray, L., Thual, O. and Valcke, S., 1998 : Simulations couplées globales des changements climatiques associés à une augmentation de la teneur atmosphérique en CO₂. *C. R. Acad. Sci.*, **326**, 677–684.
 - > Bossuet, C., Déqué, M. and Cariolle, D., 1998 : Impact of a simple parameterization of convective gravity wave drag in a stratosphere-troposphere general circulation model and its sensitivity to vertical resolution. *Annales Geophysicae*, **16**, 238–249.
 - > D’Andrea, F., Tibaldi, S., Blackburn, M., Boer, G., Déqué, M., Dix, M.R., Dugas, B., Ferranti, L., Iwasaki, T., Kitoh, A., Pope, V., Randall, D., Roeckner, E., Straus, D., Stern, W., Van den Dool, H. and Williamson, D., 1998 : Northern hemisphere atmospheric blocking as simulated by 15 atmospheric general circulation models in the period 1979-1988. *Climate Dynamics*, **14**, 385–407.
 - > Déqué, M. and Doblas-Reyes, F.J., 1998 : Evaluation of the 2xCO₂ impact on European climate variability with a variable resolution GCM. The Impacts of Climate Variability on Forests. *Lecture Notes in Earth Sciences*, **74**, 59–79.
 - > Déqué, M., Marquet, P. and Jones, R., 1998 : Simulation of climate change over Europe using a global variable resolution general circulation model. *Climate Dynamics*, **14**, 173–189.
 - > Doblas-Reyes, F.J. and Déqué, M., 1998 : A flexible bandpass filter design procedure applied to midlatitude intraseasonal variability. *Mon. Wea. Rev.*, **126**, 3326–3335.

- > Doblas-Reyes, F.J., Déqué, M., Valero, F. and Stephenson, D.B., 1998 : North Atlantic wintertime intraseasonal variability and its sensitivity to GCM horizontal resolution. *Tellus*, **50A**, 573–595.
- > Genthon, C., Krinner, G. and Déqué, M., 1998 : Intra-annual variability of Antarctic precipitation from weather forecasts and high resolution climate models. *Annals of Glaciology*, **27**, 488–494.
- > Kaas, E., Guldberg, A., May, W. and Déqué, M., 1999 : Using tendency errors to tune the parameterisation of unresolved dynamical scale interactions in atmospheric general circulation models. *Tellus*, **51A**, 612–629.
- > Doblas-Reyes, F.J., Déqué, M. and Piedelievre, J.P., 2000 : Model and multimodel spread in the PROVOST seasonal forecasts : application to probabilistic forecasts. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.*, **126**, 2069–2088.
- > Déqué, M., 2001 : Seasonal predictability of tropical rainfall : probabilistic formulation and validation. *Tellus*, **53A**, 500–512.
- > Doblas Reyes, F.J., Pastor, M.A., Casado, M.J. and Déqué, M., 2001 : Wintertime westward-traveling planetary-scale perturbations over the Euro-Atlantic region. *Climate Dynamics*, **17**, 811–824.
- > Hu, R.M., Planton, S., Déqué, M., Marquet, P. and Braun, A., 2001 : Why is the climate forcing of sulfate aerosols so uncertain? *Advances in Atmospheric Sciences*, **18**, 1103–1120.
- > Sperber, K.R., Brankovic, K.R., Déqué, C., Frederiksen, M., Graham, C.S., Kitoh, R., Kobayashi, A., Palmer, C., Puri, T., Tennant, K. and Volodin, W., 2001 : Dynamical seasonal predictability of the Asian summer monsoon. *Mon. Wea. Rev.*, **129**, 2226–2248.
- > André, J.C., Caneill, J.Y., Déqué, M., Rogel, P., Terray, L. and Tourre, Y., 2002 : La prévision du climat : de l'échelle saisonnière à l'échelle décennale. *C.R. Géosciences*, **334**, 1115–1127.
- > Garric, G., Douville, H. and Déqué, M., 2002 : Prospects for improved seasonal predictions of monsoon precipitation over Sahel. *Int. J. Climatol.*, **22(3)**, 331–345.
- > Royer J.F., Cariolle, D., Chauvin, F., Déqué, M., Douville, H., Hu, R.M., Planton, S., Rascol, A., Ricard, J.L., Salas y Méria, D., Sevault, F., Simon, P., Somot, S., Tyteca, S., Terray, L. and Valcke, S., 2002 : Simulation des changements climatiques au cours du XXI-e siècle incluant l'ozone stratosphérique *C.R. Géosciences*, **334**, 147–154.
- > Spagnoli, B., Planton, S., Déqué, M., Mestre, O. and Moisselin, J.M., 2002 : Detecting climate change at a regional scale : the case of France. *Geophys. Res. Letters*, **29.10**, 90–1.90–4.
- > Clark, R.T. and Déqué, M., 2003 : Conditional probability seasonal predictions of precipitation. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.*, **129**, 1–15.
- > Déqué, M., 2003 : La prévision à l'échelle saisonnière : que sait-on faire et que peut-on espérer? *La Météorologie*, **41**, 20–29.
- > Frei, C., Christensen, J.H., Déqué, M., Jacob, D., Jones, R.G. and

- Vidale, P.L., 2003 : Daily precipitation statistics in regional climate models : evaluation and intercomparison for the European Alps. *J. Geophys. Res.*, **108**, ACL 91–19.
- > Gibelin, A.L. and Déqué, M., 2003 : Anthropogenic climate change over the Mediterranean region simulated by a global variable resolution model. *Climate Dynamics*, **20**, 327–339.
 - > André, J.C., Déqué, M., Rogel, P. and Planton, S., 2004 : La vague de chaleur de l'été 2003 et sa prévision saisonnière. *C.R. Géosciences*, **336**, 491-503.
 - > Bergot, M., Cloppet E., Pérarnaud, V., Déqué, M., Marçais, B. and Desprez-Loustau, M.L., 2004 : Simulation of potential range expansion of oak disease caused by *Phytophthora cinnamomi* under climate change. *Global Change Biology*, **10**, 1539–1552.
 - > Déqué, M., 2004 : Peut-on faire des prévisions saisonnières ? Le point de vue d'un modélisateur. *Lettre du PIGB-PMRC*, **17**, 63–67.
 - > Hagemann, S., Machehauer, B., Jones, R.G., Christensen, O.B., Déqué, M., Jacob, D. and Vidale, P.L., 2004 : Evaluation of water and energy budgets in regional climate models applied over Europe. *Climate Dynamics*, **23**, 547–567.
 - > Palmer, T.N., Alessandri, A., Andersen, U., Cantelaube, P., Davey, M., Délécluse, P., Déqué, M., Díez, E., Doblas-Reyes, F.J., Feddersen, H., Graham, R., Gualdi, S., Guérémy, J.F., Hagedorn, R., Hoshen, M., Keenlyside, N., Latif, M., Lazar, A., Maisonnave, E., Marletto, V., Morse, A.P., Orfila, B., Rogel, P., Terres, J.M. and Thomson, M.C., 2004 : Development of a European Multi-Model Ensemble System for Seasonal to Inter-Annual Prediction (DEMETER). *Bull. Am. Meteorol. Soc.*, **85**, 853–872.
 - > Terray, L., Demory, M.E., Déqué, M., de Coetlogon, G. and Maisonnave, E., 2004 : Simulation of late twenty-first century changes in wintertime atmospheric circulation over Europe due to anthropogenic causes. *J. Climate*, **17**, 4630–4635.
 - > Guérémy, J.F., Déqué, M., Braun, A. and Piedelievre, J.P., 2005 : Actual and potential skill of seasonal predictions using the CNRM contribution to DEMETER : coupled versus uncoupled model. *Tellus*, **57A**, 308–319.
 - > Guldberg, A., Kaas, E., Déqué, M., Yang, S. and Vester Thorsen, S., 2005 : Reduction of systematic errors by empirical model correction : impact on seasonal prediction skill. *Tellus*, **57A**, 575–588.
 - > Loustau, D., Bosc, A., Colin, A., Ogée, J., Davi, H., François, C., Dufrière, E., Déqué, M., Cloppet, E., Arrouays, D., Le Bas, C., Saby, N., Pignard, G., Hamza, N., Granier, A., Bréda, N., Ciais, P., Viovy, N. and Delage, F., 2005 : Modelling climate change effects on the potential production of French plain forests at the sub-regional level. *Tree Physiology*, **25**, 813–823.

- > Pérarnaud, V., Seguin, B., Malezieux, E., Déqué, M. and Loustau, D., 2005 : Agrometeorological research and applications needed to prepare agriculture and forestry to 21st century climate change. *Climatic Change*, **70**, 319–340.
- > Déqué, M., 2005 : Coupling models : short-term variations. *WMO bulletin*, **54**, 127–132.
- > Déqué, M., Jones, R.G., Wild, M., Giorgi, F., Christensen, J.H., Hassell, D.C., Vidale, P.L., Rockel, B., Jacob, D., Kjellström, E., de Castro, M., Kucharski, F. and van den Hurk, B., 2005 : Global high resolution versus Limited Area Model climate change projections over Europe : quantifying confidence level from PRUDENCE results. *Climate Dynamics*, **25**, 653–670.
- > Déqué, M., 2006 : Les prévisions pour la France. *La Recherche*, 399, 31–36.
- > Chauvin, F., Royer, J.F. and Déqué, M., 2006 : Response of hurricane-type vortices to global warming as simulated by ARPEGE-Climat at high resolution. *Climate Dynamics*, **27**, 377–399.
- > Fox-Rabinovitz, M., Côté, J., Dugas, B., Déqué, M. and McGregor, J.L., 2006 : Variable resolution general circulation models : Stretched-grid model intercomparison project (SGMIP). *J. Geophys. Res.*, **111**, D16104, doi :10.1029/2005JD006520.

B.2 Rapports internationaux, actes

- > Déqué, M., 1982 : Effect of the annual cycle of the boundary conditions in a 10-level spectral model. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **3**, 513–515.
- > Déqué, M., 1983 : 500 mbar geopotential variability in a 10 year climate simulation experiment. *Proceedings of the IInd International Meeting on Statistical Climatology. Lisbon.*, 1221–1224.
- > Déqué, M., 1983 : Differences between the behaviour over land and over sea of a simulated atmosphere. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **5**, 524–526.
- > Déqué, M. and Royer, J.F., 1984 : Comparison of 'El Nino' simulations performed with two versions of a spectral GCM. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **7**, 602–604.
- > Royer, J.F. and Déqué, M., 1984 : Sensitivity of the atmospheric circulation to small variations of the earth's angular velocity. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **7**, 611–613.
- > Royer, J.F., Déqué, M. and Pestiaux, P., 1984 : A sensitivity experiment to astronomical forcing with a spectral GCM : simulation of the annual cycle at 125000 BP and 115000 BP. *Milankovitch and Climate. Ed. A. Berger J. Imbrie J. Hays G. Kukla and B. Saltzman.*

- Reidel Publ. Comp.*, 733–763.
- > Cariolle, D. and Déqué, M., 1985 : A GCM study of the transport of heat, momentum, and Ozone in the stratosphere. *Atmospheric Ozone. Ed. C.S. Zerefpos and A. Ghazi. Reidel Publ. Comp.*, 24–27.
 - > Déqué, M., 1985 : Evaluation of the seasonal predictability of 'El Nino' summer 1983 with a GCM. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **8**, 525–527.
 - > Tourre, Y., Déqué, M. and Royer, J.F., 1985 : Atmospheric response of a General Circulation Model forced by a sea surface temperature distribution analogous to the winter 1982-83 El Niño. *Coupled Ocean-Atmosphere Models. J.C.J. Nihoul Ed. ; Elsevier Oceanogr Ser.*, **40**, 479–490.
 - > Déqué, M., Klis, E. and Atger, F., 1986 : Seasonal predictability as a response to sea surface temperature anomalies by a low resolution GCM. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **9**, 638–640.
 - > Déqué, M., 1986 : Comparison between El Nino 1982/83 simulations by a GCM and ECMWF analyses. *WMO LRFP Report series*, **6**, 285–290.
 - > Déqué, M., 1987 : Numerical prediction of the January 1985 cold episode over Europe. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **10**, 636–637.
 - > Déqué, M. and El Hamly, M., 1988 : Impact of initial snow cover on monthly mean predictability. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **11**, 729–730.
 - > Déqué, M., 1988 : Probabilistic monthly mean predictions using forecast ensembles. *Proceedings of the ECMWF Workshop on predictability in the medium and extended range. Reading 16-18 May 1988*, 119–134.
 - > Déqué, M., 1989 : Monthly mean predictability of ensemble forecasts with a T21 spectral GCM. *WMO LRFP Report series*, **9**, 189–192.
 - > Déqué, M., 1989 : 45-day forecast experiments with a T42-L20 spectral model. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **13**, 634–635.
 - > Déqué, M. and Royer, J.F., 1990 : Sensitivity of a GCM to a global surface temperature anomaly. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **14**, 769–770.
 - > Boer, G., Arpe, K., Blackburn, M., Déqué, M., Gates, W.L., Hart, T.L., Le Treut, H., Roeckner, E., Sheinin, D.A., Simmonds, I., Smith, R.N.B., Tokioka, T., Wetherald, R.T. and Williamson, D., 1991 : An intercomparison of the climates simulated by 14 atmospheric general circulation models. *WMO Report*, **WMO/TD 425**.
 - > Déqué, M. and Royer, J.F., 1991 : The choice of an observed climatology to verify extended-range forecasts. *WMO LRFP Report series*, **14**, 73–76.

- > Déqué, M. and Royer, J.F., 1991 : The choice of an observed climatology to verify extended range forecasts. *Extended abstracts submitted to the ICTP/WMO international technical conference on long-range weather forecasting research. Trieste 8-10 April 1991*, **WMO/TD 395**, 73–76.
- > Royer, J.F. and Déqué, M., 1991 : Improvement of long-range predictions by combination of model forecasts. *WMO LRFP Report series*, **14**, 235–240.
- > Déqué, M. and Drevetton, H., 1992 : A priori correction of the systematic error in extended-range forecasting. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **WMO/TD 467**, 623–625.
- > Déqué, M., 1992 : 44-day ensemble forecasts with the T42-L20 french spectral model. *New developments in predictability. ECMWF 13-15 Nov 91*, 247–263.
- > Déqué, M., Gérard, E. and Castejon, C., 1993 : Convective clouds in the French community climate model. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **18**, 423–425.
- > Déqué, M. and Royer, J.F., 1993 : Model intercomparison experiments using the ARPEGE model. *Proceedings of the workshop on numerical extended-range weather prediction. Airlie (Virginia) 8-10 June 1993*, 211 pp.
- > Déqué, M., 1994 : Response of the stretched ARPEGE-IFS GCM to 1987 and 1988 summer SST anomalies. *Proceedings of the international conference on monsoon variability and prediction. Trieste 9-13 May 1994*, **WMO/TD 619**, 586–592.
- > Déqué, M., 1994 : Validation of the climate version of ARPEGE-IFS with grid-stretching over Europe. *Proceedings of the 2nd RACCS workshop. Oberpfaffenhoffen 4-5 October 1993*.
- > Déqué, M., 1994 : Preliminary climate integrations with grid stretching in a spectral GCM. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **19**, 403–405.
- > Genthon, C., Jouzel, J. and Déqué, M., 1994 : Accumulation at the surface of polar ice sheets : observation and modelling for global climate change. *Global precipitations and climate change. Eds. M. Desbois and F. Desalmand. NATO ASI Series*, **126**, 54–75.
- > Royer, J.F., Stroe, R., Déqué, M. and Vannitsem, S., 1994 : An improved formula to describe error growth in meteorological models. *Predictability and nonlinear modelling in natural sciences and economics. Eds. J. Grasman and G. van Staten. Kluwer Acad. Pub.*, 44–56.
- > Déqué, M. and Royer, J.F., 1995 : Long-range forecasting progress report. *WMO LRFP Report series*, **1**, 31–32.
- > Déqué, M., 1995 : Seasonal predictability under 'perfect model' assumption. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **21**, 903–905.

- > Déqué, M., 1995 : Sensitivity of the Météo-France/CNRM GCM to horizontal resolution. *Proceedings of the first international AMIP conference. Monterey (USA)*, **WMO/TD 732**, 331–336.
- > Marquet, P. and Déqué, M., 1995 : Regionalization of CO2 doubling over Europe with a stretched version of the ARPEGE-IFS model. *Proceedings of the 5th RACCs workshop Toulouse 4-5 october 1995*, 19–25.
- > Déqué, M. and Piedelievre, J., 1996 : Long range forecasting progress report 94-95. *WMO LRFP Report series*, **2**, 25–26.
- > Déqué, M., 1996 : Initial versus boundary condition impact in perfect model seasonal forecasting. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **23**, 606–607.
- > Déqué, M., 1996 : 10-year, high resolution, present climate simulation : state of the ECSN pilot project. *ECSN newsletter*, **4**, 13–22.
- > Machenhauer, B., Windelband, M., Botzet, M., Jones, R.G. and Déqué, M., 1996 : Validation of present day regional climate simulations over Europe : nested LAM and variable resolution global model simulations with observed or mixed layer ocean boundary conditions. *MPI report (Hamburg)*, **191**, 60 pp.
- > Marquet, P., Casado, M.J., Pastor, A. and Déqué, M., 1996 : Numerical simulation of the atmospheric response to a CO2 doubling over Europe with two versions of a variable resolution model. *Note du Service d'analyse et de recherche du climat (INM Madrid)*, **7**.
- > Cariolle, D. and Déqué, M., 1997 : Modelling the climate system : from global to regional scenarios for climate change. *Proceedings of the International Symposium : ' Prospects for integrated environmental assessment : lessons learnt from the case of global change ' . Toulouse October 24-26 1996*, 28–30.
- > Déqué, M. and Piedelievre, J.P., 1997 : Initial versus boundary conditions impact in numerical seasonal forecasting. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **25**, 605–606.
- > Déqué, M. and Piedelievre, J.P., 1997 : Long-range forecasting progress report September 95-August 96,. *WMO LRFP Report series*, **3**, 51–52.
- > Déqué, M. and Piedelievre, J.P., 1997 : The role of SST in the PROVOST project. *Report for the 26th session of the ECMWF Scientific Advisory Committee*, 31–38.
- > Déqué, M., Marquet, P. and Doblas-Reyes, F.J., 1998 : Impact on regional-scale time variability of a CO2 doubling. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **27**, 701–702.
- > Déqué, M. and Piedelievre, J.P., 1998 : Skill comparison in the PROVOST experiment. *Proceedings of the WMO international workshop on dynamical extended range forecasting. Toulouse 17-21 November 1997*, **WMO/TD 881**, 226–231.
- > Machenhauer, B., Windelband, M., Botzet, M., Hesselbjerg-Christensen,

- J., Déqué, M., Jones, R.G., Ruti, P. and Visconti, G., 1998 : Validation and analysis of regional present-day climate and climate change simulations over Europe. *MPI Report (Hamburg)*, **275**, 87 pp.
- > Déqué, M., 1999 : Eulerian versus Semi-Lagrangian in Climate Simulation : Verdict of the nudging technique. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **28**, 721–722.
 - > Déqué, M. and Doblas Reyes, F.J., 1999 : Long-range forecasting progress report. September 97-August 98. *WMO LRFP Report series*, **5**, 33–37.
 - > Déqué, M., 2000 : Statistical treatment of model output. *Numerical Modeling of the Global Atmosphere in the Climate System. P. Mote and A. O'Neill (eds). Kluwer Academic Publishers*, 83–104.
 - > Déqué, M., 2000 : Regional models. *Numerical Modeling of the Global Atmosphere in the Climate System. P. Mote and A. O'Neill (eds). Kluwer Academic Publishers*, 403–418.
 - > Déqué, M., Guldborg, A. and Kaas, E., 2000 : Using the nudging technique to drive a GCM with ERA data. *Proceedings of the second WCRP international conference on reanalyses. Reading 23-27 August 1999*, **WMO/TD 985**, 360–363.
 - > Déqué, M., 2000 : The need for initial atmospheric conditions in seasonal forecasting. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **30**, 601–602.
 - > Déqué, M., 2000 : Predictability in the seasonal range : some results from the research at Météo-France/CNRM. *The first 25 years. ECMWF Reading*, 68–69.
 - > Déqué, M., 2000 : Discrimination between the systematic errors due to the circulation and those due to the local physical parameterisations. *BMRC research report*, **80**, 49–52.
 - > Déqué, M., 2000 : Long-range forecasting progress report September 1998-December 1999. *WMO LRFP Report series*, **6**, 27–30.
 - > Déqué, M., Guérémy, J.F. and Clark, R., 2001 : Sea surface temperature prediction in seasonal forecasting. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **31**, 603–604.
 - > Hagemann, S., Machenhauer, B., Christensen, O.B., Déqué, M., Jacob, D., Jones, R. and Vidale, P.L., 2002 : Intercomparison of water and energy budgets simulated by regional climate models applied over Europe. *MPI report (Hamburg)*, **338**, 45 pp.
 - > Déqué, M. and Gíbelin, A.L., 2002 : High versus variable resolution in climate modelling. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **32**, 704–705.
 - > Déqué, M., 2003 : Continuous variables. *Forecast verification. A practitioner's guide in atmospheric science. T. Jolliffe and D.B. Stephenson (eds). Wiley*, 97–119.
 - > Déqué, M., Sevault, F. and Somot, S., 2003 : Impact of an IPCC-

- B2 scenario on Mediterranean sea temperature. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **33**, 703–704.
- > Déqué, M., Sevault, F. and Somot, S., 2004 : Mediterranean convection and climate change. *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modelling*, **34**, 705–706.
 - > Déqué, M., 2004 : Uncertainties in PRUDENCE simulations : Global high resolution models. *PRUDENCE Technical Report*, 58 pp.
 - > Déqué, M., 2004 : Seasonal predictions over the Atlantic by the French weather service. *Proceedings of the CLIVAR workshop on Atlantic climate predictability*, 19-22 avril 2004, Reading, U.K., 10–16.
 - > Déqué, M., 2005 : PRUDENCE : uncertainty in the GCM and RCM response. *Lund electronic reports in physical geography*, **5**, 63–64.
 - > Déqué, M. and Piedelievre, J.P., 2006 : Seasonal forecast skill increase due to vertical resolution. *Research Activities on Atmospheric and Oceanic Modelling*, **36**, 605–606.

B.3 Notes internes

- > Déqué, M., Royer, J.F., Canetti, H. and Boulanger, M., 1981 : Influence de la résolution horizontale dans un modèle de circulation générale. *Note de l'EERM*, **17**.
- > Royer, J.F., Déqué, M., Canetti, H. and Boulanger, M., 1981 : Présentation d'un modèle spectral de circulation générale à faible résolution. Simulation du climat de janvier. *Note de l'EERM*, **16**.
- > Clochard, J., Déqué, M. and Royer, J.F., 1982 : Expérience de prévision à échéance prolongée à l'aide d'un modèle de circulation générale. *Note de l'EERM*, **44**.
- > Déqué, M. and Royer, J.F., 1982 : Modélisation du cycle annuel à l'échelle globale. Etude de Janvier et de Juillet. *Note de l'EERM*, **35**.
- > Déqué, M., 1982 : Analyse en composantes Persistantes. *Note de l'EERM*, **38**.
- > Royer, J.F., Déqué, M., Canetti, H. and Boulanger, M., 1982 : Simulation du climat de juillet avec un modèle de circulation générale à faible résolution. *Note de l'EERM*, **32**.
- > Déqué, M. and Royer, J.F., 1983 : Différences de comportement d'une atmosphère simulée en cycle annuel au dessus des continents et au dessus des océans. *Note de l'EERM*, **61**.
- > Déqué, M., 1983 : Analyse en Composantes Prévisibles. *Note de l'EERM*, **67**.
- > Cariolle, D. and Déqué, M., 1984 : Présentation d'un modèle de circulation générale couplé troposphère-stratosphère. Simulation du climat de Janvier. *Note de l'EERM*, **79**.
- > Déqué, M. and Royer, J.F., 1984 : Effet de la variation de la vitesse

- de rotation de la terre sur un modèle de circulation générale. *Note de l'EERM*, **90**.
- > Déqué, M., 1984 : Analyse en Composantes Principales d'une simulation de 10 ans de circulation générale. *Note de l'EERM*, **80**.
 - > Déqué, M., 1984 : Analyse du spectre temporel des composantes principales hémisphériques du géopotentiel à 500 mb. *Note de l'EERM*, **98**.
 - > Déqué, M. and Cariolle, D., 1985 : Un effet déstabilisateur du filtre temporel dans les modèles dynamiques. *Note de l'EERM*, **115**.
 - > Déqué, M. and Royer, J.F., 1985 : Etat moyen, variabilité, et tendance dans une simulation globale de 10 cycles annuels. *Note de l'EERM*, **116**.
 - > Déqué, M., 1985 : Analyse en Composantes Périodiques. *Note de l'EERM*, **134**.
 - > Royer, J.F., Déqué, M. and Veysseire, J.M., 1985 : Simulation de la réponse de l'atmosphère à l'anomalie du 'Nino' de l'hiver 82-83. *Note de l'EERM*, **122**.
 - > Déqué, M. and Royer, J.F., 1986 : Influence de la variabilité de la température de surface de la mer sur les paramètres atmosphériques dans un modèle de circulation générale. *Note de l'EERM*, **145**.
 - > Déqué, M. and Royer, J.F., 1986 : Un exemple de prévision saisonnière à l'aide d'un modèle de circulation générale par la méthode de Monte Carlo. *Note de l'EERM*, **150**.
 - > Déqué, M., 1986 : Analyse en Composantes Principales Complexes. *Note de l'EERM*, **152**.
 - > Piedelievre, J.P., Déqué, M. and Servain, J., 1986 : Etude statistique des téléconnexions entre l'atlantique intertropical et la circulation atmosphériques des latitudes tempérées de l'hémisphère Nord. *Note de l'EERM*, **157**.
 - > Cariolle, D., Amodei, M. and Déqué, M., 1987 : Résultats préliminaires de la version stratosphérique à 30 niveaux d'EMERAUDE. *Note de l'EERM*, **186**.
 - > Déqué, M., 1987 : Prévisibilité mensuelle du géopotentiel à 500 hPa par régression statistique. *Note de l'EERM*, **182**.
 - > Abat, H. and Déqué, M., 1988 : Prévision probabiliste des précipitations et de la température à 2m sur la France à longue échéance par le modèle EMERAUDE. *Note de l'EERM*, **217**.
 - > Charon, I. and Déqué, M., 1988 : Expérience préliminaire de prévision à longue échéance avec une version T42 du modèle EMERAUDE : Etude de la température à 850 hPa. *Note de l'EERM*, **214**.
 - > Déqué, M., Royer, J.F. and Veysseire, J.M., 1988 : Estimation de la qualité de prévisions probabilistes par classes ordonnées. *Note de l'EERM*, **207**.
 - > Déqué, M., Royer, J.F. and Veysseire, J.M., 1988 : Première expérience

- de prévision en temps réel avec le modèle EMERAUDE. *Note de l'EERM*, **215**.
- > Déqué, M., Veysseire, J.M. and Royer, J.F., 1988 : Dépouillement d'une série de cinq expériences de prévision mensuelle en temps réel avec le modèle EMERAUDE. *Note de l'EERM*, **218**.
 - > Hajje, M. and Déqué, M., 1988 : Application des méthodes d'analyse statistique non linéaire au champ de géopotentiel simulé et observé. *Note de l'EERM*, **210**.
 - > Déqué, M., 1989 : Simulation de l'évolution de la qualité des prévisions statistiques. *Note de l'EERM*, **219**.
 - > Déqué, M. and Royer, J.F., 1989 : Prévision mensuelle avec le modèle Emeraude : comparaison avec les résultats du modèle du CEPMMT. *Note du CNRM*, **5**.
 - > Déqué, M. and Royer, J.F., 1990 : Monthly mean forecasts of 850 hPa temperature in a 10 January experiment with Emeraude T42-L20. *Technical Note of the EERM Climate Group*, **1**.
 - > Déqué, M., 1990 : Statistical estimates of the skill and of its confidence when the model systematic error is removed. *Technical Note of the EERM Climate Group*, **2**, 34 pp.
 - > Déqué, M., 1991 : Initialisation des constantes climatiques du modèle ARPEGE. *Note de Travail ARPEGE*, **21**, 13 pp.
 - > Déqué, M., 1992 : La transformation du modèle ARPEGE en modèle de circulation générale atmosphérique. *Note de Travail ARPEGE*, **26**, 16 pp.
 - > Déqué, M., Dreveton, C., Braun, A. and Cariolle, D., 1993 : ARPEGE/IFS : the climate version 0. *Note du CNRM*, **23**, 43 pp.
 - > Déqué, M., Royer, J.F. and Stroe, R., 1993 : Probability forecasts of 850 hPa temperature over Europe. *Note du CNRM*, **21**, 29 pp.
 - > Royer, J.F., Stroe, R., Déqué, M. and Vannitsem, S., 1993 : An improved formula to describe error growth in meteorological models. *Note du CNRM*, **20**, 16 pp.
 - > Timbal, B., Mahfouf, J.F., Déqué, M. and Royer, J.F., 1993 : Expériences de sensibilité à des anomalies uniformes de température de la mer avec les modèles Emeraude et Arpège. *Note du CNRM*, **25**, 44 pp.
 - > Déqué, M. and Pielke, J.P., 1994 : A 10-year simulation with ARPEGE T106 and T63c=3.5 : validation of the European climate. *Note du CNRM*, **35**, 36 pp.
 - > Déqué, M. and Braun, A., 1996 : Proceedings of the first HIRETYCS meeting. Toulouse 19-20 juin 1996. 87 pp.
 - > Déqué, M. and Marquet, P., 1996 : Simulation of the impact of doubling the CO₂ concentration with a T63c3.5 version of ARPEGE-Climat. *Note du CNRM*, **53**.
 - > Déqué, M., 1996 : Numerical seasonal forecasts with Arpege : perfect

- model experiments. *Note du CNRM*, **49**.
- > Déqué et de nombreux contributeurs, M., 1996 : Documentation du modèle ARPEGE-climat version 2 en 8 volumes : documentation algorithmique, mode d'emploi, documentation informatique, validation climatique (français et anglais).
 - > Déqué, M. and Braun, A., 1997 : Proceedings of the 2nd HIRETYCS meeting. Toulouse, 11-12 mars 1997. 155 pp.
 - > Déqué, M. and Doblas-Reyes, F.J., 1997 : Variability and extremes in a 2xCO₂ numerical simulation. *Note du CNRM*, **60**, 29 pp.
 - > Déqué, M. and Braun, A., 1998 : Proceedings of the 3rd HIRETYCS meeting. Bologna, 24-25 mars 1998. 190 pp.
 - > Déqué et partenaires du projet, M., 1998 : Rapport final du projet HIRETYCS. Programme Environnement et climat de la Commission Européenne. 252 pp.
 - > Déqué, M., Marquet, P. and Braun autres contributeurs, A., 1999 : Documentation du modèle ARPEGE-climat version 3 en 4 volumes : documentation algorithmique, mode d'emploi, documentation informatique, validation climatique. .
 - > Doblas-Reyes, F.J., Déqué, M. and Pielke, J.P., 1999 : Some results of the multimodel approach in the PROVOST seasonal forecasts. *Note du CNRM*, **66**, 28 pp.
 - > Déqué, M., Pielke, J.P., Guérémy, J.F. and Clark, R., 2000 : Precipitation probability forecasts in PROVOST and post-PROVOST experiments. *Note du CNRM*, **71**, 16 pp.
 - > Gibelin, A.L. and Déqué, M., 2001 : Un scénario à l'échelle de l'Europe pour le climat de la fin du XXIème siècle. *Note du CNRM*, **79**, 64 pp.
 - > Gibelin, A.L. and Déqué, M., 2001 : Simulated anthropogenic climate change over the Mediterranean area : the role of horizontal resolution in the model response. *Note du CNRM*, **80**, 38 pp.
 - > Somot, S., Sevault, F., Douville, H. and Déqué, M., 2001 : Etude hydrologique de la Mer Noire et paramétrisation des échanges avec la Mer Egée. *Note du CNRM*, **74**, 18 pp.
 - > Déqué, M., 2002 : Forecast scores in deterministic seasonal forecasting. *Note du CNRM*, **82**, 24 pp.
 - > Déqué, M., 2002 : Les enseignements de PROVOST et les perspectives en prévision saisonnière. *Note du CNRM*, **83**, 18 pp.
 - > Sevault, F., Somot, S. and Déqué, M., 2002 : Couplage ARPEGE-Médias-OPA-Méditerranée : les étapes. *Note du CNRM*, **84**, 24 pp.
 - > Sevault, F., Déqué, M. and Somot, S., 2003 : Scénario d'évolution de la mer Méditerranée pour le XXIème siècle : le modèle OPA-Méditerranée forcé par ARPEGE-Climat. *Note du CNRM*, **87**, 27 pp.
 - > Déqué, M., 2004 : A comparison between general circulation models versus limited area models over Europe in the PRUDENCE project. *Note du CNRM*, **92**, 33 pp.

- > Déqué, M., 2004 : Statistical analysis of uncertainties in PRUDENCE simulations of climate changes over Europe. *Note du CNRM*, **93**, 28 pp.
- > Déqué M., 2005 : Modèles simplifiés en prévision saisonnière. *Note du CNRM*, **96**, 40 pp.
- > Déqué M., 2005 : A method to correct probability density functions on model output : application to an SRES-A2 scenario for precipitation and temperature over France. *Note du CNRM*, **102**, 16 pp.

C

Enseignement

C.1 Concours et examens

- 1981-1992. Épreuves écrites de mathématiques du concours externe ingénieur des travaux de la météorologie (niveau Mathématiques Spéciales). Le travail consiste à produire un sujet original de 4 heures et corriger les copies des quelques 500 candidats.
- 1982-1983. Épreuves orales de mathématiques de ce même concours.
- 1983-1992. Épreuves écrites et orales de mathématiques du concours interne d'ingénieur des travaux. Il y a environ dix fois moins de candidats et le sujet est une version allégée du sujet de concours externe.
- 1992- . Épreuves écrites de l'examen probatoire des élèves ingénieurs classe 1 de l'OMM. C'est une épreuve similaire à l'épreuve écrite du concours interne d'ingénieur des travaux, à la différence qu'il s'agit d'un examen et que les candidats sont des étrangers ne pouvant justifier d'un diplôme universitaire reconnu de niveau Bac+2.
- 1994-1996. Épreuve du concours professionnel des ingénieurs de la Météorologie. L'unique épreuve consiste en un rapport écrit et une présentation orale sur un sujet choisi dans une liste traitant de problèmes de prospective professionnelle.

Dans tous ces examens et concours, il faut ajouter ma participation aux jurys de choix des sujets, d'admissibilité et d'admission.

C.2 Cours théoriques et travaux pratiques

- 1981- . Cours de Probabilités. Il s'agit d'un cours magistral de 34 heures sur 2 mois que je délivre chaque année aux élèves ingénieurs des travaux de l'ENM.
- 1983-2002 . École d'été de statistiques. Cette école fondée par G. Der Mégréditchian vise à enseigner comment l'analyse de données permet

de résoudre des problèmes de prévision ou d'analyse statistique en météorologie. Elle comporte sur deux semaines des cours, des travaux dirigés et des travaux pratiques. Elle s'adresse aux ingénieurs élèves de la météorologie, aux ingénieurs et ingénieurs des travaux, et aux scientifiques extérieurs y compris étrangers (elle est au catalogue de l'OMM). A partir de 1995, ma contribution s'est limitée au cours sur l'Analyse en Composantes Principales.

- 1985-1992, 1995. Travaux pratiques de climatologie aux ingénieurs élèves de la Météorologie. Il s'agit d'encadrer des projets individuels ou par binôme sur une période de deux mois. Ces projets doivent mettre en œuvre une méthode statistique sur un fichier de données observées pour résoudre un problème.
- 1985-1992, 1995, 2002. Travaux pratiques de modélisation aux ingénieurs élèves de la Météorologie ou aux élèves ingénieurs des travaux de la Météorologie. Il s'agit d'une activité similaire à la précédente, mais les élèves doivent concevoir ou modifier un modèle numérique.
- 1994, 1996 et 1999. Cours ARPEGE-climat. Cinq demi-journées de cours sur les principes, le fonctionnement, et l'utilisation du modèle, et une demi-journée de travaux pratiques.
- 1996-2003. Cours sur les téléconnexions et la prévision saisonnière (3 heures) dans le cadre du stage de météorologie tropicale avancée pour la formation permanente à Météo-France.
- 1998. École d'été NATO-ASI *Numerical modelling of the global atmosphere for climate prediction*. Trois cours d'une heure sur les statistiques de sorties de modèles, les modèles régionaux, et la prévision saisonnière, et encadrement de travaux pratiques de modélisation. Il Ciocco (Italie), 25 mai-5 juin 1998.
- 1999. Préparation d'un cours sur la prévision saisonnière pour le programme CLIPS de l'OMM. Rédaction du chapitre sur les modèles numériques atmosphériques au format MS-Powerpoint pour le téléenseignement.
- 2003-2005. Cours de 3 heures aux élèves de Mastère (ex-DEA) de l'Institut National Agronomique sur la régionalisation climatique.

C.3 Encadrement de stages et de thèses

- 1982. M.F. Rilat et M.A. Thépaut. Analyse du cycle hydrologique dans une expérience de 10 ans de simulation du climat. Stage de recherche ENM. Ce type de stage dure 6 mois et est l'équivalent d'un stage de DEA.
- 1982. J. Clochard. Expérience de prévision à échéance prolongée à l'aide d'un modèle de circulation générale. Stage de recherche ENM.
- 1983. K. Yessad. Anomalies et accidents de la circulation générale at-

- mosphérique. Stage de recherche ENM.
- 1984. Y. Bouteloup. Application d'un modèle de circulation générale aux reconstructions paléoclimatiques. Stage de recherche ENM.
 - 1985. J. Ph. Piedelievre. Téléconnexion entre la température de l'Atlantique intertropical et le géopotential du domaine tempéré Europe-Atlantique. Stage de recherche ENM.
 - 1985. Y. Hauss. Divergence et tourbillon dans la circulation générale atmosphérique. Stage de recherche ENM.
 - 1986. S. Roy. Étude du phénomène de téléconnexion Atlantique. Stage de recherche ENM.
 - 1986. E. Kliss et F. Atger. Prévisibilité mensuelle et saisonnière d'un modèle de circulation générale. Stage de recherche ENM.
 - 1987. J.M. Pietrzak et J.Y. Tessier. Couverture de neige et température de surface de l'océan. Stage de recherche ENM.
 - 1987. M. Hajjej. Application des méthodes de l'analyse des systèmes non linéaires à l'étude du comportement d'un champ météorologique. Stage de recherche ENM.
 - 1988. M. El Hamly. Impact des conditions initiales de la couverture globale de neige sur la prévisibilité mensuelle. Stage de recherche ENM.
 - 1988. H. Abat. Prévision probabiliste de précipitations mensuelles. Stage de l'IUT de statistiques et d'informatique de Toulouse.
 - 1989. D. Simonpietri. Prévision de la variance intra-mensuelle. Stage de recherche ENM.
 - 1991. H. Drevet. Correction empirique de l'erreur systématique dans un modèle de circulation générale. Stage de recherche ENM.
 - 1991. Ch. Le Goff. Étude des *feed-backs* de la physique du modèle ARPEGE à diverses échéances. Stage de recherche ENM.
 - 1991-1995. Ch. Le Goff. Étude de l'équilibre climatique du modèle ARPEGE. Thèse de l'Université Paul Sabatier.
 - 1992. C. Castejon et E. Gérard. Introduction d'un schéma statistique de nuage dans ARPEGE. Stage de recherche ENM.
 - 1992. W. Maurel et G. Lemoigne. Introduction d'un schéma de végétation dans ARPEGE. Stage de recherche ENM.
 - 1994. F. Driouech. Validation d'ARPEGE en mode étiré sur le bassin méditerranéen. Stage de recherche ENM.
 - 1994. C. Bossuet. Impact de la résolution verticale sur la simulation du climat. Stage de DEA.
 - 1994-1997. C. Bossuet. Étude du transport vertical de quantité de mouvement dans le modèle troposphérique-stratosphérique ARPEGE-climat. Thèse de l'Institut de Mécanique des Fluides de Toulouse.
 - 1995. E. Barbay. Régionalisation d'un changement climatique. Stage de recherche ENM.
 - 1995. T. Marinova. Monthly predictability of precipitation. Stage de mastère de l'ENM.

- 1995. E. Landes. Traitement graphique automatisé d'une expérience climatique. Stage de 2ème année d'IUP (Université Paul Sabatier).
- 1996. V. Descargues. Inclusion de nouveaux paramètres dans l'initialisation d'un modèle de climat. Stage de 2ème année d'IUP (Université Paul Sabatier).
- 2000-2001 puis 2003-2005. S. Somot. Modélisation climatique du bassin méditerranéen : variabilité et scénarios de changement climatique. Thèse de l'Université Paul Sabatier (directeur M. Crépon).
- 2001. A.L. Gibelin. Un scénario à l'échelle de l'Europe pour le climat de la fin du 21ème siècle. Stage de recherche de l'ENM.
- 2004. C. Barlan et E. Caillaud. La cyclogénèse en Méditerranée : approche par la modélisation climatique. Stage de recherche de l'ENM.

C.4 Jurys

- 1984-1992. Jury de scalarité des ingénieurs élèves de la Météorologie. Deux réunions par an et par promotion.
- 1984- . Jury de scalarité des élèves ingénieurs des travaux de la Météorologie. Deux réunions par an et par promotion.
- 1992- . Jury de scalarité des élèves ingénieurs classe 1 de l'OMM (scalarité très proche de celle des élèves ingénieurs des travaux de la Météorologie).
- 1987. Jury de thèse de R. Michaud (rapporteur). Sensibilité des prévisions météorologiques à longue échéance aux anomalies de température superficielle des océans. Paris, 27 novembre 1987.
- 1990. Jury de thèse d'I. Braud (rapporteur). Étude méthodologique de l'analyse en composantes principales de processus bidimensionnels. Effet des approximations numériques et de l'échantillonnage et utilisation pour la génération de champs aléatoires. Application au traitement des températures mensuelles de surface de la mer sur l'Atlantique intertropical. Grenoble, 10 avril 1990.
- 1990. Jury de thèse de S. Clinet. Variabilité du champ de pression sur l'hémisphère nord extratropical. Analyse des géopotentiels décadaires et mensuels à 700 et 500 hPa. Grenoble, 4 mai 1990.
- 1994-1998. Conseil de perfectionnement de l'Institut Universitaire Professionnalisé "Mathématique Industrielle, Calcul Scientifique et Statistique" de l'Université Paul Sabatier.
- 1995. Jury de thèse de Ch. Le Goff. Étude de l'équilibre climatique du modèle ARPEGE. Toulouse, 6 juillet 1995
- 1996. Jury de thèse de C. Pires (rapporteur). La prévision atmosphérique à long terme : un problème d'hybridation statistico-dynamique. Paris, 21 juin 1996.
- 1996. Jury de thèse de P. Mercier. Modélisation du transport de l'ozone

- troposphérique dans le modèle climatologique ARPEGE. Orléans, 23 octobre 1996.
- 1997. Jury de thèse de C. Dichampt. Contribution à l'étude de la prévision saisonnière et de climat : analyse de la variabilité des hivers européens simulée par un modèle de circulation générale de l'atmosphère. Lyon, 11 juillet 1997.
 - 1998. Jury de thèse de C. Bossuet. Étude du transport vertical de quantité de mouvement dans le modèle troposphérique-stratosphérique ARPEGE-climat. Toulouse, 26 février 1998.
 - 1999. Jury de thèse (*first opponent*) d'I. Thorstensen. Simulated impacts on the atmospheric circulation from specific changes in ozone. Bergen, 2 décembre 1999.
 - 1999. Jury de thèse de F. D'Andrea. Définition d'une modélisation à petit nombre de degrés de liberté de la circulation de l'hémisphère nord. Paris, 16 décembre 1999.
 - 2002. Jury de thèse (*second opponent*) de M. Bentsen. Modelling ocean climate variability of the north Atlantic and the nordic seas. Bergen, 3 septembre 2002.
 - 2003. Jury de thèse de F. Atger. Validation et étude de quelques propriétés de systèmes de prévision météorologique ensemblistes. Toulouse, 14 avril 2003.
 - 2003. Jury de thèse de G. Candille. Validation des systèmes de prévisions météorologiques probabilistes. Paris, 10 juin 2003.
 - 2003. Jury de thèse (*first opponent*) de S. Thorsen. The effect of sea surface temperatures on the climate in the extratropics. Copenhague, 24 octobre 2003.
 - 2004. Jury de thèse (rapporteur) de S. Vérant. Le bilan hydrologique régional en Europe : étude de sa variabilité à l'aide de simulations numériques. Paris, ENGREF, 6 janvier 2004.

D

Animation scientifique

Je n'énumère pas ici les activités de relecteur (articles, programmes de recherche) qui sont couvertes par l'anonymat, mais représentent une fraction non nulle de mon activité dans la période 1990-.

- 1989-1991 Membre de la commission d'évaluation des chercheurs du CNRM.
- 1989 Co-organisateur du symposium *Climatic fluctuations and their socio-economic impacts concerning countries around the Atlantic ocean* (Toulouse, novembre 1989).
- 1993 Co-organisateur Atelier de Modélisation de l'Atmosphère (Toulouse, novembre 1993).
- 1993-1995 Membre de la commission d'évaluation des chercheurs du CNRM (vice-président en 1994 et 1995).
- 1994-1996 Investigateur principal du contrat européen RACCS.
- 1994-1997 Coordinateur scientifique du contrat européen ELMASIFA.
- 1996-1998 Coordinateur du contrat européen HIRETYCS.
- 1996 *Convener* pour la conférence annuelle de l'EGS (Hambourg, avril 1996).
- 1996-1999 Investigateur principal du contrat européen PROVOST.
- 1996-1999 Investigateur principal du contrat européen POTENTIALS.
- 1997-2000 Investigateur principal du contrat européen MERCURE.
- 1997 Organisateur scientifique du colloque OMM sur la prévision numérique à échéance étendue (Toulouse, novembre 1997).
- 2000-2003 Investigateur principal du contrat européen DEMETER.
- 2001-2004 Investigateur principal du contrat européen PRUDENCE.
- 2002-2005 Membre du comité scientifique du PNEDC.
- 2003-2005 Coordinateur du contrat IMFREX (programme GICC).
- 2002 Organisateur local du colloque AMIP (Toulouse, novembre 2002).
- 2003- Membre du comité scientifique de la « Task Force on Seasonal Prediction » du PMRC.

- 2004- Membre du Working Group on Numerical Experiments de l'OMM.
- 2004- Membre du Working Group on Seasonal to Interannual Prediction de l'OMM.
- 2006- Membre du comité scientifique du programme LEFE (les enveloppes fluides et l'environnement) de l'INSU.

E

Sélection de cinq publications

Les cinq publications ci-dessous sont celles ayant le plus de rapport avec l'aspect probabiliste de la prévisibilité saisonnière dans mes travaux :

- Déqué, M., 1988 : The probabilistic formulation : a way to deal with ensemble forecasts. *Annales Geophysicae*, 6, 217-224.
- Déqué, M. and Royer, J.F., 1992 : The skill of extended-range extratropical winter dynamical forecasts. *J. Climate*, 5, 1346-1356.
- Déqué, M., Royer, J.F. and Stroe, R., 1994 : Formulation of gaussian probability forecasts based on model extended-range integrations. *Tellus*, 46A, 52-65.
- Déqué, M., 1997 : Ensemble size for numerical seasonal forecasts. *Tellus*, 49A, 74-86.
- Déqué, M., 2001 : Seasonal predictability of tropical rainfall : probabilistic formulation and validation. *Tellus*, 53A, 500-512.



The probabilistic formulation : A way to deal with ensemble forecasts

M. DÉQUÉ

*Centre National de Recherches Météorologiques,
42, avenue Coriolis, 31057 Toulouse Cedex, France*

Received July 6, 1987 ; revised November 12, 1987 ; accepted November 23, 1987.

ABSTRACT. Several forecasts of January mean anomalies have been carried out with the French operational numerical weather prediction model starting at mid-December. The average of an ensemble forecast is shown to be better than the persistence of December conditions or the prediction of the January climatology at 200 mb. The skill of the deterministic forecasts (ensemble average) and of the probabilistic forecasts (ensemble distribution) is evaluated for 850 mb temperature over Europe. The probabilistic forecast offers several advantages vis-a-vis the traditional deterministic one.

Annales Geophysicae, 1988, **6**, (3), 217-224.

The Skill of Extended-Range Extratropical Winter Dynamical Forecasts

M. DÉQUÉ AND J. F. ROYER

Météo-France, Centre National de Recherches Météorologiques, Toulouse, France

(Manuscript received 8 March 1991, in final form 11 February 1992)

ABSTRACT

The global T42 version of the French numerical weather prediction model has been used to produce monthly mean forecasts. A study based on 21 cases of 44-day forecasts (for winter months from 1983 to 1990) is presented. Nine forecasts in this database may be directly compared with ECMWF 30-day forecasts. Some skill of 15-day running means exists for both models beyond day 15, and it is better with the ECMWF model. Beyond day 30, the predictive skill does not completely vanish: after systematic error correction, the 50-kPa height anomaly correlation over the Northern Hemisphere is 0.27 for day 15-44 averages; 3 out of 21 values are negative, and 4 values exceed 0.50. The amplitude of the forecast anomaly explains a small part of this case-to-case skill variability. Similar results are found for the other atmospheric fields. However, such a marginal skill could be useful only in association with other predictors in a statistical postprocessing.

Formulation of gaussian probability forecasts based on model extended-range integrations

By M. DÉQUÉ*, J. F. ROYER and R. STROE†, *METEO-FRANCE, Centre National de Recherche Météorologique, 42 Av. Coriolis, Toulouse, France*

(Manuscript received 27 November 1992; in final form 26 July 1993)

ABSTRACT

A sample of 40, 44-day winter forecasts is used to investigate the predictability of 850 hPa temperature over Europe. These forecasts exhibit a significant skill when averages of day 5 to day 14 and day 15 to day 44 are considered. This skill is, however, very close to that of the trivial climatology forecast. A probability forecast is performed, using a gaussian density with the deterministic forecast for the mean, and the climatological standard deviation (SD). The rank probability score (RPS) of such a forecast is better than, but again very close to, that of the probabilistic climatology forecast. The categorical forecast is also studied as a limit case when the SD is zero. The RPS is minimal when using the conditional probabilities of the verification analyses, but the results are not widely improved when robust estimates are used. The results could be widely improved if we used a suitable SD in our forecasts. However, the attempts to predict a priori the optimal SD lead to non-significant results. The best available probability forecast, in our local gaussian approach, uses, for the mean, the regression of the verification analyses by the model forecasts, and, for the SD, a scaled climatological SD.

Ensemble size for numerical seasonal forecasts

By M. DÉQUÉ, *Météo-France, Centre National de Recherches Météorologiques 42 Av. Coriolis, Toulouse, France*

(Manuscript received 8 January 1996; in final form 17 May 1996)

ABSTRACT

The predictability of 500 hPa height, 850 hPa temperature and precipitation is studied using the “perfect model” approach with ensemble numerical forecasts. The sea surface temperature interannual variability is introduced to provide some source of seasonal predictability. The mean scores of 16 winter forecasts show a large potential in the tropics, a weak one in the midlatitudes, in particular over Europe. The weakness of the scores in the midlatitudes may be partly explained by the underestimation of the amplitude of the seasonal anomalies by the model. The seasonal forecasts are based on 9 individual model integrations starting at slightly different initial conditions. The variation of the scores with the size of the ensemble is estimated empirically. It is shown that, for a perfect seasonal forecast, the size necessary to approach the saturation score is about 3 for the tropical precipitation, 20 for midlatitude height, and 40 for temperature over Europe.

Seasonal predictability of tropical rainfall: probabilistic formulation and validation

By MICHEL DÉQUÉ*, *Météo-France, Centre National de Recherches Météorologiques, 42 av. Coriolis,
F-31057 Toulouse Cedex 1, France*

(Manuscript received 6 October 2000; in final form 5 March 2001)

ABSTRACT

Two idealized seasonal forecast experiments are performed by prescribing monthly observed SSTs to atmospheric GCMs. The first one uses 3 different models, each with 9 individual forecasts (PROVOST experiment). The second one uses an improved version of one of the 3 models and larger ensembles consisting of 120 members. Both experiments show that forecast scores are maximum in the tropics during winter and during summer. The relatively high correlations in the tropics (0.4 to 0.7) imply, however, that the forecasts explain less than 50% of the variance of the observations. The raw probabilistic forecasts obtained by the empirical probability distribution of the forecast members exhibit very little skill, when evaluated by a euclidian distance versus the climatological forecast. The lack of reliability can be partly corrected by a simple statistical adaptation. Moreover, when the skill is evaluated by an economical value in a cost/loss approach, the model forecasts are more efficient than the climatological forecast. A more realistic evaluation of the probabilistic skill is obtained by replacing observed by statistically predicted SSTs. A simple but efficient method is used, which lets each member of the ensemble develop its own SST anomalies. Although lower, skill is significant in the tropics.