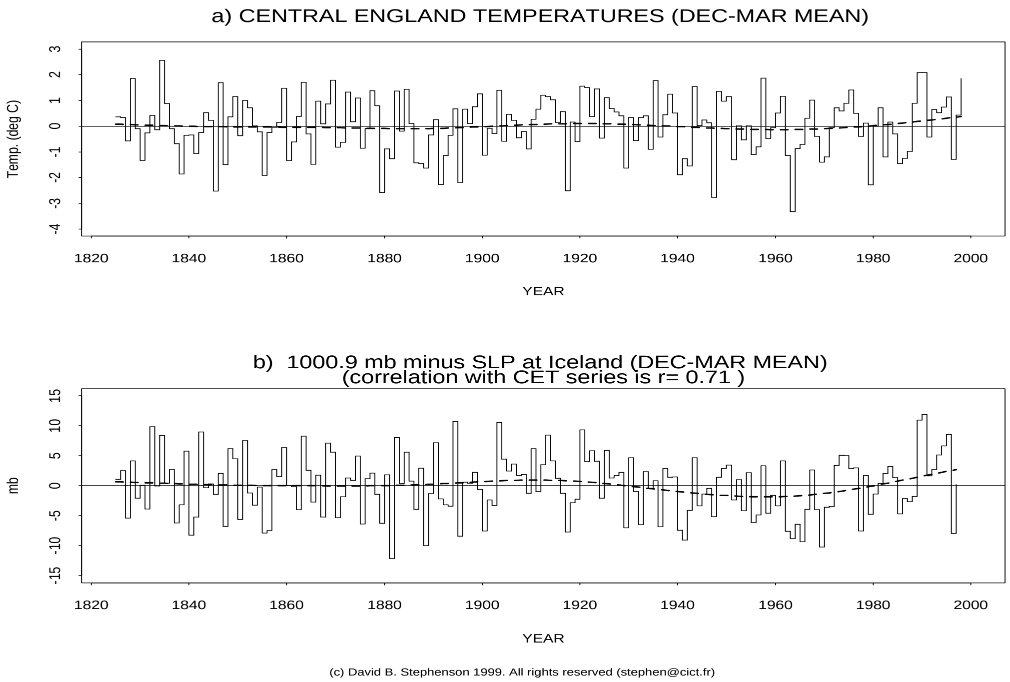
# De l'influence des systèmes dépressionnaires de l'Atlantique nord sur le climat européen


Philippe Besse, Anne-Laure Fougères, Caroline Le Gall & David B. Stephenson

*Laboratoire de Statistique et Probabilités — UMR CNRS 5583*
*Université Paul Sabatier, 31062 — Toulouse cedex 4.*
*Philippe.Besse@cict.fr*


## Introduction

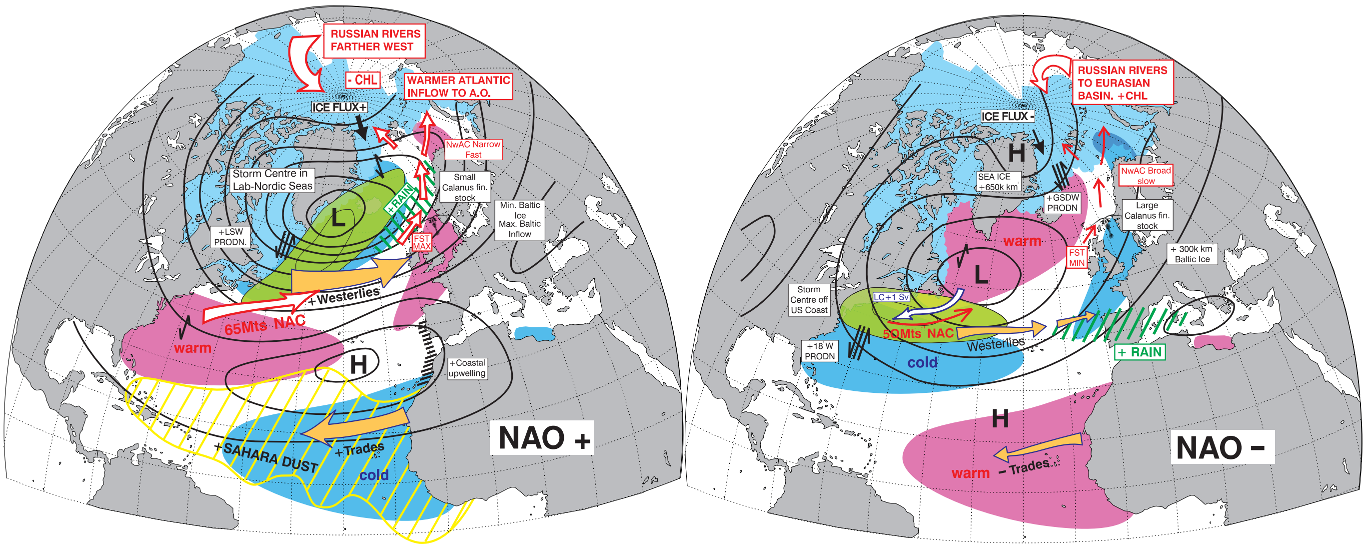
Une équipe du laboratoire est engagée dans le projet européen STOEC[1] (Storm-Track upper Ocean interaction and the impact on European Climate) qui vise à mettre en relation des indicateurs et modèles climatologiques de l'Atlantique nord avec les évènements météorologiques observés en Europe. L'un des indicateurs le plus utilisé est le N.A.O. (North Atlantic Oscillation) qui considère la différence entre les séries mensuelles standardisées des pressions observées en Islande et aux Açores (ou au Portugal ou à Gibraltar). L'étude de ce phénomène a débuté il y a de nombreuses années (Teisserenc de Bort 1883, Walker 1924, van Loon et Rogers 1978), elle connaît un regain d'intérêt important (Hurrell 1995, 1996) conjointement à celui suscité par son très médiatique cousin El Niño. Les différents auteurs ont montré, par des outils élémentaires (corrélations, analyse en composantes principales), les liaisons intervenant entre la série de NAO et d'autres mesures (précipitations, températures) réalisées sur le continent.




Évolution conjointe d'une température centrale (moyenne de plusieurs stations) en Angleterre l'hiver (moyenne de décembre à mars) et de la pression observée en Islande au niveau de la mer. La corrélation linéaire est de 0,71.

1. http://www-sv.cict.fr/lsp/Stephen/STOEC/index.html.

Influence climatique de NAO




Une valeur de NAO très positive correspond à un système dépressionaire qui provoque l'entrée de masses d'air humides mais tempérées sur l'Europe du nord.

En revanche, pour des valeurs de NAO négatives, les flux maritimes sont déviés vers le sud en association, l'hiver, à un climat froid et sec.

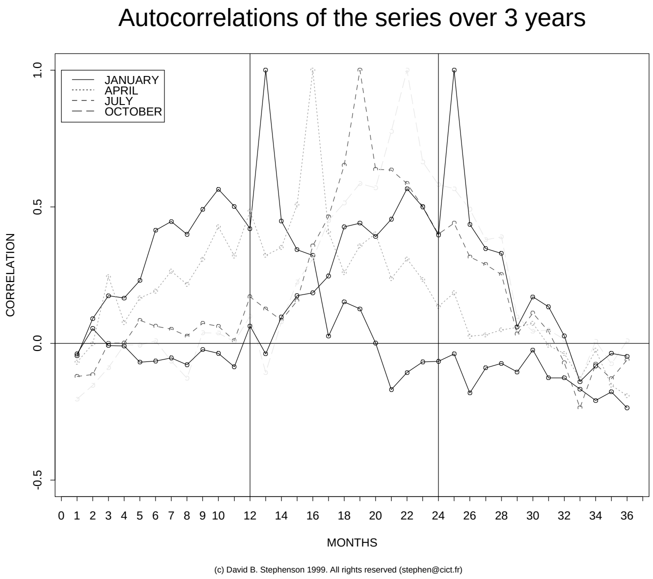
Il est évidemment de première importance d'étudier l'impact climatique d'un tel phénomène et d'être capable d'en prévoir l'évolution à court et même long terme. Ce travail précise les difficultés d'un tel objectif et fournit des premiers résultats. Nous nous intéressons à deux séries mensuelles (accessibles sur internet) : la pression en Islande au niveau de la mer, que nous préférons à l'indice synthétique de NAO qui lui est très corrélé, et la moyenne mensuelle des températures centrales en Angleterre ainsi qu'à des séries journalières (températures en Angleterre) pour l'étude des valeurs extrêmes.

## Propriétés stochastiques

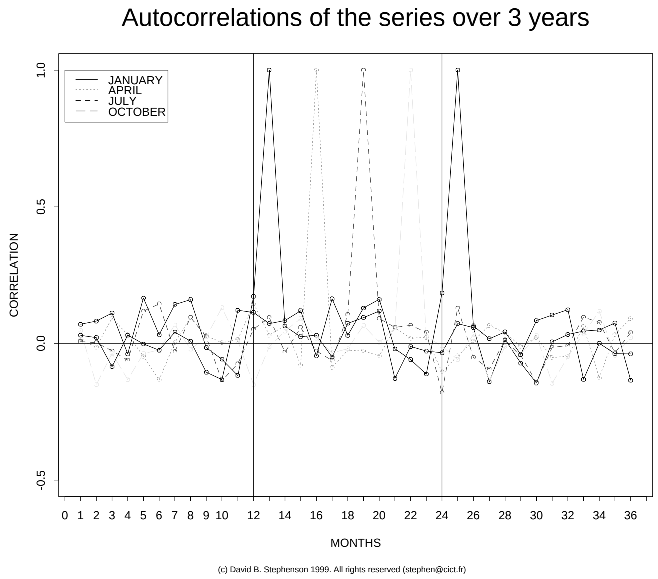
Alors que le phénomène tropical El Niño présente de bonnes propriétés de prédictibilité (Besse et col. 1999), il semble que l'instabilité des systèmes climatiques sous des latitudes moyennes rende toute prévision à l'horizon d'une ou deux saisons beaucoup moins fiable. Ceci est illustré en comparant les propriétés stochastiques de deux séries saisonnières similaires : la pression moyenne observée au niveau de la mer à Darwin en Australie (Southern Oscillation), directement liée à El Niño, avec la pression en Islande.

### Mémoire à court terme

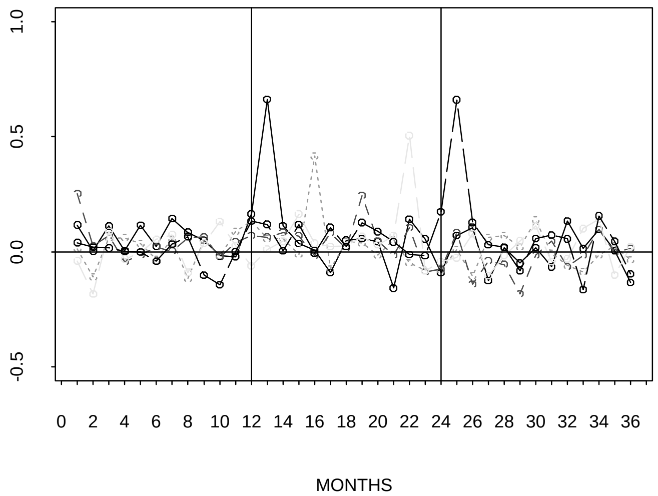
La série des pressions à Darwin se caractérise par un phénomène de persistance d'une saison à l'autre jusqu'à une période fatidique nommée "barrière de printemps" qui limite la prédictibilité. En revanche, pour le cousin du nord, la série des moyennes mensuelles en Islande les autocorrélations à court terme sont faibles.




Ce graphique considère la pression moyenne mensuelle observée à Darwin en Australie (Southern Oscillation). Il montre la structure d'autocorrélation relativement forte qui persiste d'un mois à l'autre sans pour autant dépasser la “barrière de printemps”.




De la même manière, ce graphique illustre la très faible autocorrélation de la série mensuelle des pressions en Islande.



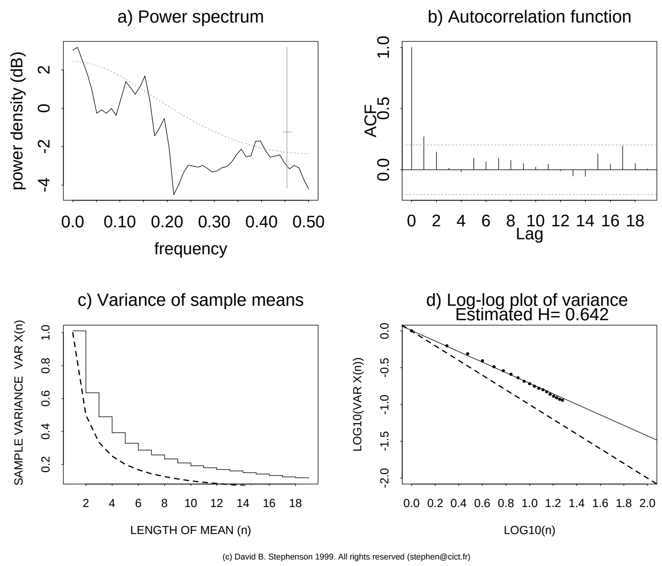

Corrélations croisées entre les deux séries (pressions et températures) pour différents décalages. La pression en janvier est successivement corrélée avec la température en janvier puis en février, mars.... Même chose pour avril, juillet octobre.

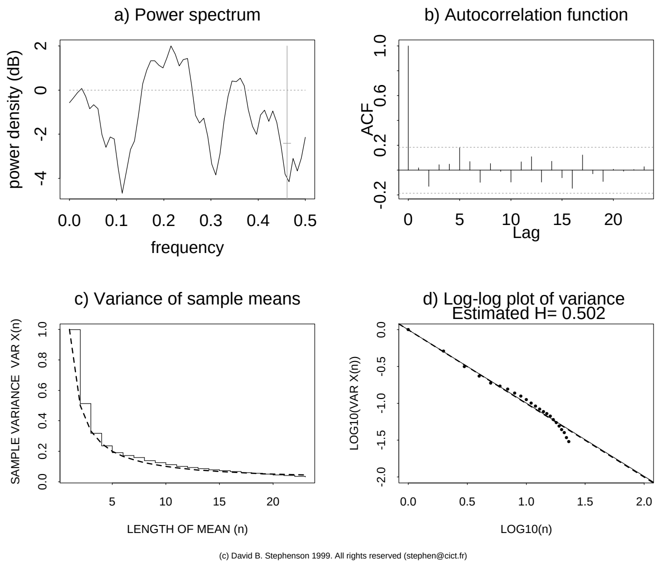
La mise en relation des deux séries (température en Angleterre et pression en Islande) montre que la connaissance d'une série peut fournir des indications sur le comportement de l'autre à la même période et ce, surtout l'hiver. En revanche la connaissance de l'une (par exemple de la pression ou de NAO) à une période donnée n'aide pas à la prévision saisonnière de l'autre (par exemple la température).

## Mémoire à long terme

Nous nous intéressons maintenant à mettre en évidence des propriétés de dépendance à long terme associées, par exemple, à une décroissance lente (hyperbolique plutôt qu'exponentielle) de l'autocorélation. D'autres caractérisations sont étudiées (Haslett et Raftery 1989, Beran 1994). El Niño ne semble pas présenter de persistance à long terme ce qui n'est pas le cas de NAO. Cette persistence observée pour NAO est la source de nombreux débats (Stephenson et al., 1999 pour une revue) quant à sa signification : tendance antropogénique ou errances d'une marche aléatoire ? Les séries sont trop courtes pour trancher avec assurance alors que les conséquences politiques et écologiques d'une telle décision sont de première importance.

Pour la série des pressions moyennes d'hiver en Islande, on observe que, même si les autocorrélations sont faibles, elles révèlent une certaine persistance pour de grands décalages. On note également l'accroissement de la puissance spectrale pour les faibles fréquences ainsi que l'allure de la décroissance des variances agrégées (estimées pour $n$ valeurs consécutives). Elle est en $n^{-0.79}$ au lieu du théorique $n^{-1}$.



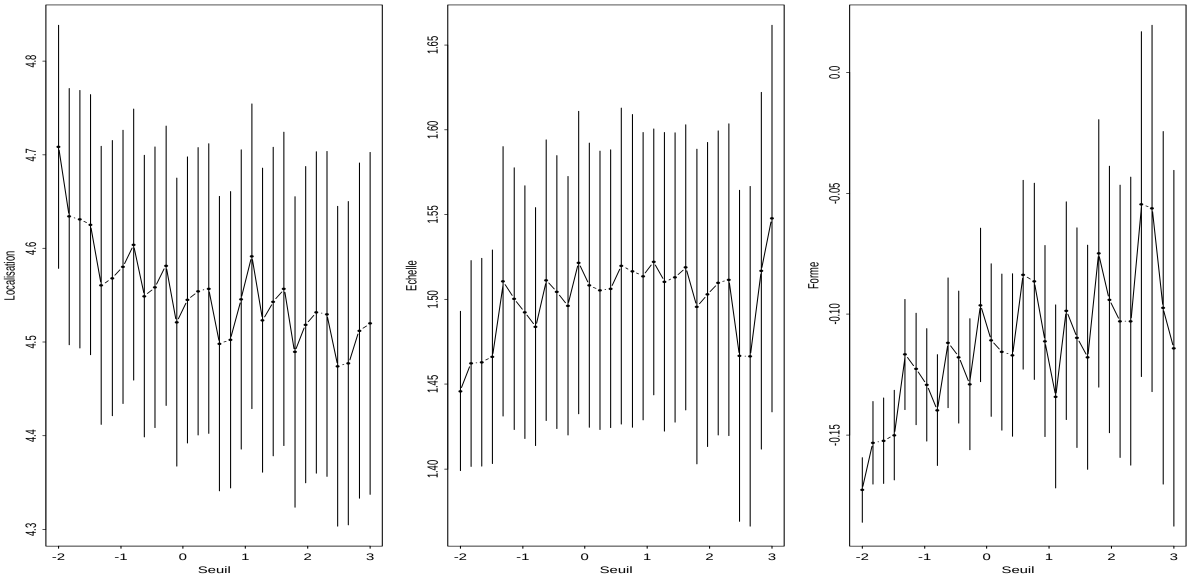

Série des pressions moyennes hivernales à Darwin : rapide décroissance des autocorrélations, faibles valeurs des puissances spectrales en début de spectre, décroissance en $n^{-1}$ de la variance agrégée.

# Valeurs extrêmes

Si l'étude des relations entre les deux variables que sont la pression en Islande et la température en Angleterre peut être envisagée en terme de valeurs "centrales", elle peut également l'être en terme d'extrêmes : Ainsi, la pression moyenne en Islande influe-t-elle sur la distribution des minima de températures en Angleterre ? Une première étude du comportement des valeurs extrêmes a été réalisée à partir des données journalières de températures en Angleterre l'hiver (décembre à mars), et ce, en ajustant [2] un processus de Poisson non homogène sur les observations dépassant un certain seuil (voir par exemple Smith, 1989). La fonction de répartition des opposés des minima renormalisés présente la forme suivante :

$$G(x) = \exp\left\{-[1+\xi\,(x-\mu)/\sigma]_+^{-1/\xi}\right\},$$

les paramètres $(\mu, \sigma, \xi)$ étant respectivement des paramètres de localisation, d'échelle, et de forme.



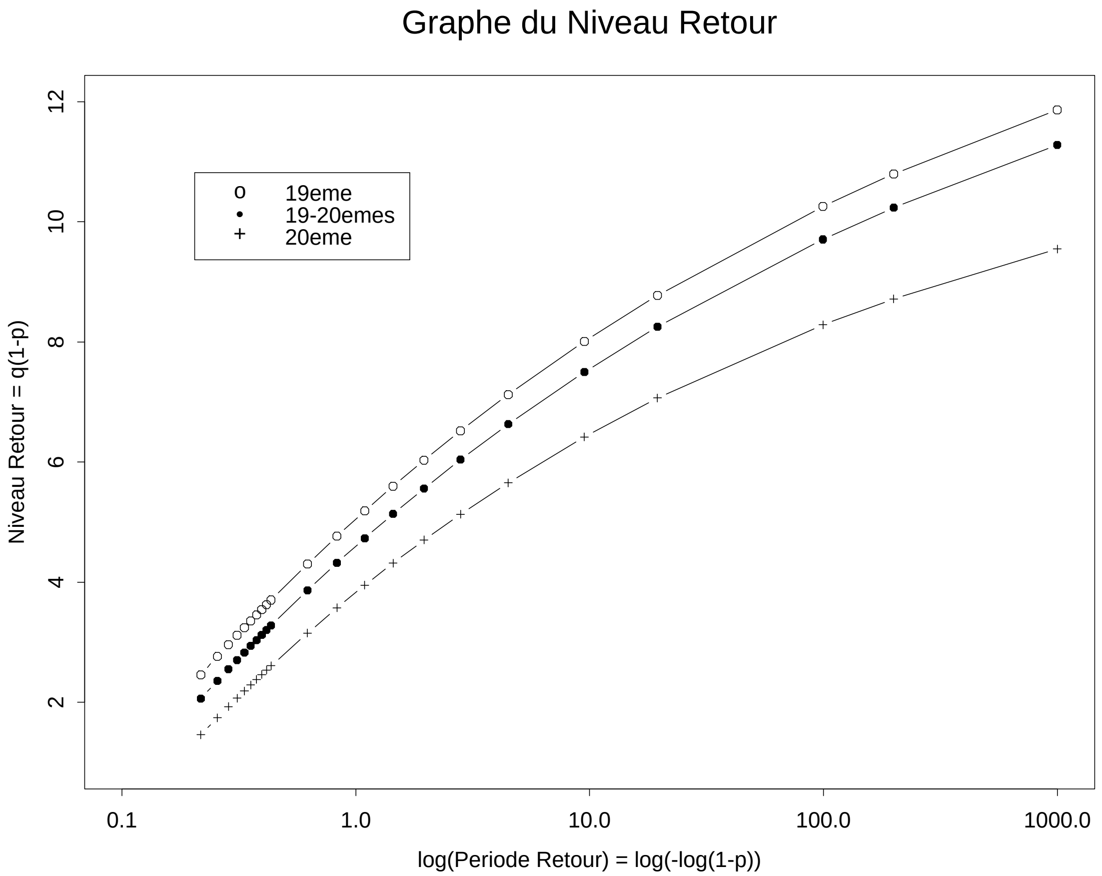

Modélisation des minima de températures hivernales en Angleterre à partir des données au-delà d'un seuil. Une analyse de différents seuils a conduit à retenir la valeur seuil de $0^o$ C, au-delà de laquelle une relative stabilité des estimations des paramètres de la loi extrême a pu être constatée.

Le comportement des opposés des températures hivernales minimales en Angleterre est de type "Weibull" (paramètre de forme $\xi < 0$), correspondant à une distribution initiale à "queues courtes", admettant un support borné supérieurement.

2. Nous remercions S. Coles pour la mise à disposition de certains programmes Splus, sur le site http://www.mas.ncl.ac.uk/ nmjd7/extreme/evt02.html

## Évolution des extrêmes sur deux siècles?

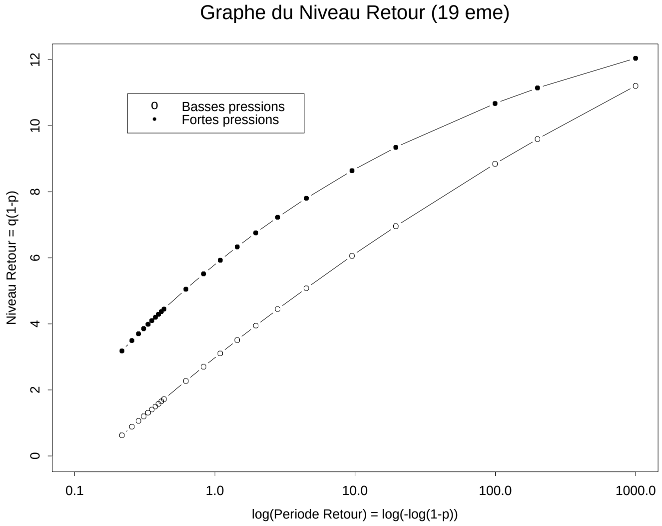
L'analyse du comportement des minima de températures hivernales a été successivement réalisée en considérant la série des températures sur le 19ème siècle, sur le 20ème siècle, et sur les deux siècles. Dans chacun des cas, le quantile d'ordre $1-p$ de la fonction de répartition extrême $G$, appelé *niveau retour*, a été estimé, et est représenté à l'échelle log-log. Cette échelle conduit à une représentation linéaire du cas où $\xi = 0$ (comportement extrême de type "Gumbel"). Le type "Weibull" est illustré ici par la concavité du graphe.




Estimation du niveau retour pour les minima de temperatures au 19ème siècle, au 20ème siècle, et sur les deux siècles. On constate qu'une évolution de la distribution des minima semble avoir eu lieu entre le 19ème et le 20ème, et que la différence entre les niveaux retour se creuse à mesure que l'on estime les valeurs "de plus en plus extrêmes".

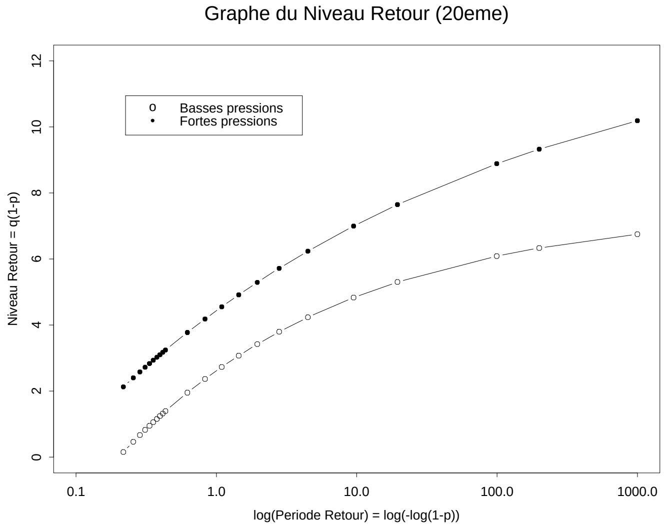
## Influence de la pression en Islande sur les minima de températures en Angleterre?

Les observations journalières de la température hivernale en Angleterre ont été scindées en deux groupes, l'un correspondant aux jours “à forte pression” en Islande, et l'autre aux jours “à faible pression”. La pression est dite “forte” lorsqu'elle est supérieure à la médiane des moyennes de pressions sur un hiver.




Estimation du niveau retour pour les minima de temperatures au 19ème, en séparant les observations correspondant à une “forte” (resp. “faible”) pression en Islande. Le modèle ajusté aurait tendance à refléter une différence de comportement des minima de températures suivant la pression, l'estimation du niveau retour au 19ème siècle étant quasiment linéaire.

Toutefois cette différence de concavité s'inverse pour les observations du 20ème siècle.



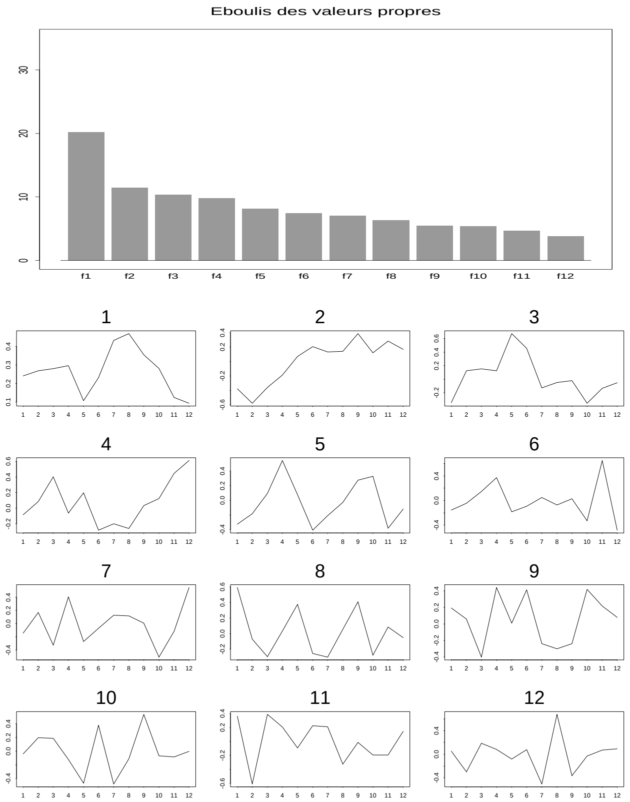

Un test de validité du modèle est de toute façon à effectuer avant de pouvoir confirmer l'hypothèse de l'influence du “facteur” siècle sur le type de la distribution (Weibull ou Gumbel). Auparavant, un modèle plus fin sera étudié, intégrant le traitement de la dépendance à court terme d'une part, et celui de la non stationnarité de la série d'autre part. Les méthodes de Smith (1989) et Dixon et Tawn (1999) seront notamment envisagées. Par ailleurs, l'obtention des données journalières de pression devraient permettre d'utiliser des modèles bivariés de valeurs extrêmes, et d'étudier ainsi de manière précise la dépendance entre les pressions extrêmes en Islande et les températures extrêmes en Angleterre.

# Approche fonctionnelle

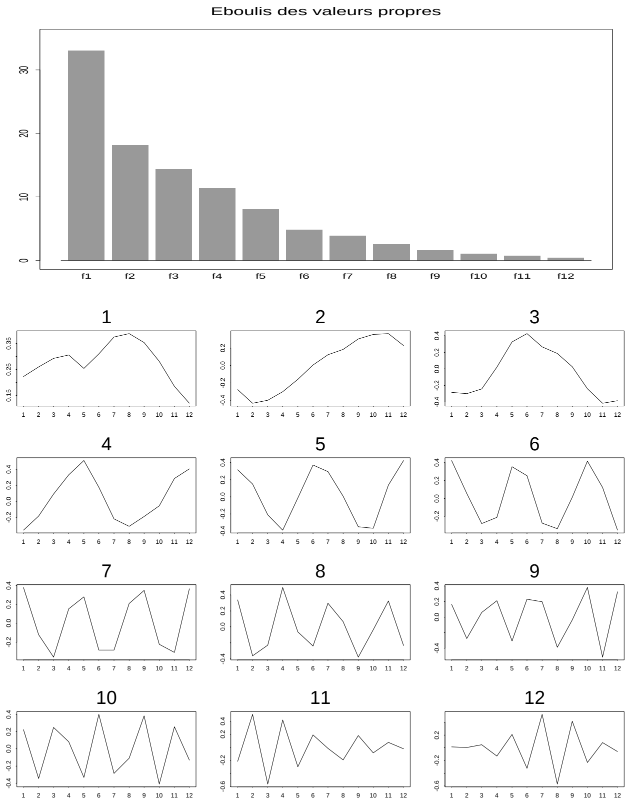
Les données sont maintenant considérées comme des observations annuelles de courbes discrétisées c'est-à-dire les observations de variables à valeurs dans un espace fonctionnel. On suppose également que la partie “signal” des courbes, par opposition au bruit, présente des propriétés de régularité. On s'intéresse alors à l'analyse en composantes principales de ces données calculée sous une contrainte de régularité (Besse et col. 1997). Cette approche nécessite de préciser les valeurs de deux paramètres de lissage (spline ou noyaux). Le principe adopté ici a consisté à rechercher des valeurs de paramètres maximisant la corrélation entre les deux séries centrées (afin d'éliminer la forte composante saisonnière). Intuitivement il s'agit d'extraire la part de signal de chaque série la plus en relation avec l'autre série. En pratique, c'est un lissage par la méthode du noyau, plus efficace que les splines sur de longues séries, qui a été utilisé ; ce critère exhibe bien un optimum global.

## ACP des courbes annuelles de températures

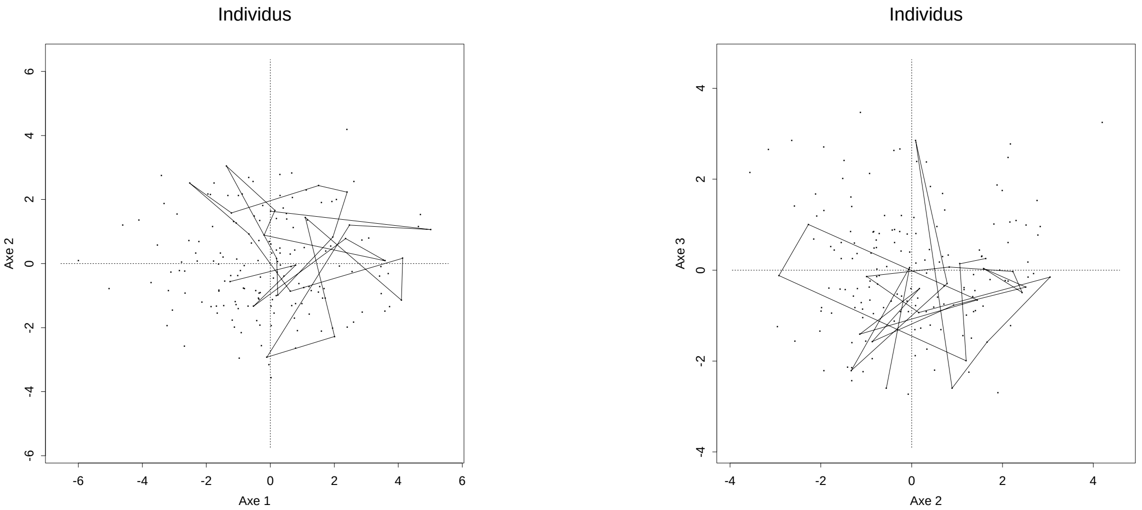
Données brutes

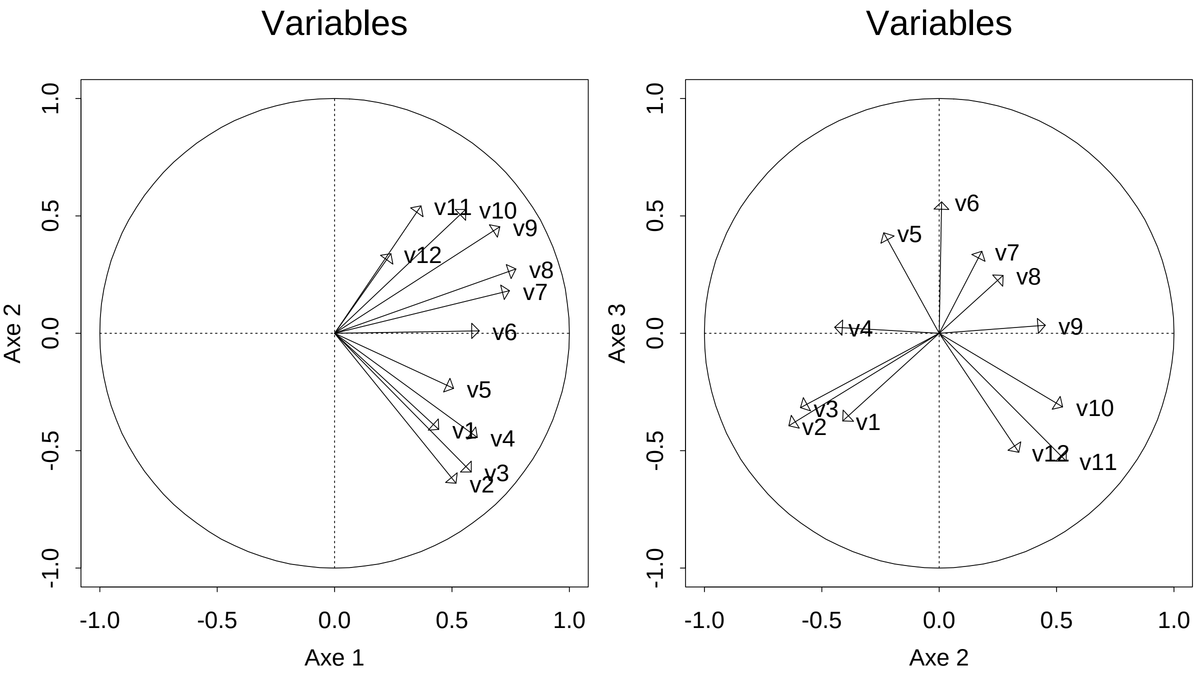



Données lissées




L'ACP des données brutes, qui apparaissent très bruitées, ne présente que peu d'intérêt. La décroissance des valeurs propres est très lente, seule le premier vecteur propre, un peu trivial, semble fiable. L'axe associé (effet taille) distingue entre années chaudes et années froides. Lorsque l'ACP est combinée à un lissage, d'autres axes apparaissent comme pertinents dans la décomposition. Compte tenu de la forme particulière des vecteurs propres, celle-ci ressemble beaucoup à une décomposition en série de Fourier. Cela signifie, qu'une fois lissée, la série centrée se comporte approximativement comme un processus stationnaire à accroissements indépendants avec décalage à l'origine.

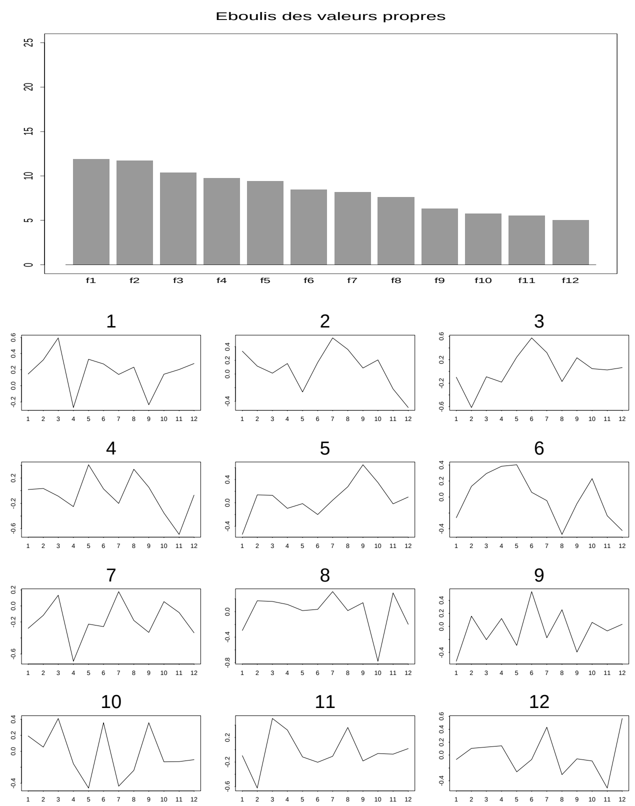


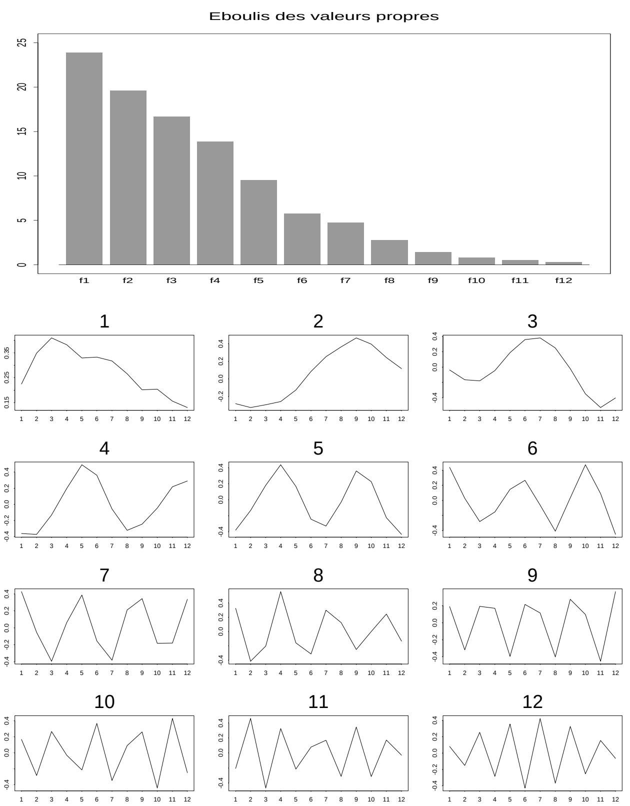

La représentation des individus dans l'ACP des courbes de températures mensuelles révèle la tendance souvent signalée : la grande majorité des 25 dernières années apparaissent parmi celles qui sont en moyenne plus chaudes (Axe 1). Le plan (2, 3) de cette même ACP attribue ce "réchauffement" moyen aux hivers qui montrent des moyennes mensuelles plus clémentes. Ceci est cohérent avec les résultats concernant l'évolution des distributions des valeurs minimales extrêmes et révèlant le réchauffement de ces minima.

## ACP des courbes annuelles de pression

Données brutes




Données lissées




L'étude des courbes annuelles de pression conduit aux mêmes conclusions quant à l'intérêt de lisser les données. Du fait de leur plus forte perturbation, le lissage doit être plus important. La comparaison des deux analyses révèle quelques différences dans la structure de corrélation (premier vecteur propre): les mois les plus corrélés sont : juillet, aout, septembre, pour les températures et : février, mars, avril, pour les pressions. Les vecteurs propres suivants sont très similaires.

Ces ACP ne sont qu'une première approche, d'autres pistes sont en cours d'investigation pour mettre en relation les aspects fonctionnels de ces séries climatiques comme, par exemple, l'analyse canonique incluant une contrainte de régularité sur les facteurs canoniques (Leurgans et col., 1993). L'objectif est alors de décomposer les séries en deux composantes, l'une révélant la partie corrélée du signal, l'autre son complémentaire.

# Conclusion

Le travail présenté ne constitue qu'un début. Il montre néanmoins clairement que des techniques statistiques récentes sont susceptibles d'apporter des éclairages nouveaux sur l'étude de données climatiques. Nous retiendrons ici deux remarques qui dépassent l'estimation de simples corrélations ou d'une tendance : la faible prédictibilité de NAO comparativement à EL Niño, l'évolution récente remarquable de la loi des valeurs extrêmes des minima des températures (surtout en association avec des basses pressions en Islande) qui semble la raison principale de la tendance au "réchauffement". D'autres développements sont en cours.

# Bibliographie


BERAN, J. (1994). *Statistics for long memory processes*, Chapman & Hall.

BESSE, P., CARDOT, H. & STEPHENSON, D.B. (1999). Functional autoregressive forecasting of some functional climatic variations, *Scandinavian Journal of Statistics*, à paraître.

BESSE, P., CARDOT, H. & FERRATY, F. (1997). Simultaneous non-parametric regressions of unbalanced longitudinal data, *Computational Statistics & Data Analysis*, **24**, 255-270.

DIXON, M.J. & TAWN, J.A. (1999). The effect of non-stationarity on extreme sea-level estimation, *Applied Statistics* **48**, 135-151.

HASLETT, J. ET RAFTERY, A.E. (1989). "Space-time modelling with long-memory dependence: assessing Ireland's wind power resource" Applied Statistics, **38**, 1-50.

HURRELL, J.W. (1995). Decadal trends in the North Atlantic Oscillation: regional temperatures and precipitation, *Science*, **269**, 676-679.

HURRELL, J.W. (1996). Influence of variations in extratropical wintertime teleconnections on Northern hemisphere temperature, *Geo. Res. Let.*, **26**, 676-679.

LEURGANS, S. E., MOYEED, R. A. & SILVERMAN, B. W. (1993). Canonical correlation analysis when the data are curves, *Journal of the Royal Statistical Society*, Sér. B, **55**,725-740.

VAN LOON, H. ET ROGERS, J.C. (1978). The seesaw in winter temperatures between Greenlans and Nothern Europe. Part I: general description, *Mon. Weather Rev.*, **106**, 296-310.

HURRELL, J.W. (1996). Influence of variations in extratropical wintertime teleconnections on Northern Hemisphere temperature, *Geo. Res. Lett.*, **23**, 6, 665-668.

SMITH, R.L. (1989). Extreme value analysis of environmental time series: An application to trend detection in Ground-Level Ozone. *Statistical Science* **4**, 367-393.

STEPHENSON, D.B., PAVAN, V. ET BOJARIU, R. (1999). Is the North Atlantic Oscillation a random walk? *International Journal of Climatology*, à paraître.

TEISSERENC DE BORT, M.M. (1883). Étude sur l'hiver de 1879-80 et recherches sur l'influence de la position des grands centres d'action de l'atmosphère dans les hivers anormaux, *Ann. de la Soc. Météor.de France*, **31**, 70-79.

WALKER, G.T. (1924). Correlations in seasonal variations of weather IX, *Mem. Indian Meteorol. Dept.*, **24**, 275-332.