

Analyse des séries d'apports énergétiques

commentaires de Michel Slivitzky

Note liminaire: Je laisse à des experts plus chevronnés, membre de ce groupe, le soin d'évaluer l'impact de l'ajout depuis 1998 de quelques années de données, sur la nature stochastique (persistance, stationnarité, tendance, ruptures, etc..) des séries énergétiques. Le seul aspect sur lequel je désire me concentrer dans cette note, porte sur l'évolution des connaissances climatologiques en ce qui concerne la variabilité multidécennale, en particulier sur l'Atlantique Nord, qui a été considérable au cours de ces trois dernières années. Quant au caractère autorégressif des apports énergétiques annuels, peu de connaissances nouvelles depuis 1998, permettent d'expliquer et de justifier la prise en compte de cette caractéristique.

Perreault *et al* (2000a, 2000b) ont appliqué un approche bayésienne pour examiner les ruptures de moyenne et de variance dans huit séries énergétiques au Québec pour la période 1943-1996. Alors que pour Churchill et Bersimis l'examen des facteurs de Bayes démontre une évidence positive en faveur d'un changement, pour les autres systèmes, à l'exception du Saint-Laurent il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse de non changement; quand aux Outardes l'évidence en faveur d'un changement est marginale. Dans Perreault *et al* (2000c), les auteurs poursuivent leur analyse bayésienne utilisant maintenant une approche multivariée (qui suppose une rupture simultanée), cette fois sur les débits annuels de six rivières de la basse Côte Nord et de la péninsule de l'Ungava. Les conclusions pointent vers une forte évidence en faveur d'une rupture abrupte dans la moyenne, qui se situerait vers 1984, avec des changement de moyenne variant de 100 mm à 200 mm par année.

Dans un document de travail, Fortin et Slivitzky (2000)¹ ont comparé l'écoulement annuel d'un certain nombre de rivières au Québec avec l'indice d'oscillation arctique (AO). Pour certaines rivières, principalement dans le nord-est du Québec, la différence entre l'écoulement moyen des 5 années ou l'indice AO est le plus faible avec les 5 années ou il est le plus fort, durant la période 1965-1997, peut atteindre jusqu'à 150 mm /année. De plus cette différence est concentrée dans l'écoulement du mois de juin (donc correspondant à la fonte des neiges) et atteindre 100 à 120 mm pour ce seul mois. Les rivières où cet impact de l'AO est le plus significatif correspond aux bassins où Perreault *et al* (2000c) ont trouvé des changement dans les moyennes (env. 1984) comme étant significatifs. L'impact de l'oscillation arctique semble donc avoir un rôle et être concentré dans le nord est du Québec et le centre de l'Ungava et décroître au fur à mesure que l'on s'éloigne vers l'ouest et le sud-ouest. Cette décroissance correspond à la tendance qui a déjà été décrite dans Rasmussen *et al.* (1999, figure A2) ou l'on a comparé la première composante principale des

¹ Nous renvoyons le lecteur à cette note pour un bref rappel de la littérature sur l'impact climatique de l'oscillation atlantique nord (NAO) et de l'oscillation arctique (AO), qui seraient selon Wallace (2000) deux paradigmes d'un même phénomène. Deser (2000) rapporte une corrélation de 0.95 sur les indices AO et NAO calculés par composantes principales.

écoulements printaniers de quelques 61 rivières au Québec avec l'indice NAO pour la période 1974-1995 (voir figure 1).

Dans la figure 2 nous présentons les séries chronologiques conjointes de l'indice AO et de la production énergétique globale pour la période 1943-2000, ainsi que l'évolution de AO pour la période 1899-2001. Il devenait donc intéressant de comparer statistiquement la production énergétique globale avec l'indice AO; pour les 58 années (1943-2000) une corrélation non paramétrique (Spearman) de la production avec l'indice AO moyen (janvier à mars), même si relativement faible, ne peut être rejetée ($r=-.36$; $p\text{-value}=.00537$). Comme pour les débits (Fortin et Slivitzky, 2000) la correspondance semble être la plus forte dans les années où l'indice AO est dans ses valeurs extrêmes.

Nous avons donc construit un tableau de contingence en séparant les valeurs centrales des valeurs extrêmes tant pour AO que pour la production énergétique.

Tableau 1 - Tableau de contingence entre la production énergétique agrégée et l'indice d'oscillation arctique (AO- JFM)

	-0.39<AO	-0.39<AO<0.51	0.51<AO	Total
TWh>193.4	11	6	2	19
176.0<TWh<193.4	3	6	10	19
TWh<176.0	5	7	8	20
Total	19	19	20	58

Cette classification est marginalement significative ($\chi^2=10.9$; $p\text{-value}=0.027$) mais l'on peut constater que 1) pour les valeurs centrales de AO la production est distribuée également; 2) pour des valeurs élevées de AO, la probabilité conditionnelle d'avoir une forte production supérieure à 193.4 TWh est faible et de l'ordre de 10%; 3) par contre pour des faibles valeurs de AO la probabilité conditionnelle d'avoir une production supérieure à 193.4 TWh est de l'ordre de 58%.

Il devenait donc intéressant de comparer les productions moyennes composées pour les années extrêmes de AO durant cette période, sur le modèle utilisé par Fortin et Slivitzky (2000) pour les débits annuels. Ainsi pour les cinq années où l'indice AO a été le plus fort la production moyenne a été de 171.7 TWh alors que pour les cinq années où l'indice a été le plus faible la production composée moyenne a été de 206.8 TWh, soit une différence de 35.1 TWh (soit 19% de la production moyenne durant les 58 années période de 184.8 TWh). Pour les trois plus grands bassins (La Grande, Churchill et Manicouagan) les chiffres correspondant sont de 122.6 et 152.3 TWh, pour une différence de 29.8 TWh soit 22% de 134.4 TWh. Une simulation de Monte Carlo nous a permis d'avoir une idée de la distribution des différences des moyennes de 5 valeurs choisies au hasard dans la liste des 58 valeurs annuelles d'apports

énergétiques. Par l'analyse des résultats d'une série de 10 000 permutations aléatoires, on a une bonne idée de cette distribution et l'on constate que les valeurs de 53.4 TWh et 29.8 TWh observées comme différence pour les valeurs extrêmes de AO ont des probabilités de dépassement de l'ordre de 0.0025 à 0.0035.

Une analyse plus poussée fait ressortir que ce sont seulement les valeurs de AO fortement négatives qui ont un impact significatif sur les apports énergétiques. Ainsi si nous calculons les valeurs des apports moyens pour les 5, 7 et 10 années où les indices AO ont été les plus faibles, soit 206.8, 204.0 et 195.1 TWh respectivement les probabilités de dépassement sont relativement faibles pour les 5 et 7 années seulement. Dans le tableau 2 nous présentons les probabilités pour ces trois séries calculées par 10 000 échantillonnages aléatoires dans la série des 58 apports alors que dans la figure 3 nous présentons, à titre d'exemple, la distribution de probabilité des moyennes de 7 ans; le tableau 3 donne la liste des 10 années où les indices AO ont été les plus faibles.

Tableau 2: Probabilité de dépassement des apports moyens sur différentes périodes par un échantillonnage aléatoire de 10 000 valeurs dans les apports annuels

Nombre d'années	Apport moyen (TWh)	Probabilité de dépassement
5	206.8	0.0063
7	204.0	0.0043
10	195.1	0.0487

Tableau 3: Apports énergétiques pour les 10 années où les indices AO ont été les plus faibles

Année	Apport (TWh)	Indice AO (JFM)
1969	212.7	-2.46
1947	200.9	-2.06
1960	195.6	-1.86
1958	199.0	-1.74
1966	225.7	-1.72
1970	187.5	-1.66
1977	206.5	-1.47
1955	156.0	-1.28
1965	214.9	-1.10
1963	152.5	-1.05

Non seulement le lien entre la production énergétique est concentré principalement dans les valeurs extrêmes, mais il a peu de cohérence temporelle. Dans le tableau 4 nous résumons les corrélations entre les deux séries, pour trois périodes consécutives.

Tableau 4: Corrélation entre l'indice AO et les apports énergétiques			
	R	P-value	Erreur standard
<i>Série agrégée</i>			
1943-1961	0.416	0.076	16.4
1962-1981	0.360	0.119	21.3
1982-2000	0.127	0.604	17.5
<i>Manic, La Grande, Churchill</i>			
1943-1961	0.338	0.157	13.8
1962-1981	0.454	0.045	17.8
1982-2000	0.166	0.498	15.5

Nous constatons qu'en particulier, pour la période 1982-2000, il n'existe aucune corrélation interannuelle significative entre les deux séries alors que cette période ne contient aucun indice AO inférieur à -1.05 . Ceci est donc relié essentiellement à la fréquence des années avec des indices fortement négatifs. Un examen de la figure 4 montre que sur toute la période 1899-2001, les années 1930-1970 ont été caractérisées par des indices AO fortement négatifs.

Pendant quelques années l'on a assisté à un débat sur la nature stochastique des séries NAO ainsi que sur la nature des processus inhérents; est-il le résultat d'un processus purement atmosphérique ou issu d'un couplage atmosphère – océan. Il semble maintenant acquis que la série observée de NAO ne peut être facilement distinguée d'un processus stationnaire purement aléatoire (Wunsch, 1999; Stephenson *et al.*, 2000).

A part la recherche d'une explication de cette concentration des indices dans la période 1930-1970, nous pouvons donc noter à cette étape le peu d'intérêt de poursuivre l'analyse conjointe des séries énergétiques avec AO/NAO: 1) la nature aléatoire des séries des indices, 2) la faible variance qui pourrait être expliquée et 3) le peu de cohérence temporelle de ces liens.

La seule ombre au tableau et une exception possible à cette interprétation réside dans la tendance observée dans les séries AO/NAO entre les valeurs fortement négatives observées vers 1970 et les valeurs maximales observées vers 1990 (voir figure 1). Dans quelle mesure les ruptures de moyennes observées tant dans les séries énergétiques que dans les débits printaniers vers 1984 peuvent être liées à cette tendance des séries AO/NAO.

Des simulations sur plusieurs siècles avec un forçage climatologique fixe (Osborne *et al.* 1999), n'arrive pas à reproduire des changements interdécennaux comparables aux observations. De l'avis des auteurs «*The recent NAO trend , however lies outside the range of variability exhibited by the 1400-y control integration. This implies that either the model is deficient or that the cause of the trend is not internally generated natural variability of the climate system*». D'autres simulations (Mehta *et al.*, 2000; Rodwell *et al.*, 1999) avec des modèles atmosphérique semblent trouver une couplage avec la température

de l'océan; toutefois Bretherton et Battisti (2000) remettent en cause les conclusions de ces analyses et Greatbatch (2000)² conclut que le couplage est fictif et que par conséquent nous avons affaire à un processus atmosphérique seulement.

Il reste néanmoins que la cause de cette augmentation observée entre 1970 et 1990 n'a pas encore été expliquée. Dans une publication récente, Hoerling *et al.* (2001) s'appuyant sur des expériences avec des MCG (modèle de circulation générale) atmosphériques, argumentent que la tendance hivernale observée dans l'Atlantique nord depuis 1950 est intimement liée au réchauffement graduel observé dans les températures des mers tropicales. N'excluant pas la possibilité que ce réchauffement peut être du à la variabilité naturelle, le changement dans la composition chimique de l'atmosphère causé par les activités anthropiques peut devenir un candidat potentiel pour expliquer ce réchauffement.

Par ailleurs, d'autres hypothèses commencent à refaire surface. Utilisant une analyse spectrale des températures globales depuis 1850, Schlesinger et Ramankutty (1994), avaient identifié une oscillation des températures de surface de l'Atlantique nord et des régions avoisinantes, avec une période de l'ordre de 65-70 ans et ont suggéré qu'elle découle d'une variabilité interne du système océan - atmosphère. Andronova et Schlesinger (2000) utilisant six modèles avec différentes combinaisons de forçage externe ont modélisé les températures globales de surface et ont montré que ces forçages ne peuvent expliquer cette périodicité de 65-70 ans. Delworth et Mann (2000) à partir de reconstructions paléoclimatiques du climat de l'Atlantique Nord remontant jusqu'à 1650 ont identifié des oscillations similaires de 60-110 ans. Par ailleurs avec deux intégrations indépendantes du modèle couplé atmosphère - océan du GFDL et sans forçage externe, Delworth et Mann (2000) ont reproduit ce patron de variabilité et ont montré que le modèle ainsi que les observations des températures de la mer reproduisent ce signal multidécennal; Delworth et Greatbatch (2000) s'appuyant sur des simulations avec plusieurs modèles couplés atmosphère – océan et purement océaniques, signalent une périodicité multidécennale similaire dans les fluctuations de la circulation thermohaline de l'Atlantique nord.

Afin de distinguer cette variabilité de basse fréquence liée à la température de l'océan de la variabilité purement atmosphérique de l'oscillation nord Atlantique NAO/AO, le sigle AMO (Atlantic Multidecadal Oscillation) a été proposé (Kerr, 2000). Venegas et Mysak (2000) ont identifié une variabilité multidécennale dans les concentrations des glaces dans la mer du Groenland et de la pression au niveau de la mer dans des latitudes élevées en synchronisme avec la variabilité de l'AMO des températures de l'océan. Enfield *et al.* (2001) ont identifié un lien entre l'AMO et les précipitations et les écoulements dans la partie continentale des États Unis. Dans la figure 5 nous présentons l'évolution chronologique de cet indice entre 1856 et 1999, défini comme la température moyenne de l'océan Atlantique au nord de l'équateur (gracieusement fourni par Enfield). Nous pouvons constater que la période 1930-1970, soit celle qui

² Voir Greatbatch (2000) pour une analyse détaillée de cette problématique.

a le plus grand nombre d'indices AO fortement négatifs est aussi celle qui correspond à la période où sont concentrées les valeurs positives de l'indice AMO (figure 5).

Le débat reste donc ouvert concernant la cause (ou l'origine), externe (effets anthropiques) ou interne (variabilité naturelle climatique de basse fréquence) de cette augmentation de l'indice AO/NAO entre 1970 et 1990. L'on peut noter, cependant que les valeurs négatives (vers 1970) sont les plus faibles observés depuis le début du siècle et que depuis 1990, malgré des fluctuations interannuelles assez importantes, l'indice AO revient tranquillement vers des valeurs négatives (dans le quartile inférieur des indices observés depuis 1943 et 1899) avec une valeur de -0.69 pour l'hiver 2001.

Dans la mesure où l'on pourrait trouver un lien entre les ruptures dans les moyennes des séries énergétiques (et des débits) et ces changements dans les séries des indices, (ou leur variabilité multidécennale) tout en éliminant l'impact de la forte variabilité interannuelle, l'on pourrait peut-être trouver la réponse à la question fondamentale et d'intérêt pour prévoir l'évolution des apports énergétiques. La rupture observée vers 1984 fait-elle partie d'une variabilité multidécennale naturelle et quelle est-elle, ou est-elle liée à un changement dans la composition chimique de l'atmosphère causé par les activités anthropiques. Par ailleurs, quelles que soient les causes à l'origine de cette variabilité, étant donné que dans les deux cas l'on a affaire à une variabilité de basse fréquence, il serait peut-être irréaliste d'espérer un retour à court terme (3-5 ans) vers des régimes similaires aux années 1960-1980, caractérisés par une forte hydraulicité.

Références

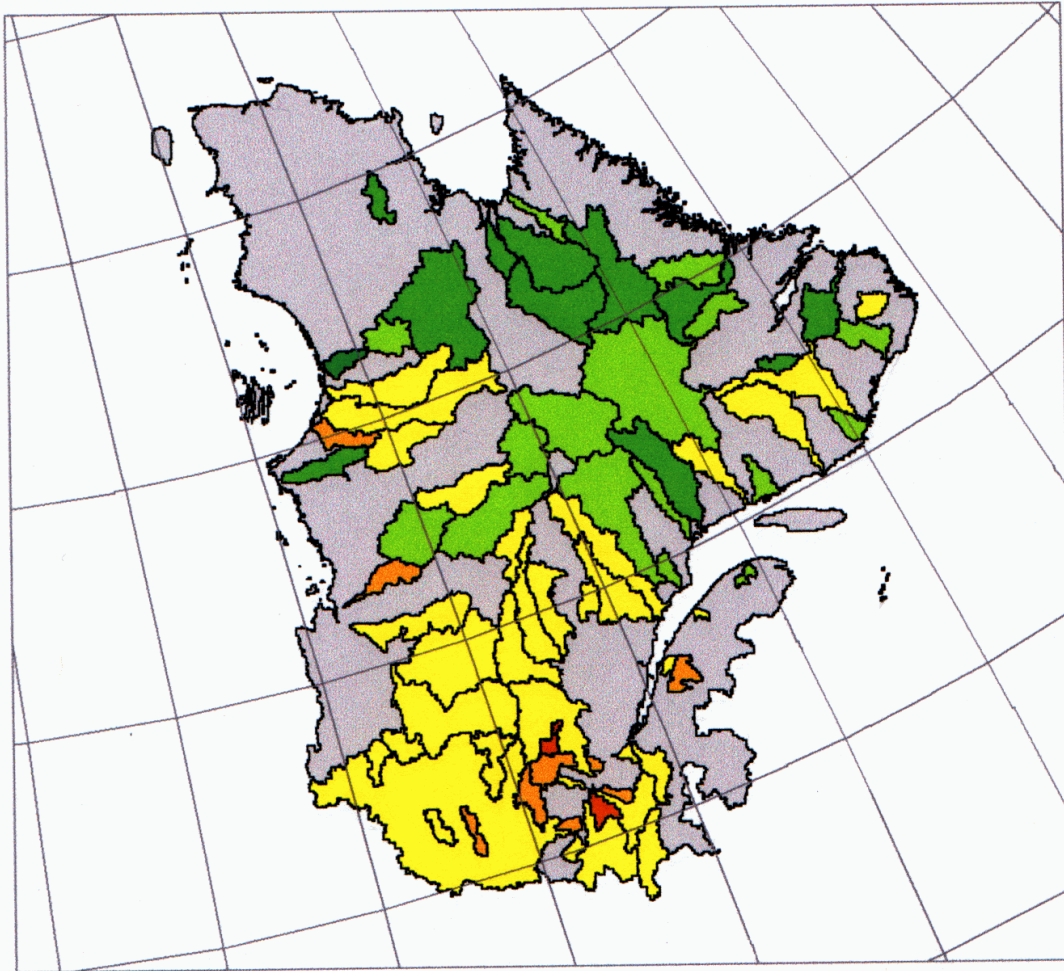
- Andronova, N.G., Schlesinger, M.E. (2000) Causes of global temperature changes during the 19th and 20th centuries. *Geophys. Res. Lett.* **27**(14): 2137-2140.
- Bretherton, C.S., Battisti, D.S. (2000) An interpretation of the results from the atmospheric general circulation models forced by the time history of the observed sea surface temperature distribution. *Geophys. Res. Lett.* **27**(6): 767-770.
- Delworth, T.L., Greatbatch, R.J. (2000) Multidecadal thermohaline circulation variability driven by atmospheric surface flux forcing. *J. Climate* **13**: 1481-1495.
- Delworth, T.L., Mann, M.E. (2000) Observed and simulated multidecadal variability in the Northern Hemisphere. *Climate Dyn.* **16**(9): 661-676.
- Deser, C. (2000) On the teleconnectivity of the "Arctic Oscillation". *Geophys. Res. Lett.* **27**(6): 779-782.
- Enfield, D.B., Mestas-Nuñez, A.M., Trimble, P.J. (2001) The Atlantic multidecadal oscillation and its relation to rainfall and river flows in the continental U.S. *Geophys. Res. Lett.* **28**(10): 2077-2080.
- Fortin, V., Slivitzky, M. (2000) Downward shift in runoff in Northern Quebec-Labrador in the middle eighties and possible links to the Arctic Oscillation.
- Greatbatch, R.J. (2000) The North Atlantic Oscillation. *Environ. Stoch. Res. Risk Assess.* **14**(4/5): 213-242.

- Hoerling, M.P., Hurrell, J.W., Xu, T. (2001) Tropical origins for recent North Atlantic climate changes. *Science* **292**: 90-92.
- Kerr, R.A. (2000) A North Atlantic climate pacemaker for the centuries. *Science* **288**: 1984-1986.
- Mehta, V.M., Suarez, M.J., Manganello, J.V., Delworth, T.L. (2000) Oceanic influences on the North Atlantic Oscillation and associated Northern Hemisphere climate variations: 1959-1993. *Geophys. Res. Lett.* **27**(1): 121-124.
- Osborn, T.J., Briffa, K.R., Tett, S.F.B., Jones, P.D., Trigo, R.M. (1999) Evaluation of the North Atlantic Oscillation as simulated by a coupled climate model. *Climate Dyn.* **15**(9): 685-702.
- Perreault, L., Bernier, J., Bobée, B., Parent, E. (2000a) Bayesian change point analysis in hydrometeorological time series. Part 1. The normal model revisited. *J. Hydrol.* **235**: 221-241.
- Perreault, L., Bernier, J., Bobée, B., Parent, E. (2000b) Bayesian change point analysis in hydrometeorological time series. Part 2. Comparison of change point models and forecasting. *J. Hydrol.* **235**: 242-263.
- Perreault, L., Parent, E., Bernier, J., Bobée, B., Slivitzky, M. (2000c) Retrospective multivariate Bayesian change-point analysis: A simultaneous single change in the mean of several hydrological sequences. *Environ. Stoch. Res. Risk Assess.* **14**(4/5): 243-261.
- Rasmussen, P. F., Fortin, V., Slivitzky, M., Bobée, B. (1999) Impact des oscillations climatiques à basse fréquence sur les apports des rivières québécoises: Étude statistique exploratoire, INRS-Eau, 62pp, 6 figures. Rapport confidentiel produit pour Hydro-Québec.
- Rodwell, M.J., Rowell, D.P., Folland, C.K. (1999) Oceanic forcing of the wintertime North Atlantic Oscillation and European Climate. *Nature* **398**: 320-323.
- Schlesinger, M.E., Ramankutty, N. (1994) An oscillation in the global climate system of period 65-70 years. *Nature* **367**: 623-726.
- Stephenson, D.B., Pavan, V.B., Bojariu, R. (2000) Is the North Atlantic oscillation a random walk? *Int. J. Climatol.* **20** (1): 1-18.
- Venegas, S.A., Mysak, L.A. (2000) Is There a Dominant Timescale of Natural Climate Variability in the Arctic? *J. Climate* **13** (19): 3412-3434.
- Wallace, J.M. (2000) North Atlantic Oscillation/annular mode: Two paradigms - one phenomenon. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.* **126**(164 - April 2000 Part A): 791-806.
- Wunsch, C. (1999) The interpretation of short climate records, with comments on the North Atlantic and Southern Oscillation. *Bull. Amer. Meteor. Soc.* **80**(2): 245-255.

Figure 1

tmp2.gif (1661x2068x256 gif)

Corrélation débits printanniers - indice NAO (Décembre à Mars)



Projection Lambert Conique Azimutale
Médiane centrale 107° ouest
Région de référence 45° nord

Légende

Valeurs de corrélation



[-0.8, -0.6[



[-0.6, -0.4[



[-0.4, -0.2[



[-0.2, 0.2[



[0.2, 0.4[



[0.4, 0.6[

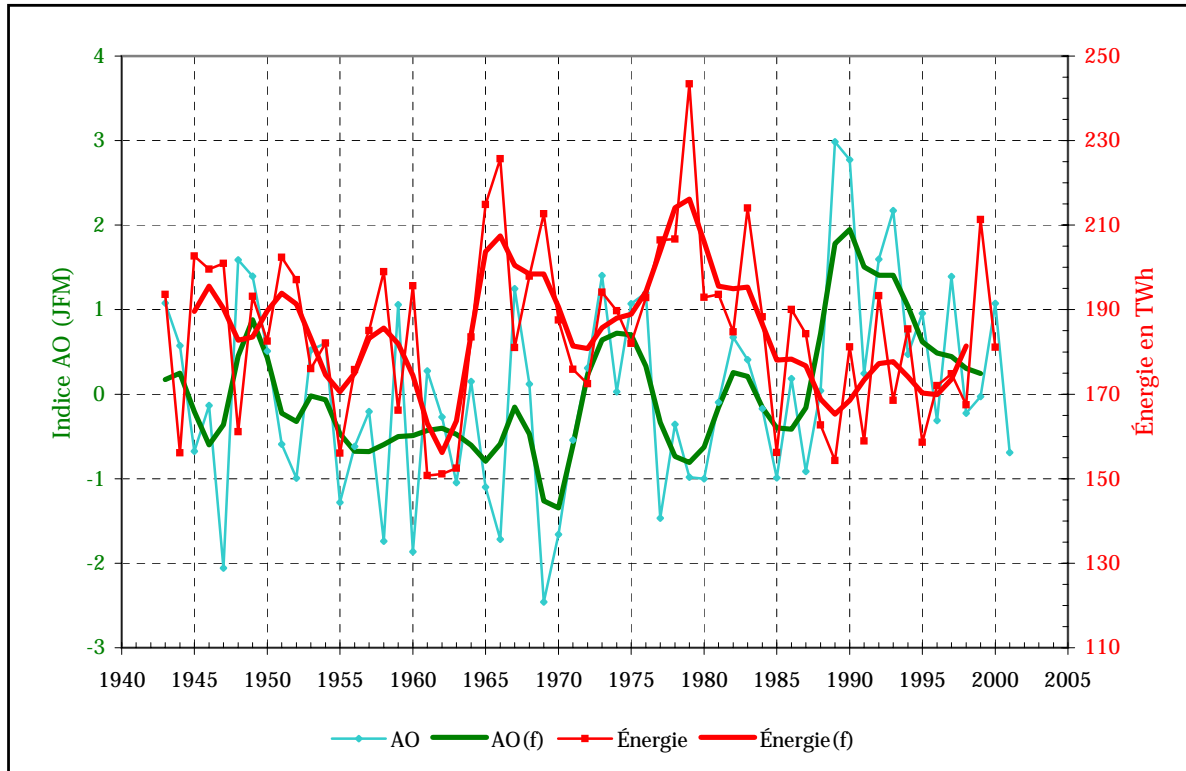


[0.6, 0.8]

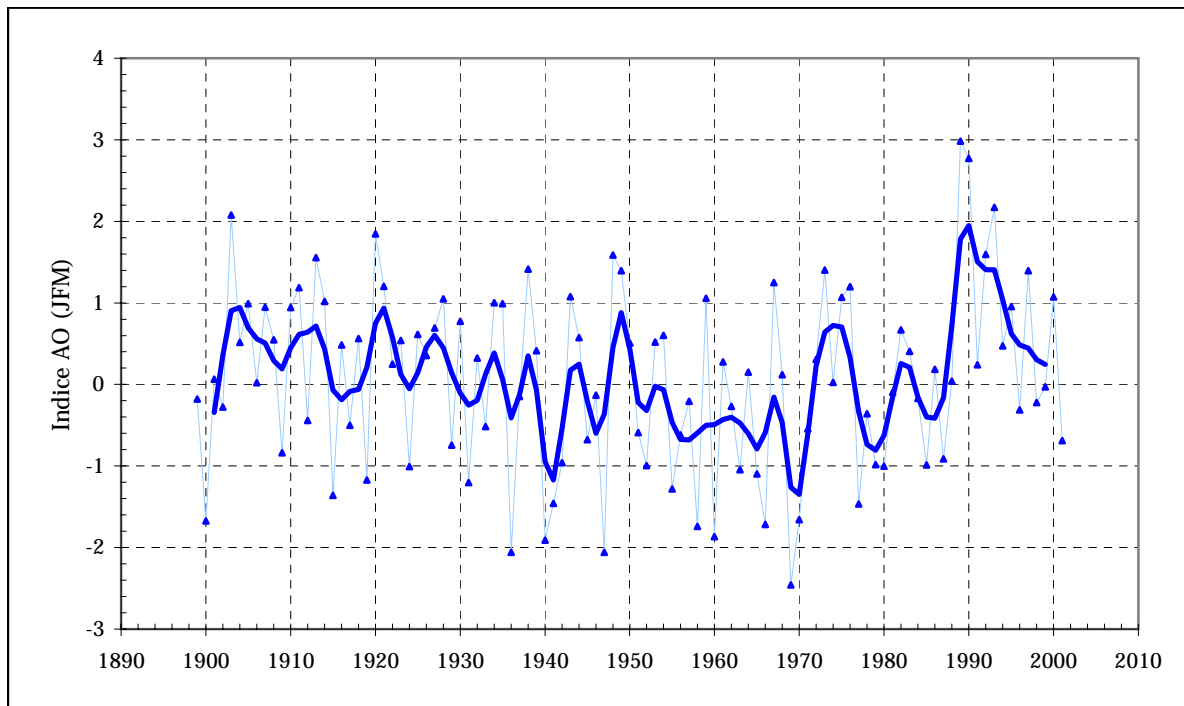
200 0 200 Kilomètres neter

Figure 2

Oscillation arctique et production énergétique (1943-2000)



Oscillation arctique (1899-2001)



filtre (1,4,6,4,1) utilisé pour lisser les variations biennales

Figure 3. Distribution des moyennes de 7 valeurs prises au hasard dans les 58 apports énergétiques annuels

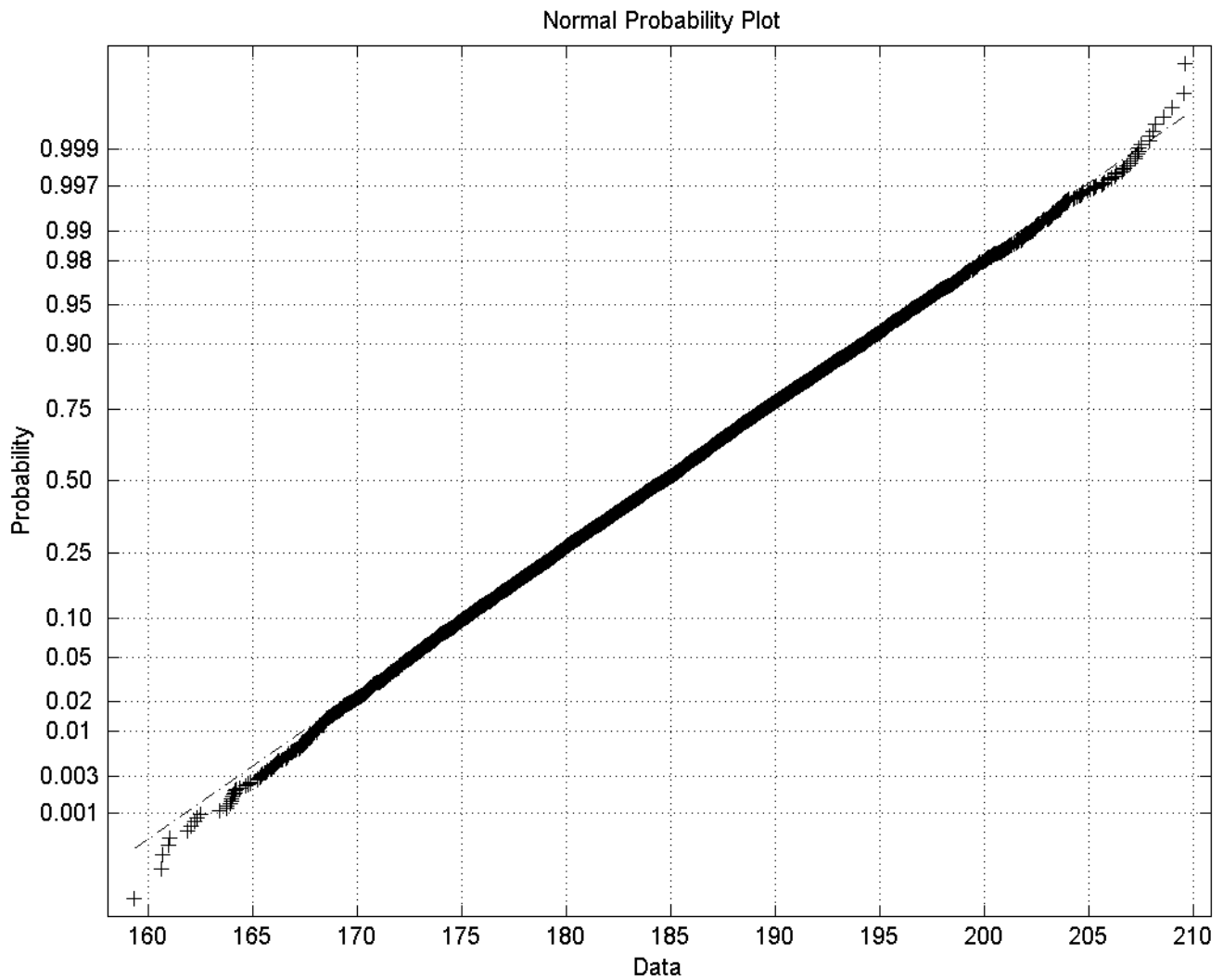


Figure 4

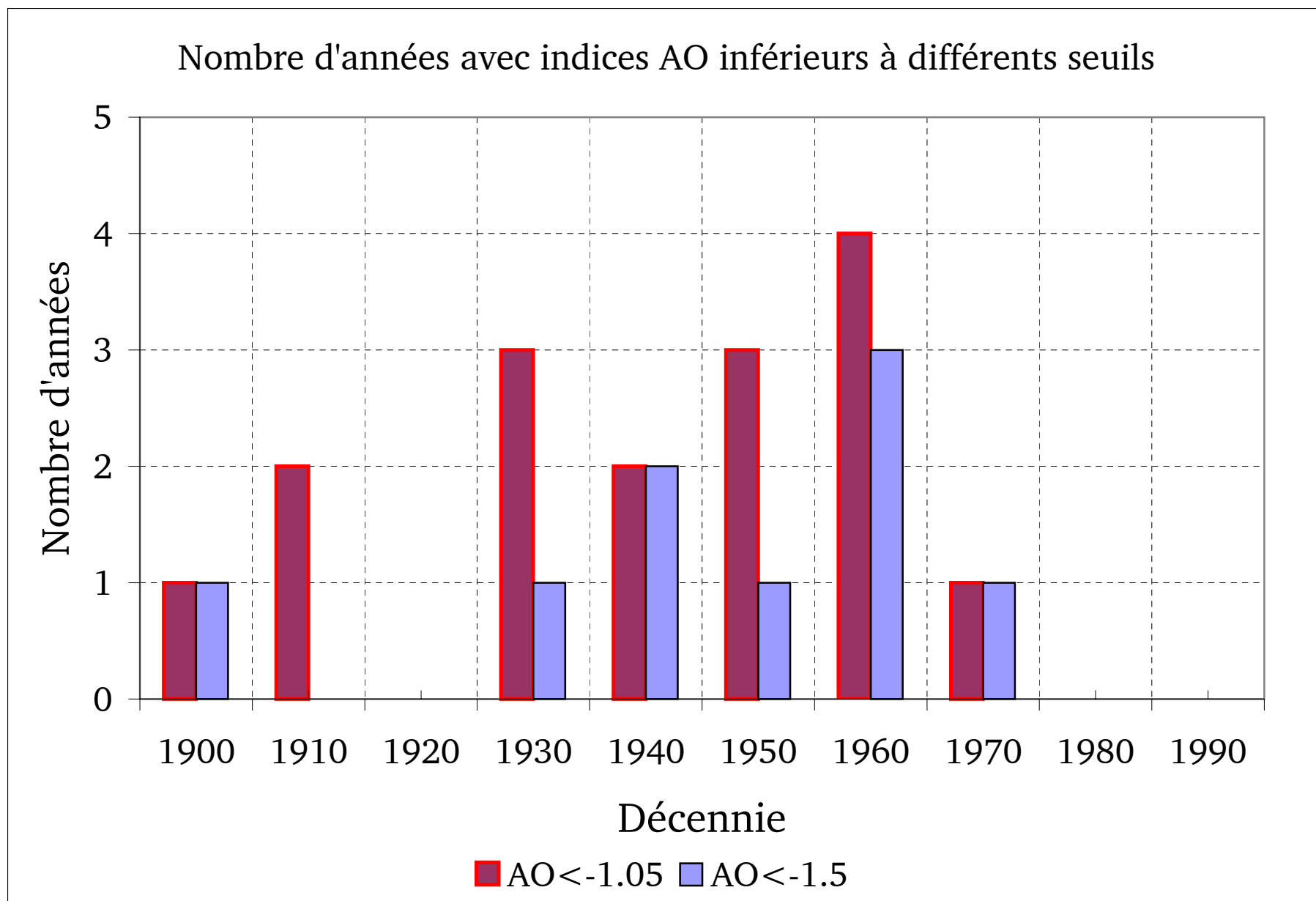
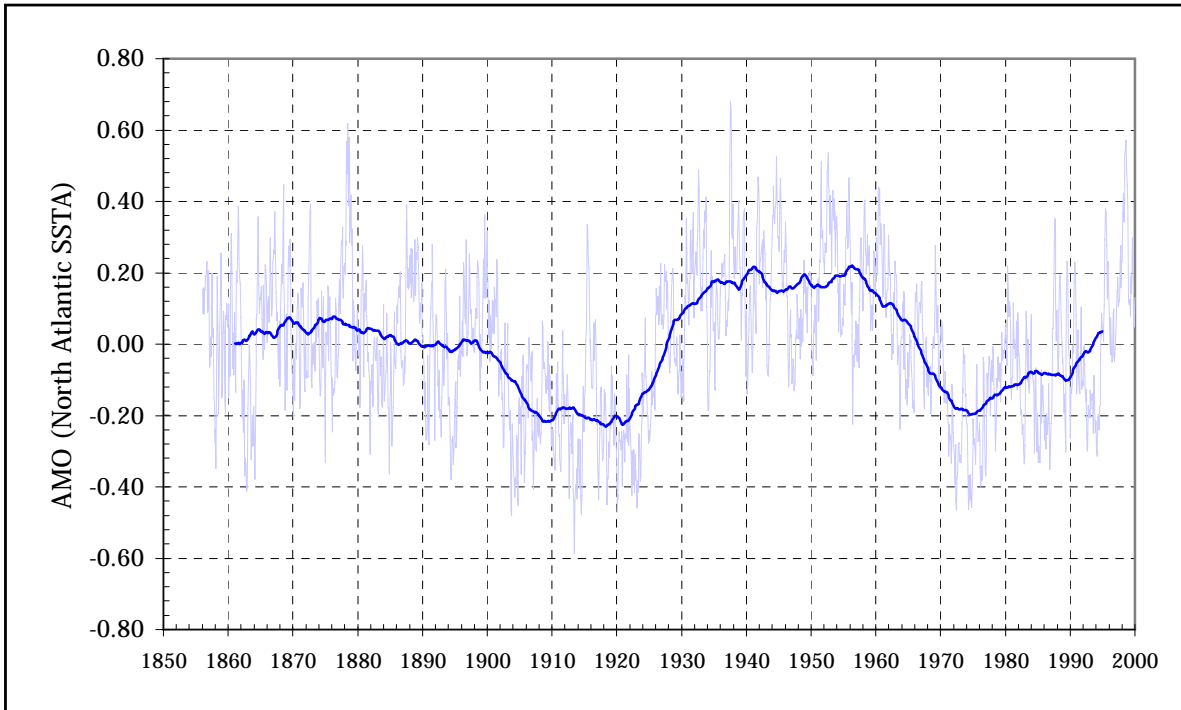
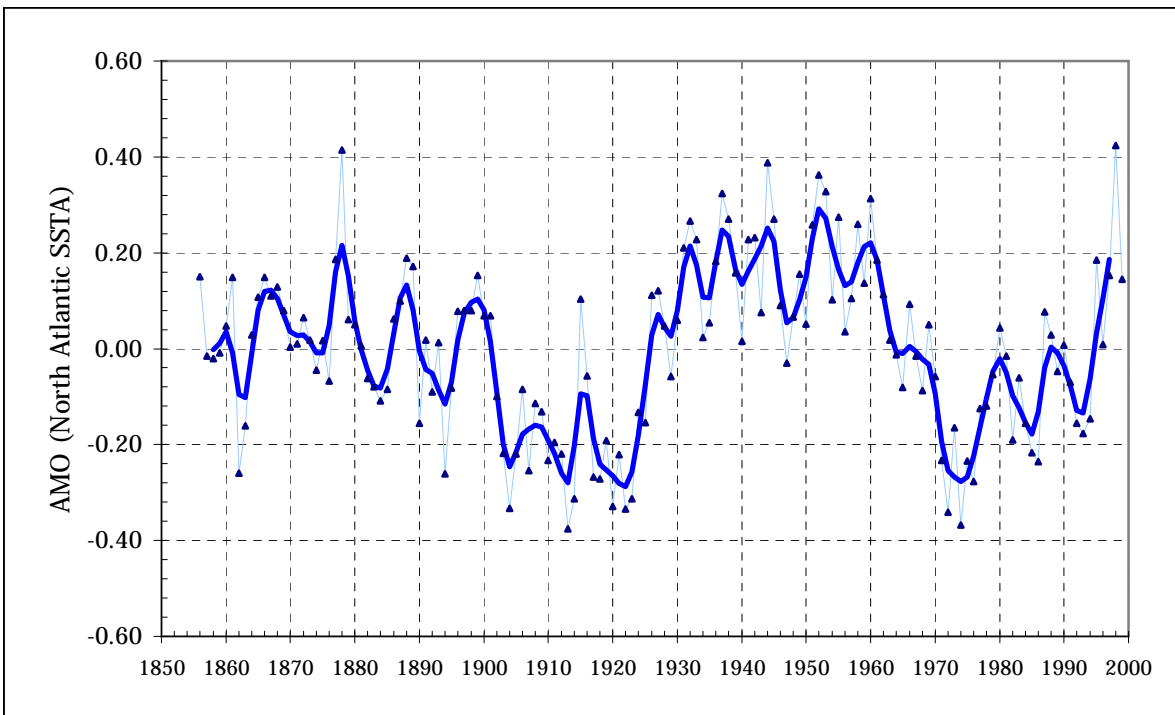


Figure 5

Oscillation atlantique multidécennale
Atlantic multidecadal oscillation (AMO)



valeurs mensuelles lissées avec moyenne mobile sur 121 mois



valeurs annuelles lissées avec filtre (1,4,6,4,1)

source: Enfield, 2001