



**HAL**  
open science

# Analyse et interprétation climatologique de l'évolution des températures moyennes mondiales depuis 1880

Eric Zeltz

► **To cite this version:**

Eric Zeltz. Analyse et interprétation climatologique de l'évolution des températures moyennes mondiales depuis 1880. Physio-Géo - Géographie Physique et Environnement, 2021. <hal-03235753>

**HAL Id: hal-03235753**

**<https://hal.science/hal-03235753v1>**

Submitted on 26 May 2021

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



HAL Authorization



**Physio-Géo**

Géographie physique et environnement

**Volume 16 | 2021**

**Varia 2021**

---

## Analyse et interprétation climatologique de l'évolution des températures moyennes mondiales depuis 1880

*Analysis and climatological interpretation of the evolution of global mean temperatures since 1880*

**Éric Zeltz**



### Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/physio-geo/12176>

ISBN : 978-2-8218-0427-2

ISSN : 1958-573X

### Éditeur

Claude Martin

### Édition imprimée

Pagination : 49-70

### Référence électronique

Éric Zeltz, « Analyse et interprétation climatologique de l'évolution des températures moyennes mondiales depuis 1880 », *Physio-Géo* [En ligne], Volume 16 | 2021, mis en ligne le 31 mars 2021, consulté le 01 avril 2021. URL : <http://journals.openedition.org/physio-geo/12176>



Les contenus de *Physio-Géo - Géographie Physique et Environnement* sont mis à disposition selon les termes de la Licence Creative Commons Attribution - Pas d'Utilisation Commerciale - Pas de Modification 4.0 International.

## ANALYSE ET INTERPRÉTATION CLIMATOLOGIQUE DE L'ÉVOLUTION DES TEMPÉRATURES MOYENNES MONDIALES DEPUIS 1880

Éric ZELTZ <sup>(1)</sup>

(1) : 36 rue Guéril, 97300 CAYENNE. Courriel : ericzeltz@wanadoo.fr

**RÉSUMÉ :** La façon dont la température moyenne mondiale évolue dans le temps a des répercussions multiples et cruciales sur l'environnement biophysique, que cet environnement soit végétal, animal ou humain. Il nous a donc paru intéressant de contribuer à l'étude de cette évolution et de tenter de cerner quelques-uns des phénomènes climatologiques sous-jacents.

Pour cela, notre article commence par étudier sur le plan statistico-probabiliste les données mensuelles de la température moyenne mondiale livrées depuis 1880 jusqu'à 2015 par l'agence américaine NOAA. En particulier, nous mettons en évidence une accélération de l'alternance des augmentations et diminutions de température, cela que la série étudiée soit placée dans une période de réchauffement ou non : les évolutions de température mensuelles, qu'elles soient positives ou négatives, ont une certaine tendance à s'inverser le mois suivant. Nous observons de plus que cette tendance d'inversion s'accroît considérablement lors de la dernière période de l'étude, marquée par un réchauffement, de 1971 à 2015.

Nous proposons une explication pour le phénomène général d'alternance par un mécanisme de type "proies-prédateurs" entre ces températures et la nébulosité basse.

Et pour expliquer l'accentuation de ce phénomène lors de la dernière période, nous indiquons plusieurs pistes possibles, la plupart reposant sur une augmentation des émissions de noyaux de condensation durant cette période, phénomène conduisant à un développement de la nébulosité basse. L'hypothèse de modifications de la circulation atmosphérique provoquées par les changements climatiques et interférant sur cette nébulosité basse est aussi suggérée comme explication possible complémentaire.

**MOTS-CLÉS :** changement climatique, variabilité de la température, nébulosité, séries temporelles, modèle proies-prédateurs.

**ABSTRACT :** Analysis and climatological interpretation of the evolution of global mean temperatures since 1880

The way in which the global average temperature evolves over time has multiple and crucial repercussions on the biophysical environment, whether this environment is plant, animal or human. It therefore seemed interesting to us to contribute to the study of this evolution and to try to identify the underlying climatologic phenomena.

To do this, our article begins by studying, on a statistic-probabilistic level, the monthly data of the global average temperature delivered from 1880 to 2015 by the American agency NOAA. In particular, we highlight an acceleration of the alternation of temperature increases, whether the studied series is placed in a period of warming or not: monthly temperature changes, whether positive or negative, have a certain tendency to reverse the following month. We also observe that this reversal trend is considerably accentuated during the last period of the study, marked by warming, from 1971 to 2015.

We propose an explanation for the general phenomenon of alternation by a "prey-predator" type mechanism between these temperatures and low cloudiness.

And to explain accentuation of this phenomenon during the last period, we indicate several possible avenues, most of them based on an increase in the emissions of condensation nuclei during this period, a phenomenon leading to development of low cloudiness. The hypothesis of changes in atmospheric circulation caused by climate change and interfering with this low cloudiness is also suggested as a possible additional explanation.

---

**KEY-WORDS :** climate change, temperature variability, cloudiness, time series, prey-predator model.

## I - INTRODUCTION

La théorie des séries temporelles (J.D. HAMILTON, 1994) a permis de faire de belles avancées dans des sciences aussi variées que l'économétrie, la théorie de l'information, la démographie, l'astronomie, *etc.* (R.B. ASH, 1965 ; M.C. LORTET-ZUCKERMANN, 1966 ; J. AMEGANDJIN, 1989 ; R. BOURBONNAIS et M. TERRAZA, 2016).

L'application de cette théorie permet en effet d'isoler des tendances et de repérer la stabilité des valeurs comme celle de leur variation quand elles sont présentes au sein des séries étudiées. Sur cette base, il est possible d'obtenir de solides projections futures ou passées, qui se révèlent souvent plus fiables que celles issues de modèles structurels pourtant parfois très sophistiqués.

En économétrie notamment, la déception concernant la fiabilité de certaines prévisions obtenues à partir de modèles structurels keynésiens a poussé certains économistes (G.E.P. BOX *et al.*, 1994) à mettre au point les modèles ARMA (Modèles autorégressifs et moyenne mobile), outils mathématiques qui permettent d'analyser et de déterminer les principales tendances de séries économiques de tout ordre, afin d'obtenir des projections futures qui se révèlent souvent fiables.

La biophysique et la climatologie utilisent parfois ce type de méthodes statistico-probabilistes, et cela dans divers secteurs : en dynamique saisonnière, dans l'analyse des événements climatiques extrêmes, pour prévoir l'évolution d'un massif forestier, pour reconstituer des données pluviométriques ou fluviales lacunaires, en paléoclimatologie, *etc.* (voir par exemple : P. YIOU, 1994 ; B.C. REED, 2006 ; G. MABILLE, 2014 ; A. JÉZÉQUEL, 2018 ; O. MAREGA *et al.*, 2021).

Il nous a paru intéressant d'adopter cette approche à partir d'une base de données d'anomalies de température moyenne mondiale téléchargée sur le site de l'agence américaine National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA). Cela notamment dans l'espoir que la comparaison de séries appartenant les unes à une période de réchauffement et les autres non, révélerait des mécanismes indétectables par les autres techniques habituellement utilisées en climatologie.

## II - REMARQUES PRÉALABLES SUR LA MÉTHODE UTILISÉE

### 1) Problématique

La méthode utilisée dans cet article n'ayant à notre connaissance jamais été utilisée de manière aussi systématique pour tenter d'atteindre des phénomènes climatologiques globaux, il nous paraît utile d'en expliquer d'abord le principe, d'en définir les attendus souhaités et d'en préciser les limites par rapport aux méthodes plus classiquement mises en œuvre en

---

climatologie. Il nous paraît aussi nécessaire d'expliciter brièvement comment sont obtenues les bases de données telles que celle sur laquelle se fonde ce travail.

## **2 ) Description succincte de la méthode**

Nous partons d'une base de 1632 données fournie par la NOAA. Ces données concernent les températures moyennes mondiales mensuelles pour la période 1880-2015.

Dans un premier temps, une analyse statistico-probabiliste, la plus complète et la plus précise possible, de la série temporelle correspondante permettra de détecter les constantes et les variations éventuelles, notamment et surtout suivant que la série soit située dans une période de réchauffement ou non.

Après cette étude essentiellement mathématique, une partie plus climatologique explicitera les mécanismes naturels sous-jacents qui, d'après nous, sont à l'origine de ces constantes et de ces variations statistiques.

## **3 ) Attendus espérés et limites de la méthode**

En plus du fait qu'elle ne nécessite aucune technologie particulière, ce qui nous a avant tout motivé pour choisir cette méthode est l'espoir qu'elle puisse mettre en évidence des phénomènes climatologiques indétectables par les méthodes plus classiques utilisées en climatologie.

Cela étant, nous sommes bien conscient que cette approche est très simplificatrice en regard de l'extrême complexité et variété des phénomènes en jeu dont dépend la température moyenne mondiale.

Autrement-dit, nous ne prétendons pas tirer de cette méthode des résultats définitifs et absolus, mais nous espérons seulement qu'elle ouvrira des pistes que les techniques bien plus abouties utilisées classiquement en climatologie pourront exploiter pour améliorer les modèles qu'elles construisent et utilisent.

## **4 ) Obtention des bases de données du type de celle étudiée**

Il existe principalement quatre instituts qui exploitent les données de température issues des stations météorologiques terrestres et des dispositifs de mesure embarqués sur des navires dans le but d'obtenir la température moyenne mondiale : deux sont américains, la NOAA et un autre organisme dépendant de la NASA, les deux autres sont britanniques et japonais et dépendent de leurs administrations météorologiques respectives.

Le problème essentiel que leurs ingénieurs doivent gérer concerne la prise en compte des zones non couvertes ou très peu couvertes par les stations de mesure terrestres ou océaniques, par exemple dans les régions polaires ou désertiques. Pour cela, les uns procèdent par extrapolation à l'aide d'algorithmes, d'autres les ignorent volontairement, d'autres tentent de les atteindre par des observations satellitaires – pour avoir une description plus fouillée de quelques-unes de ces méthodes, voir par exemple H. CAUSSINUS et O. MESTRE (2004), P.S. LUCIO *et al.* (2006) ou encore N.J.L. LENSSEN *et al.* (2019). Cette dernière référence donne une analyse détaillée de tels calculs pour ce qui concerne le produit "Goddard Institute

for Space Studies Surface Temperature version 4" (GISTEMP v4). Les estimations d'incertitudes qu'elle présente, prennent en compte non seulement celles qui découlent directement des mesures, des changements dans la couverture spatiale et des biais systématiques dus aux changements technologiques, mais incorporent aussi des estimations concernant le traitement des données océaniques, l'homogénéisation des stations et d'autres biais structurels. Pour ce produit GISTEMP v4, les auteurs évaluent, avec une probabilité de 95 %, à 0,05°C la précision sur la moyenne annuelle mondiale des 50 dernières années. L'incertitude augmente si l'on remonte dans le temps, pour arriver à 0,15°C pour 1880.

Il y a ainsi autant de températures moyennes mondiales que de modèles, ce qui enlève beaucoup d'intérêt scientifique aux valeurs absolues des températures issues de ces instituts.

En revanche, et cela pour des raisons mathématiques bien connues (A. HANNART, 2014), quand leurs variations se réfèrent à une moyenne calculée sur une période très longue (au moins trente ans), les incertitudes diminuent considérablement, ce qui explique que ces variations ressortent à des niveaux très voisins dans chacun des modèles issus de ces quatre instituts. C'est pourquoi, d'ailleurs, la plupart des instances internationales impliquées dans la question climatique se rapportent aux variations de la température moyenne mondiale plutôt qu'à son niveau absolu.

Pour les études à partir de données mensuelles, telle que celle que nous avons menée, il est donc à notre avis bien plus judicieux de garder cette référence à une période longue, plutôt que de comparer les données à une référence glissante d'amplitude de six mois ou un an centrée sur elles. Cela est d'autant plus vrai que la mise en œuvre d'une telle procédure rendrait nettement plus délicate, pour ne pas dire impossible, l'étude probabiliste des séries temporelles en jeu.

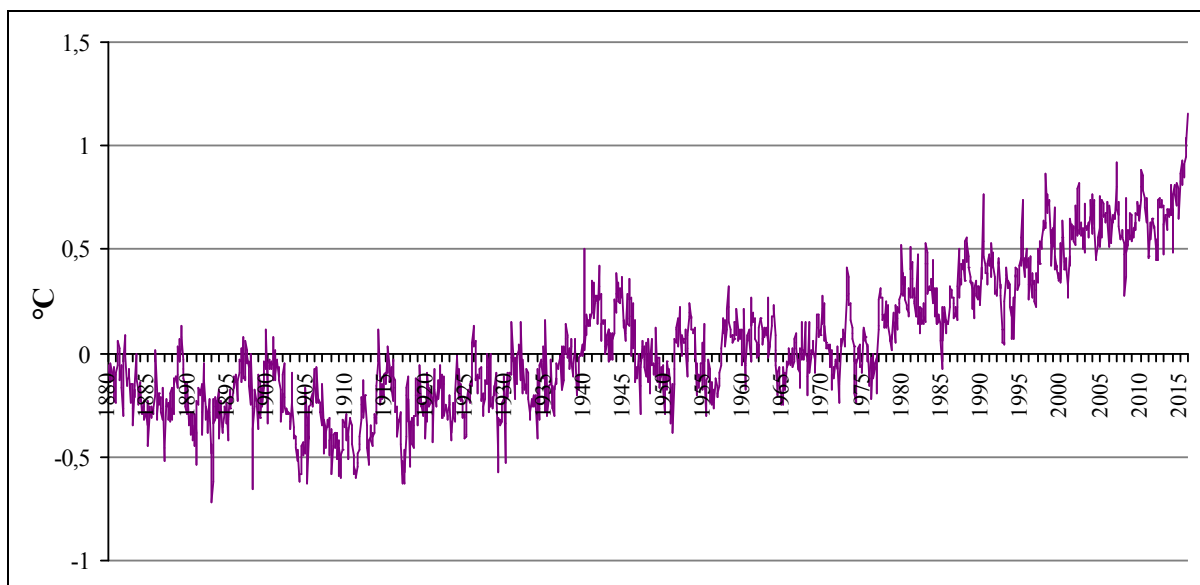
### **III - ÉTUDE DE LA DISTRIBUTION PROBABILISTE DES VARIATIONS DES FLUCTUATIONS DES DONNÉES RECUEILLIES PAR LA NOAA**

#### **1) Premières observations**

La base de données de la NOAA utilisée ici est constituée de la liste chronologique des 1632 "anomalies mensuelles de température" au sol depuis janvier 1880 jusqu'à décembre 2015. Rappelons qu'une "anomalie mensuelle de température" n'est autre que la différence entre la moyenne du mois en cours avec une référence moyenne calculée sur une période beaucoup plus longue. Pour ce qui concerne la base de données que nous étudions, cette référence est la moyenne de janvier de la période 1901-2000.

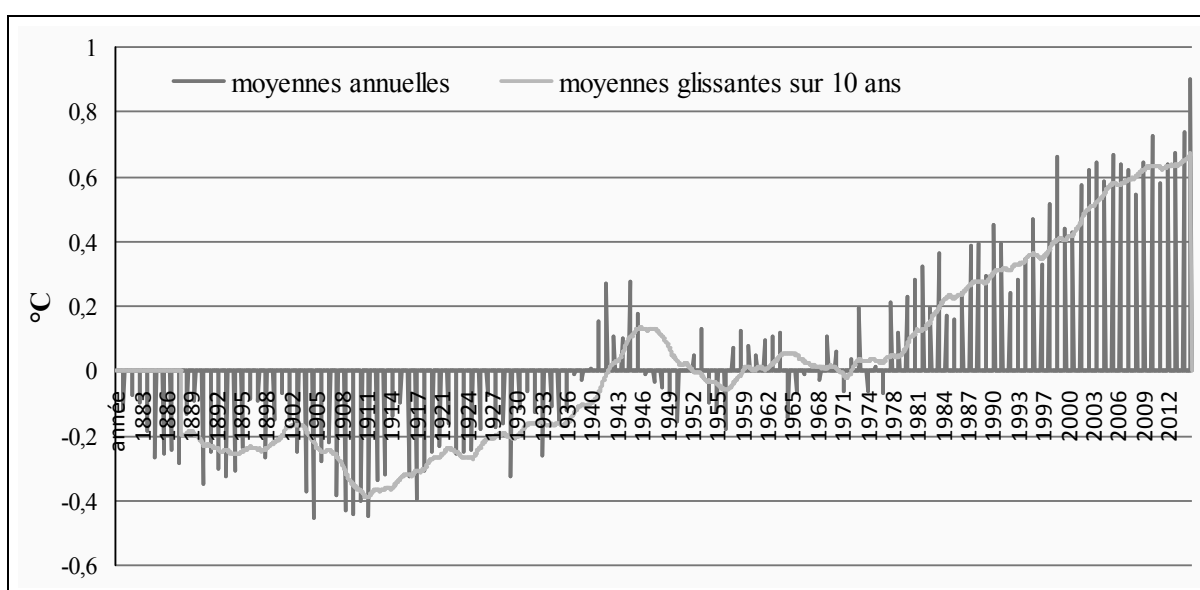
La figure 1 a été obtenue à partir de ces 1632 anomalies mensuelles de température renseignées par la NOAA.

Pour distinguer plus clairement les périodes qui correspondent à un réchauffement ou non, nous présentons sur la figure 2 l'histogramme des moyennes annuelles de ces anomalies mensuelles et la courbe de leurs moyennes glissantes sur des périodes de 10 ans.



**Figure 1 - Anomalies des températures moyennes mensuelles sur la période 1880-2015.**

Source des données : NOAA – [https://www.ncdc.noaa.gov/cag/global/time-series/globe/land\\_ocean/p12/9/1880-2015](https://www.ncdc.noaa.gov/cag/global/time-series/globe/land_ocean/p12/9/1880-2015).



**Figure 2 - Anomalies des températures annuelles sur la période 1880-2015.**

Source des données : NOAA.

Le réchauffement mesuré sur cette période est de l'ordre d'un °C, mais sa progression n'est pas régulière.

L'analyse visuelle de la courbe des moyennes glissantes conduit à distinguer quatre périodes :

- Période 1 – 1880-1910 : la température mondiale a tendance à décroître légèrement.
- Période 2 – 1911-1945 : la tendance est cette fois clairement au réchauffement.

- Période 3 – 1946-1970 : les moyennes fluctuent sans tendance nette ni vers la montée ni vers la descente.
- Période 4 – 1971-2015 : comme au cours de la Période 2, il se dessine une tendance nette et régulière au réchauffement.

Le tableau I présente les progressions décennales de la température pour ces quatre périodes et les compare avec celle sur la période complète des observations (1880-2015). Les vitesses de progression qui y figurent ont été évaluées à partir des droites de tendance "des moindres carrés" associées à chacune des périodes considérées.

**Tableau I - Valeur moyenne par décennie de la progression de la température sur les différentes périodes considérées.**

Période considérée	Progression moyenne par décennie	Comparaison avec la période 1880-2015
Période complète (1880-2015)	+0,085°C	-
Période 1 (1880-1910)	-0,067°C	-170 %
Période 2 (1911-1945)	+0,171°C	+100 %.
Période 3 (1946-1970)	+0,030°C	-65 %.
Période 4 (1971-2015)	+0,155°C	+80 %.

Ce tableau confirme l'impression visuelle donnée par la figure 2 au sujet de la température moyenne mondiale :

- Forte augmentation pour les Périodes 2 et 4, largement au-dessus de l'accroissement moyen calculé sur l'ensemble des données livrées par la NOAA.
- Stabilité ou même diminution pour les Périodes 1 et 3.

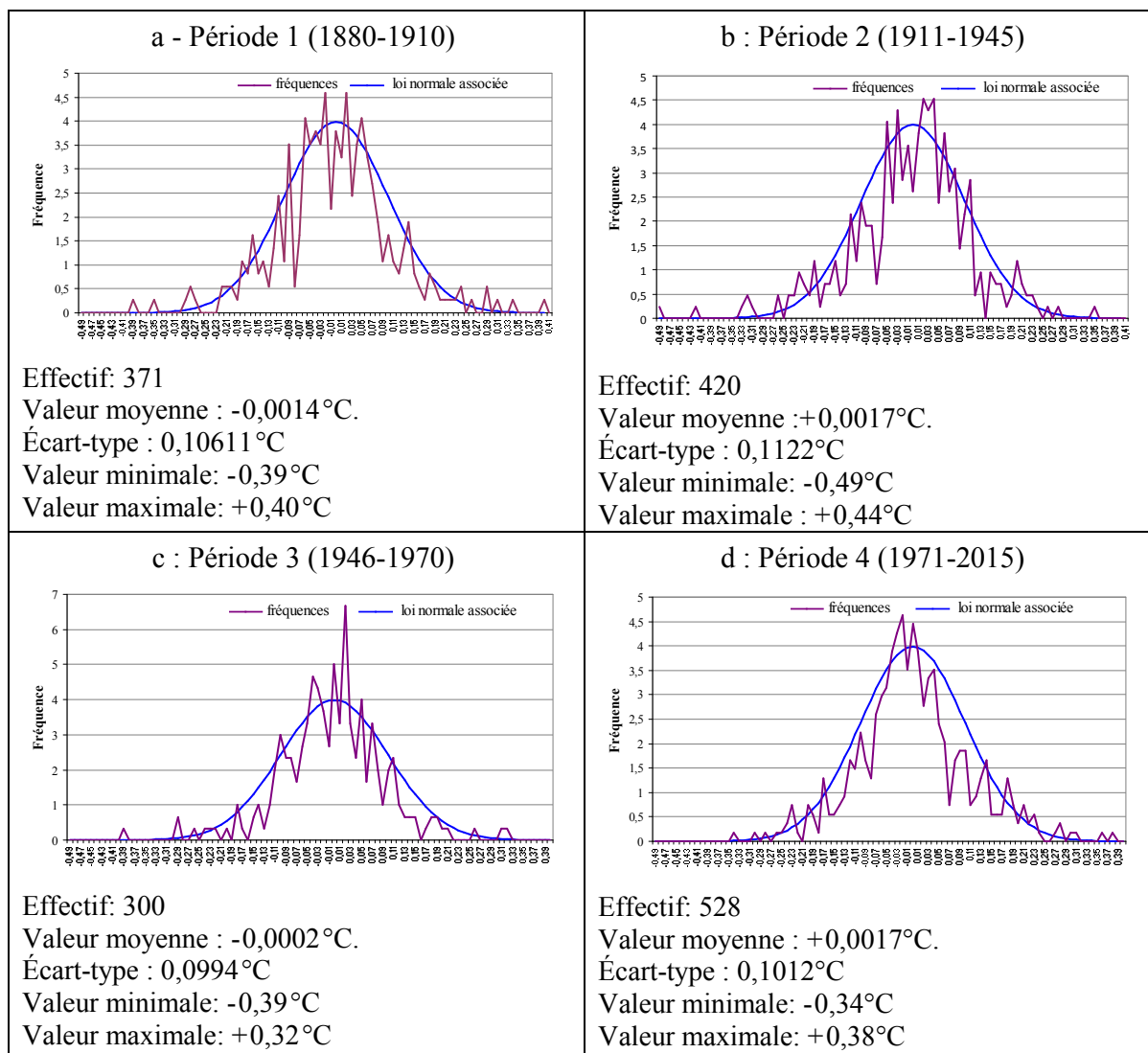
## 2 ) Description statistique des variations de température

Dans la suite, nous appellerons *écart* (pour "écart de température") la différence positive ou négative entre l'anomalie de température d'un mois donné et celle du mois précédent (autrement dit, entre les températures moyennes des deux mois). Nous noterons par  $(X_k)_i$ ,  $i$  variant de 1 à 4, les quatre séries temporelles d'*écarts* attachées respectivement aux Périodes 1, 2, 3 et 4 précisées plus haut.

La figure 3 présente les graphiques des fréquences des *écarts*  $(X_k)_i$  pour chacune des quatre périodes précisées dans le tableau I. Sur chacun d'eux est juxtaposée la courbe de la "loi normale associée", c'est-à-dire celle qui a même moyenne et même écart-type que la série considérée. Et chacun de ces quatre graphiques est accompagné des valeurs des principaux paramètres statistiques de la série d'*écarts* en jeu : l'effectif, la moyenne, l'écart-type, la valeur minimale et la valeur maximale.

Deux faits sont immédiatement à relever :

- D'une part, les moyennes des quatre séries sont toutes proches de zéro, très légèrement négatives pour la première et la troisième, positives pour la deuxième et la quatrième.
- D'autre part, les écarts-types sont tous voisins de 0,1.



**Figure 3 - Fréquences des écarts de température pour les quatre périodes considérées.**

En abscisse, l'écart. En ordonnée, la fréquence.

Le premier point n'a rien de surprenant, chaque moyenne correspondant à la variation globale divisée par le nombre élevé de mois de la période. Ce qui est plus étonnant, c'est la quasi-constance de l'écart-type, que la période se réchauffe ou non : il semble que le réchauffement n'influe pas sur l'écart moyen des variations des *écarts* avec leur moyenne.

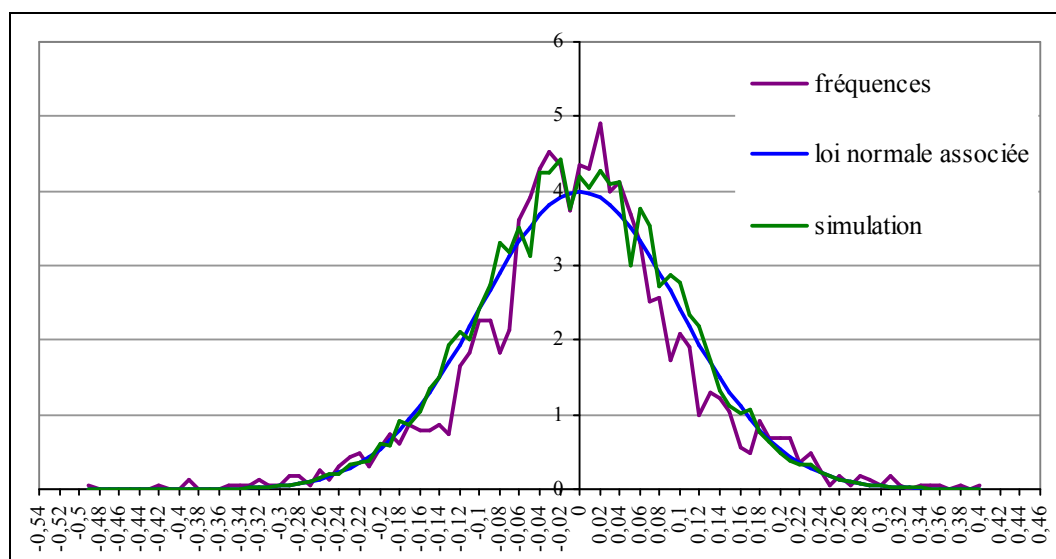
Ces deux constats numériques font que les courbes normales associées sont pratiquement confondues avec celle de la loi normale  $N(\mu = 0 ; \sigma = 1)$ .

Les quatre courbes ont des profils assez voisins de ceux correspondant à la loi normale, tout en présentant les particularités suivantes :

- Les petits *écarts* (entre -0,1 et +0,1) ont des fréquences d'apparition un peu plus importantes que les fréquences théoriques données par la loi normale associée.
- Les *écarts* intermédiaires (entre -0,3 et -0,1 et entre 0,1 et 0,3) sont un peu moins fréquents par rapport à la loi normale associée.

- Enfin, les grands *écarts* semblent être moins marginaux que ne le prévoit la loi normale associée.

Nous retrouvons ces particularités pour la courbe violette de la figure 4 représentant les fréquences des *écarts* cette fois pour toute la période 1880-2015. Pour faire ressortir ces particularités, nous avons rajouté, en vert, la courbe d'une simulation à partir d'un tirage aléatoire gouverné par  $N(\mu = 0 ; \sigma = 0,1)$ .



**Figure 4 - Fréquences des écarts de température pour la période 1880-2015.**

En abscisse, l'*écart*. En ordonnée, la fréquence.

Le tableau II confirme et précise les informations graphiques :

- Dans l'absolu, les fréquences observées ne sont jamais très éloignées des fréquences théoriques de la loi normale associée.
- Toutes les fréquences calculées pour les petits *écarts* sont supérieures de quelques pourcents à celle de la loi normale associée.
- Les fréquences des *écarts* intermédiaires sont toutes inférieures de quelques pourcents à la fréquence théorique donnée par  $N(\mu = 0 ; \sigma = 0,1)$  pour de tels *écarts*.
- Même s'ils restent très marginaux, les grands *écarts* ont des fréquences d'apparition trois ou quatre fois plus importantes que celle prévue par la loi normale associée.

À ce stade de notre étude, en dehors de la moyenne, qui était le critère pour sélectionner les périodes, aucune différence notable d'ordre statistique n'apparaît entre les quatre séries  $(X_k)_i$ . Au contraire, nous avons vu qu'elles sont pourvues de points communs qui n'ont rien d'anodin.

### 3 ) Analyse probabiliste des séries $(X_k)_i$

#### a. Chaînes de MARKOV associées aux séries $(X_k)_i$

Une étude complémentaire nous a permis de vérifier que les quatre séries précédentes ont

**Tableau II - Fréquences par catégorie d'écart et par période.**

	Petits écarts $ X_k  \leq 0,1$	Moyens écarts $0,1 <  X_k  \leq 0,3$	Grands écarts $ X_k  > 0,3$
Période 1 (1880-1910)	71,35 %	27,30 %	1,35 %
Période 2 (1911-1945)	71,90 %	27,14 %	0,95 %
Période 3 (1946-1970)	76,00 %	22,00 %	2,00 %
Période 4 (1971-2015)	75,52 %	23,72 %	0,76 %
Période complète (1880-2015)	73,58 %	25,00%	1,42 %
Fréquence théorique	68,27 %	31,46 %	0,27 %

un autre point commun : elles sont modélisables par ce qui est appelé "bruit blanc" dans la théorie des séries temporelles (J.D. HAMILTON, 1994). En effet :

- Elles n'ont pas de tendance, ni pour l'espérance ni pour l'écart-type.
- Leurs auto-corrélations calculées empiriquement sont quasiment nulles et indépendantes de leurs positions dans le temps.

Nous présentons à la fin de l'article le type de code informatique utilisé pour effectuer ces vérifications (Annexe 1) et un échantillon des résultats (Annexe 2).

Pour avoir un bruit blanc qui soit de type gaussien, la stationnarité au sens faible vérifiée précédemment ne suffit pas, il faut avoir une stationnarité forte. Pour cela, la condition déjà vérifiée empiriquement sur les auto-corrélations y est nécessaire, mais non suffisante. Il faut la remplacer par une condition plus forte sur l'indépendance des variables aléatoires qui forment la série temporelle étudiée.

D'après la section précédente, nous pouvons considérer que la probabilité pour que la température augmente (*écart* positif) d'un mois sur l'autre, est quasiment la même que celle pour qu'elle diminue (*écart* négatif), et cela quelle que soit la période considérée. La probabilité sera donc de 0,5 pour les deux situations possibles, si l'on suppose en outre que les cas où la température reste stable (pour environ 5 % des données) sont partagés de manière équiprobable soit vers la montée, soit vers la descente.

En notant les montées par 1 et les descentes par 0, nous obtenons des chaînes  $(M_k)_i$ , formées de ces 0 et de ces 1, que l'on peut associer aux séries  $(X_k)_i$  d'accroissements étudiées dans la section précédente.

Le schéma probabiliste le mieux adapté pour modéliser ces chaînes  $(M_k)_i$  est une chaîne de MARKOV (J.F. DELMAS, 2020). Du fait de la forte non-linéarité des phénomènes climatiques en jeu, la température évolue rapidement, sans influence apparente de ce qui a pu se passer pour elle quelques jours et à plus forte raison quelques semaines auparavant (J.M. JANCOVICI et H. LE TREUT, 2004). Ainsi, l'unité de temps de notre série étant le mois, l'ordre de la chaîne sera petit.

Nous avons donc testé deux hypothèses sur les séries de 0 et de 1 concernées :

- Hypothèse 1 : modélisation par une chaîne de MARKOV d'ordre 0, où l'issue de chaque mois est indépendante de celle du mois précédent. Autrement dit, modélisation par la loi binomiale  $B(n; p = 0,5)$ , où  $n$  est le nombre de mois successifs considérés dans la période étudiée.

- Hypothèse 2 : modélisation par une chaîne de MARKOV d'ordre 1, où l'issue de chaque mois dépend de l'issue du mois précédent de la manière suivante :

Il existe une constante  $c$  comprise strictement entre -0,5 et +0,5 telle que pour tout  $k$  entier

compris entre 0 et  $n-1$ , si l'issue du mois  $k$  est 1 (montée), la probabilité d'avoir 1 au mois  $k+1$  sera de  $0,5 + c$  et celle d'avoir 0 sera de  $0,5 - c$ . De même, si l'issue du mois  $k$  est 0 (descente), la probabilité d'avoir 0 au mois  $k+1$  sera de  $0,5 + c$  et celle d'avoir 1 sera de  $0,5 - c$ . Dans ce cas, la chaîne de MARKOV a pour matrice de transition :

$$\begin{bmatrix} 0,5 + c & 0,5 - c \\ 0,5 - c & 0,5 + c \end{bmatrix}$$

et nous savons que le processus en jeu converge rapidement vers l'état stable probabiliste  $\begin{bmatrix} 0,5 \\ 0,5 \end{bmatrix}$ , cela quel que soit l'état initial probabiliste  $\begin{bmatrix} x_0 \\ y_0 \end{bmatrix}$  pour l'issue 1 et l'issue 0 (voir, par exemple, D.A. LEVIN *et al.*, 2009).

Dans le cas où l'Hypothèse 2 serait satisfaite par la chaîne de MARKOV  $(M_k)_i$ , les variables aléatoires qui la forment ne seraient pas indépendantes. Il en serait évidemment de même pour celles de la série  $(X_k)_i$  à laquelle elle est attachée. Par conséquent, celle-ci serait un bruit blanc non indépendant, donc *a fortiori* non gaussien.

Dans le cas contraire (Hypothèse 1), nous pourrions considérer que les variables aléatoires constituant la chaîne de MARKOV  $(M_k)_i$  sont indépendantes, mais sans pouvoir affirmer immédiatement qu'il en est de même pour celles de la série  $(X_k)_i$ . Une étude complémentaire serait nécessaire pour conclure sur ce point.

## **b. Répercussions des hypothèses considérées sur la longueur et la fréquence des "chaînes de montées"**

Nous appelons ici "chaîne de montées" toute sous-chaîne formée de 1 successifs à l'intérieur des chaînes  $(M_k)_i$  précédentes, le premier 1 de la sous-chaîne étant précédé d'un 0 et le dernier suivi d'un 0. Sauf s'il y a ambiguïté possible dans le contexte qui obligerait à mieux préciser, nous les appellerons par la suite sous-chaînes.

La Proposition mathématique qui suit va nous permettre de prévoir le comportement théorique des longueurs des sous-chaînes dans chacune des deux hypothèses précédentes :

Pour une chaîne de MARKOV d'ordre 0, de longueur  $n$  et qui est constituée d'épreuves de BERNOULLI de paramètre  $p$ , la probabilité d'avoir au moins une sous-chaîne de succès consécutifs de longueur  $l \leq n$  est donnée par  $P^n(0, l)$ , où  $P(x, y)$  définit les coefficients de la matrice carrée de taille  $n$  vérifiant :

- $P(x, 0) = 1 - p$  et  $P(x, x+1) = p$  pour tout  $x$  appartenant à  $\{0, \dots, l-1\}$  ;
- $P(l, l) = 1$  ;
- Tous les autres termes de la matrice sont nuls.

Pour une démonstration de cette Proposition, voir J.F. DELMAS (2020).

Dans le cadre de l'Hypothèse 1, pour  $n = 100$  au cas  $p = 0,5$ , autrement-dit quand la série est gouvernée par la loi binomiale  $B(n = 100 ; p = 0,5)$ , l'utilisation de cette Proposition conduit au tableau III de probabilité. Dans une telle série, l'espérance mathématique de la longueur moyenne d'une sous-chaîne est égale à 1,94 avec une précision au centième.

Pour l'Hypothèse 2, nous distinguerons deux situations :

$1/c > 0$

Dans ce cas, lorsqu'il y a 1 au tirage d'ordre  $k$ , la probabilité d'avoir 1 au tirage d'ordre  $k + 1$  augmente. Il en résulte que la probabilité d'avoir de longues sous-chaînes augmente et celle d'avoir de courtes sous-chaînes diminue par rapport au cas  $c = 0$  qui correspond à l'Hypothèse 1. L'ampleur de cette double évolution est directement corrélée à la valeur de  $c$ . Nous

**Tableau III - Probabilité d'apparition et fréquence par rapport à l'ensemble de la chaîne pour chaque sous-chaîne d'une certaine longueur.**

Longueur	1	2	3	4	5	6	7 et plus
Probabilité	≈1	≈1	≈1	≈ 0,95	≈ 0,80	≈ 0,55	≈ 0,30
Fréquence	≈ 51 %	≈ 25 %	≈ 12,5 %	≈ 6 %	≈ 3,5 %	≈ 0,9 %	≈ 1,1 %

parlerons dans ce cas de chaîne de MARKOV "allongeante" puisque les présences de 1 consécutifs s'accroîtront mécaniquement par rapport au cas  $c = 0$  de l'Hypothèse 1.

2/  $c < 0$

Dans ce cas, lorsqu'il y a 1 au tirage d'ordre  $k$ , la probabilité d'avoir 1 au tirage d'ordre  $k + 1$  diminue. Il en résulte cette fois que la probabilité d'avoir de longues sous-chaînes diminue et celle d'avoir de courtes sous-chaînes augmente par rapport au cas  $c = 0$ . L'ampleur de cette double évolution est ici aussi directement corrélée à la valeur de  $c$ . Nous parlerons dans ce cas de chaîne de MARKOV "alternante" puisque l'alternance 0-1 ou 1-0 s'accroîtra mécaniquement par rapport au cas  $c = 0$  de l'Hypothèse 1.

### c. Modélisation probabiliste des chaînes $(M_k)_i$

Rappelons tout d'abord que nous avons choisi de traduire les *écarts* nuls soit par un 0 ou par un 1, le choix étant aléatoire et de manière équiprobable. Évidemment, chaque nouveau tirage aléatoire modifie quelque peu les répartitions des chaînes et donc aussi leurs longueurs moyennes. Mais du fait du petit nombre d'*écarts* concernés (environ 5 % de l'ensemble), l'intervalle de ces fluctuations est d'amplitude très faible : de l'ordre de +/- 0,05 pour ce qui concerne les longueurs moyennes des chaînes de cent données.

Pour chaque chaîne de cent résultats successifs de la période 1880-2013, le tableau IV présente la répartition des sous-chaînes suivant leur longueur et la longueur moyenne de ces sous-chaînes. La dernière ligne de ce tableau consigne les résultats théoriques pour une telle chaîne de cent données qui satisferait à l'Hypothèse 1. Nous avons surligné en jaune les résultats supérieurs aux résultats théoriques, et en vert les autres.

Il est clair que ces seize chaînes de cent données n'ont pas le profil qu'on pourrait attendre dans le cadre de l'Hypothèse 1 :

- Les sous-chaînes de longueur 1 sont nettement surreprésentées, à deux exceptions près.
- La répartition est partagée pour celles de longueur 2, mais déjà avec une nette majorité de fréquences inférieures à l'espérance théorique.
- Les sous-chaînes de longueur supérieure à 2 sont très majoritairement sous-représentées par rapport aux résultats théoriques.
- Les seize longueurs moyennes sont inférieures à la moyenne théorique, et le plus souvent de manière très significative.

En utilisant les mêmes conventions de couleurs, le tableau V présente les résultats précédents moyennés sur chacune des quatre périodes.

Pour les quatre périodes et par rapport aux résultats que l'on pourrait attendre dans le cadre de l'Hypothèse 1, nous constatons à nouveau la surreprésentation très nette des petites sous-chaînes et au contraire un déficit de représentation des sous-chaînes de longueur supérieure à 2. En cohérence avec ce qui précède, les longueurs moyennes sont toutes très inférieures à celle donnée par l'espérance mathématique de cette longueur dans le cas  $c = 0$  de l'Hypothèse 1, avec le cas particulier de la Période 4 où ce phénomène est encore nettement

**Tableau IV - Fréquence moyenne d'apparition des chaînes de montées par série de 100 pour chaque longueur, comparaison avec l'Hypothèse 1 ( $c = 0$ ) et longueur moyenne des chaînes.**

Longueur Période	1	2	3	4	5	6	$\geq 7$	Moyenne +/- 0,05
1880-1888	51,5%	30,3%	9,1%	6,1%	3%	0%	0%	1,84
1888-1896	69,7%	24,2%	9,1%	3%	0%	0%	0%	1,50
1896-1905	48,5%	33,3%	12,2%	0%	0%	0%	0%	1,71
1905-1913	66,7%	12,1%	15,2%	6,1%	3%	0%	3%	1,85
1913-1921	69,7%	21,2%	3%	6,1%	0%	0%	0%	1,55
1921-1930	48,5%	36,4%	12,1%	9,1%	3%	0%	0%	1,92
1930-1938	57,6%	30,3%	9,1%	6%	0%	3%	0%	1,82
1938-1946	66,7%	30,3%	3%	6%	0%	0%	0%	1,51
1946-1955	72,7%	18,2%	9,1%	3%	3%	0%	0%	1,75
1955-1963	69,7%	9,1%	18,2%	0%	6%	0%	3%	1,82
1963-1971	66,7%	24,2%	9,1%	3%	0%	3%	0%	1,66
1971-1980	81,9%	12,1%	12,1%	3%	3%	0%	0%	1,54
1980-1988	72,7%	21,2%	3%	0%	0%	0%	0%	1,27
1988-1996	66,7%	21,2%	3%	3%	0%	0%	0%	1,42
1996-2005	81,8%	24,2%	9,1%	3%	0%	0%	0%	1,46
2005-2013	54,5%	27,3%	12,2%	0%	0%	0%	0%	1,60
Hypothèse 1	51%	25%	12,5%	6,2%	3,3%	1,0%	1,0%	1,94

Les résultats supérieurs aux résultats théoriques sont surlignés en jaune et les autres le sont en vert.

**Tableau V - Valeur moyenne par période des fréquences d'apparition des chaînes de montées par série de 100 pour chaque longueur, comparaison avec l'Hypothèse 1 ( $c = 0$ ) et longueur moyenne des chaînes.**

Longueur Période	1	2	3	4	5	6	$\geq 7$	Moyenne +/- 0,03
Période 1 (1880-1910)	56%	29%	10%	3,5%	1,5%	0%	0%	1,70
Période 2 (1911-1945)	59%	25%	9%	5,5%	1,5%	0%	1%	1,70
Période 3 (1946-1970)	65,5%	19%	12%	2,5%	0%	0%	1%	1,68
Période 4 (1971-2015)	71%	19%	5,4%	3%	1,6%	0%	0%	1,47
Hypothèse 1	51%	25%	12,5%	6%	3,5%	0,9%	1,1%	1,94

Les résultats supérieurs aux résultats théoriques sont surlignés en jaune et les autres le sont en vert.

plus accentué. Les chaînes de MARKOV  $(M_k)_i$  en jeu ne peuvent donc pas être d'ordre 0.

Le calcul de coefficients de corrélation entre plusieurs listes formées d'éléments de la chaîne  $(M_k)_i$  de la période complète va nous permettre de conclure définitivement sur l'ordre de ces chaînes de MARKOV. Nous avons fait ce calcul dans trois cas différents :

- Premier cas : le coefficient de corrélation  $R_1$  entre la liste des termes d'ordres pairs et la liste de ceux d'ordres impairs.

- Deuxième cas : le coefficient de corrélation  $R_2$  entre la liste des termes d'ordres de la forme  $3k$  où  $k$  est entier et la liste des termes d'ordres de la forme  $3k+2$ .
- Troisième cas : le coefficient de corrélation  $R_3$  entre la liste des termes d'ordres de la forme  $3k+1$  et la liste des termes d'ordres de la forme  $3k+3$ .

Les valeurs du coefficient  $R$  sont consignées dans le tableau VI.

**Tableau VI - Comparaison des coefficients de corrélation  $R_1$ ,  $R_2$  et  $R_3$ .**

Coefficient	$R_1$	$R_2$	$R_3$
Valeur	-0,25	0,04	0,05

Il y donc bien une corrélation négative non négligeable entre les deux listes du premier cas. En revanche, il n'y a quasiment pas de corrélation entre celles du second cas et pas plus entre celles du troisième cas.

Cela permet de conclure que la chaîne de MARKOV  $(M_k)_i$  est d'ordre 1 et que nous sommes bien dans le cadre de l'Hypothèse 2 avec  $c < 0$ , qui correspond à la situation des chaînes de MARKOV "alternantes" et non pas "allongeantes".

Il en est de même pour les chaînes  $(M_k)_i$  attachées à chacune des quatre périodes considérées précédemment. D'ailleurs, il y a peu de variation par rapport au  $R_1$  de la période complète lorsque l'on restreint le calcul du coefficient de corrélation entre les pairs et les impairs à chacune de ces quatre périodes (Tab. VII).

**Tableau VII - Valeurs du coefficient de corrélation  $R_1$  suivant la période.**

Période totale (1880-2015)	Période 1 (1880-1915)	Période 2 (1916- 1945)	Période 3 (1946- 1970)	Période 4 (1971- 2015)
$R_1 = -0,25$	-0,26	-0,28	-0,20	-0,25

Reste à déterminer les matrices de transition de la forme :

$$\begin{bmatrix} 0,5 + c & 0,5 - c \\ 0,5 - c & 0,5 + c \end{bmatrix}$$

avec  $c < 0$ , qui régissent ces chaînes de MARKOV d'ordre 1.

Comme nous l'avons vu dans le tableau VI, les chaînes  $(M_k)_1$ ,  $(M_k)_2$  et  $(M_k)_3$  ont toutes les trois une longueur moyenne de sous-chaînes de montées par centaine voisine de 1,6 ou 1,7. En revanche, la chaîne  $(M_k)_4$  a une longueur moyenne de sous chaînes par centaine nettement inférieure aux trois précédentes : 1,47. Cela nous conduit à distinguer deux périodes, la Période 1-3, qui va de 1880 à 1970, et la Période 4, qui va de 1971 à 2015.

Sur la Période 1-3, la longueur moyenne des sous-chaînes de montées par centaine est de 1,69 (à +/- 0,02 près, du fait des fluctuations provenant du choix aléatoire montée-descente dans le cas où l'écart est nul). Cette moyenne empirique est bien sûr tributaire des fluctuations statistiques, mais porte tout de même sur onze centaines de données recueillies sur une durée

d'environ 90 ans, ce qui permet de prendre ce résultat empirique comme base solide pour déterminer le paramètre  $c$ . Pour cette valeur de 1,69, nous obtenons  $c \approx -0,08$ , valeur qui, pour la chaîne  $(M_k)_{1-3}$ , conduit à la matrice de transition suivante :

$$\begin{bmatrix} 0,42 & 0,58 \\ 0,58 & 0,42 \end{bmatrix}$$

Sur la Période 4, la longueur moyenne obtenue de 1,47 (cette fois, à +/- 0,03 près) porte sur 5 centaines de données recueillies sur une durée d'environ 40 années, ce qui permet de la considérer comme une base empirique encore assez solide pour déterminer  $c$ . Nous obtenons  $c \approx -0,18$ , valeur qui donne à la chaîne  $(M_k)_4$  la matrice de transition suivante :

$$\begin{bmatrix} 0,32 & 0,68 \\ 0,68 & 0,32 \end{bmatrix}$$

La propension à alterner est donc nettement supérieure sur la Période 4 par rapport à la Période 1-3 puisqu'il y a une augmentation de la valeur absolue de  $c$  de plus de 100 % quand on passe de la Période 1-3 à la Période 4.

#### d. Bilan de l'étude des séries $(X_k)_i$

Nos observations sur les séries d'*écarts*  $(X_k)_i$  peuvent être ainsi récapitulées :

- 1/ Toutes les quatre ont un écart-type proche de 0,1.
- 2/ Leurs représentations graphiques ont même allure. Par rapport à la loi normale qui leur est associée, elles ont : - une présence nettement moins négligeable de gros *écarts* ; - de petits *écarts* plus nombreux ; - des *écarts* intermédiaires moins nombreux.
- 3/ Elles sont toutes les quatre modélisables par des bruits blancs.
- 4/ Ces bruits blancs ne sont pas indépendants et, *a fortiori*, ils sont non gaussiens, puisque les chaînes de MARKOV  $(M_k)_i$  qui leur sont associées, sont d'ordre 1.
- 5/ L'étude de ces dernières a aussi montré, pour toutes les quatre, une forte accélération de l'alternance par rapport à celle qu'elles auraient eue si elles avaient été purement gaussiennes.
- 6/ Seule différence notable constatée entre elles, cette "alternance forcée" des montées et des descentes d'*écarts* s'accélère considérablement dans la dernière période.

## IV - INTERPRÉTATIONS CLIMATOLOGIQUES DES CONSTATS FAITS SUR LES SÉRIES $(X_k)_i$

### 1 ) Rappel sur le modèle proies-prédateurs

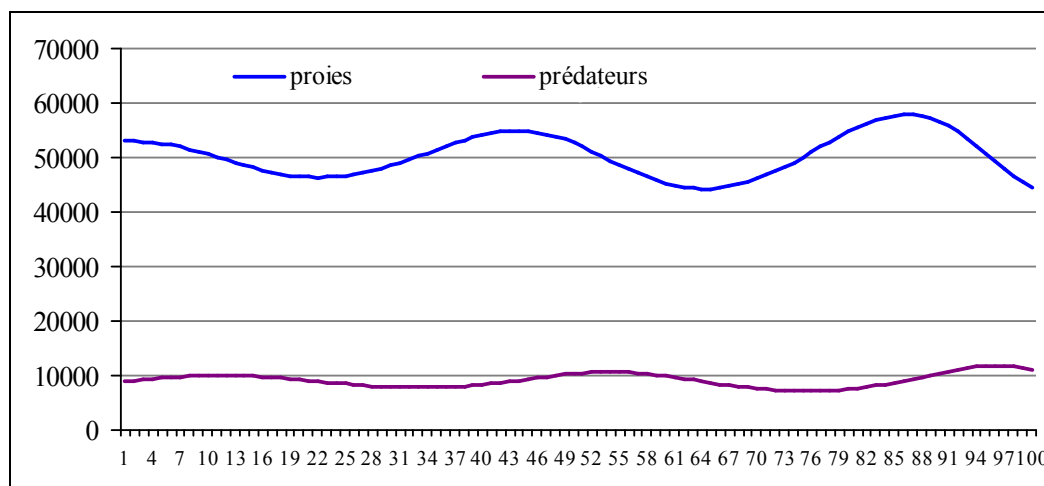
Le but de cette section est avant tout de proposer une explication du phénomène d'alternance forcée présent dans les fluctuations des températures telles que recueillies par la NOAA durant toute la période 1880-2015.

Dans cette perspective, nous allons d'abord rappeler un mécanisme présent dans un phénomène d'alternance bien connu en écologie, celui du modèle "proies-prédateurs".

Quand les proies sont nombreuses dans un milieu naturel, leurs prédateurs prospèrent jusqu'à ce que leur nombre finisse par faire baisser la population des proies au point qu'il n'y en ait plus assez pour les nourrir. La population des prédateurs se met donc à diminuer, ce qui permet alors à celle des proies de prospérer à nouveau. Et cela se répète indéfiniment, avec

des périodes de même longueur pour les montées-descentes des deux populations mais avec un léger décalage entre elles.

Le système différentiel de LOTKA-VOLTERRA (V. VOLTERRA, 1926 ; A.J. LOTKA, 1927 ) permet de simuler ce phénomène. La figure 5 en donne un exemple.



**Figure 5 - Modélisation "proies-prédateurs" avec le système de LOTKA-VOLTERRA.**

En abscisse : le temps. En ordonnée : les populations de proies et de prédateurs.

Nous pensons qu'il y a un phénomène climatologique du même type qui provoquerait cette alternance forcée de la température que nous avons constatée. Mais où cette fois les proies et les prédateurs seraient remplacés par les températures et la nébulosité basse de l'atmosphère terrestre.

## 2 ) Hypothèse explicative du phénomène d'alternance forcée

Les climatologues savent depuis longtemps que la couverture nuageuse basse a une influence importante sur la température moyenne du globe, mais la rétroaction de ces nuages bas sur cette température est encore mal comprise.

Dans la période de réchauffement actuel, la discussion sur cet aspect concerne surtout les nuages bas situés au-dessus des océans tropicaux. D'un côté, le réchauffement de la mer y accroît le brassage vertical de l'air, ce qui assèche les basses couches. De l'autre, le changement climatique a tendance à affaiblir la circulation atmosphérique, ce qui conduit à des couches nuageuses plus épaisses. Ces deux mécanismes se compensent en partie. Et comme ils sont encore très mal quantifiés, cela explique en bonne partie les résultats très différents donnés par les modèles actuels sur la rétroaction positive ou négative des nuages en période de réchauffement (C. NAM *et al.*, 2012). De plus, suivant que les modèles soient à convection paramétrée ou à haute résolution, la prise en compte des phénomènes convectifs sur la nébulosité diffère complètement (J. VIAL *et al.*, 2017). Cela explique notamment la forte dispersion des résultats de température donnés par les modèles de circulation générale mis au point et utilisés par les climatologues (S.C. SHERWOOD *et al.*, 2015).

Dans ce contexte encore bien incertain par ses conclusions, certaines réalités physiques en rapport avec cette nébulosité basse ne peuvent toutefois être remises en cause. Il est indéniable que l'augmentation de la température provoque une évaporation supplémentaire des sols et des océans d'eau qui s'élève sous forme de vapeur. La température de l'atmosphère baissant avec l'altitude et la saturation maximale en vapeur d'eau de l'air diminuant quand la température baisse, cette nouvelle vapeur formée par le réchauffement finit donc par arriver à saturation pendant sa montée. La température diminuant approximativement de 1°C par 180 m d'altitude, la saturation se produit dans les basses couches de l'atmosphère, c'est-à-dire dans la zone où se trouvent les nuages bas (altitude inférieure à 3000 m).

À partir de ces réalités physiques, nous proposons une hypothèse explicative en deux temps :

1/ Quand l'atmosphère du globe se réchauffe, et cela quelle qu'en soit la raison, l'évaporation que cela suscite sur les océans et les terres finit par augmenter la couverture nuageuse basse. Ce développement des nuages bas rafraîchit alors l'atmosphère par le fort effet albédo de ces nuages, ainsi que par les précipitations qu'ils amènent.

2/ Si, au contraire, l'atmosphère du globe se refroidit, il y a moins d'évaporation, donc moins de nuages bas. L'effet albédo global des nuages diminue, ce qui permet à la chaleur solaire de mieux pénétrer jusqu'à la surface du globe.

Si ce double phénomène climatique est réel, les nuages auraient donc un effet rétroactif d'inverseur des variations, ce qui expliquerait l'augmentation de la probabilité d'alternance observée en toute période d'un mois sur l'autre, que celle-ci soit plutôt orientée vers un refroidissement (Période 1), globalement neutre mais avec tout de même des montées et des descentes de température (Période 3) ou ayant une tendance forte au réchauffement (Périodes 2 et 4). Nous retrouvons ici la même dialectique que celle rappelée dans le paragraphe précédent pour expliquer les fluctuations des populations de proies et de prédateurs dans un milieu naturel.

En renfort de cette hypothèse, appelons une communication de J.J. TABOADA (2010). Sur sa diapositive 10 (<https://www.slideshare.net/miguelfm/jj-taboada-c-rays-climate>), qui reprend le travail d'autres auteurs, la courbe bleue correspond à l'évolution de la couverture nuageuse basse pour la période 1983-2005. Cette courbe bleue présente deux types de fluctuations :

1/ De grandes fluctuations pluriannuelles, mises en lien avec celles de la courbe en rouge de l'intensité des radiations cosmiques.

2/ De petites fluctuations mensuelles ou bimensuelles, qui sont tout à fait en accord avec notre explication. Il est d'ailleurs regrettable que nous ne disposions pas d'une telle étude sur une période beaucoup plus longue, car cela aurait permis d'étudier directement la corrélation entre les données de la NOAA et celle de la nébulosité basse.

Si ces observations ne sont pas suffisantes pour conférer une certitude absolue à notre hypothèse, elles n'en constituent pas moins des arguments intéressants. C'est du reste la seule explication qui nous paraisse plausible, car aucun des autres phénomènes climatiques impactant directement la température moyenne mondiale ne nous semble susceptible d'expliquer le phénomène d'alternance forcée : des phénomènes comme la circulation thermohaline, la fonte des glaces, l'absorption du carbone par la végétation, *etc.*, impactent la température du globe, et parfois même fortement (E. HAWKINS *et al.*, 2011 ; C.L. PARKINSON, 2014 ; P. CIAIS *et al.*, 2019). Mais, à notre avis, aucun ne permet d'expliquer cette alternance forcée présente au moins depuis 1880.

### 3 ) Hypothèses explicatives de la singularité de la Période 4

Reste à comprendre pourquoi la période 1971-2015 présente une accélération notable de l'alternance par rapport aux trois périodes précédentes. Rappelons en effet que les longueurs moyennes des chaînes de montées par centaine de données passent de 1,69 pour la Période 1-3 à 1,47 pour la Période 4.

Remarquons d'abord que le réchauffement qui a lieu au cours de la Période 4 ne permet pas à lui seul d'expliquer cette singularité, la Période 2 ayant subi tout autant une forte et longue tendance au réchauffement sans que la fréquence de son alternance ne s'accélère par rapport aux Périodes 1 et 3.

Or nous avons montré dans le paragraphe précédent que c'est la présence de la nébulosité basse qui est sans doute le moteur essentiel du forçage de cette alternance. Nous pensons donc qu'il y a certainement un développement particulier de cette nébulosité basse pendant la Période 4, développement particulier conduisant à cette accélération. Au moins quatre pistes complémentaires nous paraissent envisageables pour expliquer cette accentuation de la nébulosité basse. Le principe de la première est celui d'un changement possible de la dynamique atmosphérique, celui des trois autres d'une augmentation de la présence de noyaux de condensation dans les couches basses. Toutes ces modifications sont d'ailleurs certainement liées plus ou moins directement aux changements climatiques et environnementaux dont l'homme est en grande partie responsable, notamment suite au surcroît important d'émissions de gaz à effet de serre, ou encore à cause de certaines techniques agricoles utilisées de manière intensive depuis le milieu du siècle dernier.

Les quatre propositions d'explications sont les suivantes :

- 1/ Les modifications de la circulation atmosphérique provoquées par le réchauffement actuel (G. WANG et W. CAI, 2014) pourraient conduire à la présence de couches nuageuses basses plus vastes et plus épaisses sur la surface du globe, notamment dans les zones tropicales.
- 2/ La prolifération des algues, favorisée par le réchauffement climatique récent et l'utilisation massive d'engrais dans l'agriculture moderne (J.C. HO *et al*, 2019), augmente la concentration locale dans l'atmosphère de noyaux de condensation (R.J. CHARLSON *et al*, 1987). Cela pourrait en partie expliquer que la nébulosité basse puisse s'être accrue ces dernières décennies.
- 3/ Une part croissante du CO<sub>2</sub> émis est piégée par la végétation, notamment dans l'hémisphère Nord (P. CIAIS *et al*, 2019) où le recul de l'agriculture s'accompagne d'une extension des forêts. Or des aérosols provenant des stomates des feuilles sont émis en cas de fortes chaleurs. Ces aérosols en s'élevant forment des noyaux autour desquels la vapeur condensée peut s'agglomérer, ce qui a pour effet d'accroître la nébulosité (G. CROZAT, 1979 ; L.O. POCHOP et R. BURMAN, 1994 ; N. CHATTOPADHYAY et M. HULME, 1997 ; E. STEUDLE, 2002).
- 4/ L'accroissement de la pollution atmosphérique des dernières décennies provoque la production d'aérosols ayant aussi des conséquences sur l'accroissement de la nébulosité (F. PAROL *et al*, 2000).

## V - CONCLUSION

L'étude statistico-probabiliste des températures moyennes mondiales mensuelles recueillies depuis 1880 par la NOAA a tout d'abord permis d'établir que la distribution de leurs *écarts* a pour écart-type  $\sigma = 0,1$ , cela que la période considérée subisse un réchauffement ou pas. De

manière plus générale, elle a mis en évidence une certaine uniformité des modélisations probabilistes qui gouvernent ces *écarts*. Dans tous les cas, les séries de ces *écarts* sont modélisables par des bruits blancs non gaussiens, avec non indépendance des variables concernées. L'étude de chaînes de MARKOV associées à ces séries d'*écarts* a en effet montré qu'elles étaient d'ordre 1, avec un effet sensible d'accélération des variations par rapport à un comportement purement gaussien.

Ces informations sont déjà importantes pour deux raisons :

1/ L'écart-type constant de 0,1 observé sur les *écarts* mensuels quelle que soit la période étudiée, permet de penser que cela perdurera dans la suite. Cela fournit un critère simple et efficace pour vérifier la pertinence des modèles climatiques proposés actuellement ou dans l'avenir : si leurs prévisions n'aboutissent pas à un maintien de cet écart-type, le réalisme de ces prévisions peut à notre avis être sérieusement remis en cause.

2/ Elles donnent une base précise (bruit blanc non gaussien pour les *écarts* et chaînes de MARKOV d'ordre 1 pour les chaînes de montées) permettant d'obtenir des projections probabilistes bayésiennes à partir desquelles pourra se construire un scénario réaliste du climat futur.

Mais cette approche probabiliste a ensuite permis de détecter un phénomène climatique particulier, sans doute très difficilement discernable par les autres techniques habituellement mises en œuvre en climatologie : quelle que soit la période considérée dans l'étude faite par la NOAA, une interaction de type "proies-prédateurs" se met en place entre, d'une part, la couverture nuageuse basse et, d'autre part, la température moyenne du globe. Cette interaction a pour conséquence d'accélérer la fréquence des variations des changements de signe des *écarts* et a donc un effet amortisseur sur la température. Il n'y a, à notre avis, pas d'autres moyens pour expliquer le comportement probabiliste observé. Bien sûr, beaucoup d'autres facteurs ne dépendant aucunement de la nébulosité peuvent expliquer l'alternance elle-même des températures moyennes mondiales. Par exemple, les effets de la circulation atmosphérique générale : ce n'est clairement pas la nébulosité qui provoque les *cold waves* américaines ou les *friagems* brésiliens, ni les vagues de froid en Europe, liées au déploiement de l'anticyclone sibérien, ou les coups de chaud provoqués par les siroccos ou l'harmattan. Il est indéniable que ces événements récurrents, même s'ils sont de nature régionale, ont un très fort impact sur l'irrégularité des moyennes mensuelles globales. Mais ils n'expliquent aucunement le fait constaté par notre étude mathématique préliminaire, à savoir que l'alternance des *écarts* est accélérée par une tendance à l'inversion d'un mois sur l'autre : si un tel mois la température augmente, le mois suivant il y a plus de chance qu'elle diminue, et *vice versa*.

Nous avons en outre constaté que ce phénomène s'accroît considérablement depuis 1971, ce que nous expliquons par une augmentation de la nébulosité basse pendant cette période. Nous proposons quatre explications possibles pour ce dernier phénomène, toutes en rapport étroit avec les changements climatiques actuels. La première est liée aux changements de la dynamique de la circulation atmosphérique, les trois autres reposent sur la possibilité d'émissions supplémentaires de noyaux de condensation.

La pleine démonstration de ces explications, la pondération qu'il faut mettre à chacune d'entre elles dans la responsabilité de cette accélération et la recherche d'autres facteurs possibles constituent des questions climatologiques ouvertes, auxquelles nous envisageons de nous intéresser dans l'avenir.

Pour l'heure, nous constatons que la méthode utilisée dans cet article a pleinement répondu à ce que nous attendions d'elle, à savoir mettre en lumière certains phénomènes climato-

logiques que les techniques plus classiques n'auraient sans doute jamais détectés, ou du moins plus difficilement. Bien sûr, nous ne prétendons pas que cette méthode soit suffisante par elle-même pour emporter des résultats généraux dans un domaine d'une telle complexité. Mais nous pensons qu'elle indique des pistes très sérieuses qui mériteraient d'être prises en compte et testées dans les modèles généraux actuellement utilisés en climatologie. Ce travail permettrait sans doute d'affiner ces derniers et ainsi d'enlever une part non négligeable des incertitudes qu'ils génèrent encore.

## ANNEXES : Démarche de vérification de la stationnarité des séries $(X_k)_i$

```

• 1 import xlrd
• 2 from xlwt import Workbook, Formula
• 3 import statistics
• 4 from statistics import mean
• 5 document = xlrd.open_workbook("accroissements.xlsx")
• 6 feuilleLecture = document.sheet_by_index(0)
• 7 L = []
• 8 for i in range(1,1099):
• 9     L=L+[feuilleLecture.cell_value(rowx=i, colx=0)]
• 10 classeur=Workbook()
• 11 feuilleEcriture=classeur.add_sheet("Feuille 1", cell_overwrite_ok=True)
• 12 feuilleEcriture.write(0,0,"t")
• 13 feuilleEcriture.write(0,1,"Moy[X(t):X(1099)]")
• 14 feuilleEcriture.write(0,3,"h")
• 15 feuilleEcriture.write(0,4,"Moy[X(t).X(t+h)]")
• 16 for t in range(1,valeur):
• 17     feuilleEcriture.write(t,0,t)
• 18     feuilleEcriture.write(t,1,mean(L[t-1:1099]))
• 19 for h in range(1,valeur):
• 20     LH = [L[i]*L[i+h] for i in range(0,valeur-1)]
• 21     feuilleEcriture.write(h,3,h)
• 22     feuilleEcriture.write(h,4,mean(LH))
• 23 classeur.save("moyennes.xlsx")

```

**Annexe 1 - Type de code en langage Python utilisé.**

t	Moyenne[X(t):X(1099)]	h	Moyenne[X(t).X(t+h)]
1	0,000630019		1-0,003722497
2	0,000679852		2-0,001523115
3	0,000649351		3 0,00042707
4	0,000625		4-0,000373177
5	0,000650155		5 1,3103E-005
6	0,000675341		6 0,000251422
7	0,000675759		7-0,000244623
8	0,000638958		8 -1,4586E-005
9	0,000664184		9 -4,9444E-005
10	0,00073913		10-0,000266007
11	0,000745805		11-0,000331644
12	0,000659204		12 0,000781829
13	0,000653391		13 -5,3028E-005
14	0,000635118		14-0,000183189
15	0,000566978		15 -0,00023424
16	0,000561097		16-0,000229172

**Annexe 2 - Échantillon de résultats pour la série temporelle  $(X_k)_i$ .**

**Remerciements :** L'auteur exprime sa reconnaissance aux trois réviseurs anonymes de son texte, ainsi qu'à Jean-Noël SALOMON et Bertrand LEMARTINEL, pour leurs remarques constructives. Il remercie également le directeur de publication, Claude MARTIN, pour sa contribution à la finalisation de l'article.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AMEGANDJIN J. (1989) - *Démographie mathématique*. Édit. Economica, Paris, 265 p.
- ASH R.B. (1965) - *Information theory*. Édit. Wiley InterScience, New-York (USA), XI + 345 p.
- BOURBONNAIS R. et TERRAZA M. (2016) - *Analyse des séries temporelles : applications à l'économie et à la gestion*. Édit. Dunod, Paris, 4<sup>ème</sup> édition, collection "Éco Sup", 368 p.
- BOX G.E.P., JENKINS G.M., REINSEL G. (1994) - *Time series analysis: forecasting and control*. Édit. Prentice Hall, Englewood Cliffs (USA), 3<sup>ème</sup> édition, XVI + 614 p.
- CAUSSINUS H. et MESTRE O. (2004) - Detection and correction of artificial shifts in climate series. *Journal of the Royal Statistical Society, Series C (Applied Statistics)*, vol. 53, n° 3, p. 405-425.
- CHARLSON R.J., LOVELOCK J. et ANDREA M.O. et WARREN S.G. (1987) - Oceanic phytoplankton, atmospheric sulphur, cloud albedo and climate. *Nature*, vol. 326, p. 655-661.
- CHATTOPADHYAY N. et HULME M. (1997) - Evaporation and potential evapotranspiration in India under conditions of recent and future climate change. *Agricultural and Forest Meteorology*, vol. 87, n° 1, p. 55-73.
- CIAIS P., TAN J., WANG X., ROEDENBECK C., CHEVALLIER F., PIAO S.L., MORIARTY R., BROQUET G., LE QUERE C., CANADELL J.G., PENG S., POULTER B., LIU Z. et TANS P. (2019) - Five decades of northern land carbon uptake revealed by the interhemispheric CO<sub>2</sub> gradient. *Nature*, vol. 568, p. 221-225.
- CROZAT G. (1979) - Sur l'émission d'un aérosol riche en potassium par la forêt tropicale, *Tellus*, vol. 31, n° 1, p. 52-57.
- DELMAS J.F. (2020) - *Introduction to random processes*. Édit. Centre d'Enseignement et de Recherche en Mathématiques et Calcul Scientifique (CERMICS), Marne-la-Vallée, III + 166 p., en ligne : <https://cermics.enpc.fr/~delmas/Enseig/proba2-notes.pdf>.
- HAMILTON J.D. (1994) - *Time Series Analysis*. Édit. Princeton University Press, Princeton (USA), XIV + 799 p.
- HANNART A. (2014) - Une température globale a-t-elle un sens ? Peut-on la calculer ? *Le climat en question*, en ligne : <https://www.climat-en-questions.fr/reponse/evolution-actuelle/temperature-globale-par-alexis-hannart>.
- HAWKINS E., SMITH R.S., ALLISON L.C., GREGORY J.M., WOOLINGS T.J., POHLMANN H. et DE CUEVAS B. (2011) - Bistability of the Atlantic overturning circulation in a global climate model and links to ocean freshwater transport. *Geophysical Research Letters*, vol. 38, n° 10, lettre L10605, 6 p., en ligne : <https://agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1029/2011GL047208>.

- 
- HO J.C., MICHALAK A.M. et PAHLEVAN N. (2019) - Widespread Global increase in intense lake phytoplankton blooms since the 1980s. *Nature*, vol. 574, p. 667-670.
- JANCOVICI J.M. et LE TREUT H. (2004) - *L'effet de serre. Allons-nous changer le climat ?* Édit. Flammarion, collection "Champs", Paris, 217 p.
- JÉZÉQUEL A. (2018) - *Approches statistique et épistémologiques de l'attribution d'événements extrêmes*. Thèse de l'Université Paris-Saclay, IX + 297 p.
- LENSSEN N.J.L., HANSEN J.E., MENNE M.J., PERSIN A., RUEDY R. et ZYSS D. (2019) - Improvements in the GISTEMP Uncertainly Model. *JGR Atmospheres*, vol. 124, n° 12, p. 6307-6326.
- LEVIN D.A. et Y. PERES, avec la collaboration de E.L. WILMER (2009) - *Markov chains and mixing times*. Édit. American Mathematical Society, 2<sup>ème</sup> édition, Rhode Island (USA), XVIII + 371 p.
- LORTET-ZUCKERMANN M.C. (1966) - Tests de l'hypothèse d'une chaîne de Markov. Application à la succession des diverses sortes d'explosions de SS Cyg. *Annales d'Astrophysique*, vol. 29, p. 205-222.
- LOTKA A.J. (1927) - Fluctuations in the abundance of a species considered mathematically. *Nature*, vol. 119, p. 12-13.
- LUCIO P.S., CONDE F. et RAMOS A.M. (2006) - A Bayesian approach for recovering and homogenising meteorological time series. *Proceedings of 8 ICSHMO* (Foz do Iguaçu, Brésil, 2006), p. 29-36.
- PARKINSON C.L. (2014) - Global sea ice coverage from satellite data: annual cycle and 35-Yr trends. *Journal of Climate*, vol. 27, p. 9377-9382.
- MABILLE G. (2014) - *Analyse de la variabilité naturelle du climat : application à l'aide des ondelettes*. Thèse de doctorat, Université de Liège (Belgique), 163 p.
- MAREGA O., SAN EMETERIO J.L., FALL A. et ANDRIEU J. (2021) - Cartographie par télédétection des variations spatio-temporelles de la couverture végétale spontanée face à la variabilité pluviométrique au Sahel : approche multiscalaire. *Physio-Géo*, vol. 16, p. 1-28.
- NAM C., BONY S., DUFRESNE J.L. et CHEPFER H. (2012) - The 'too few, to bright' tropical low-cloud problem in CMIP5 models. *Geophysical Research Letters*, vol. 39, n° 21, lettre L21821, 7 p., en ligne : <https://agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/epdf/10.1029/2012GL053421>.
- PAROL F., DESCLOITRE J. et FOUQUART Y. (2000) - Cloud optical and albedo retrievals from bidirectional measurements of POLDER instruments during ACE-2. *Tellus*, série B; vol. 52, n° 2, p. 888-908.
- POCHOP L.O. et BURMAN R. (1994) - *Evaporation, evapotranspiration and climatic data*. Édit. Elsevier, Amsterdam (Pays-Bas) et New-York (USA), XIII + 278 p.
- REED B.C. (2006) - Trend analysis of time series phenology of North America derived from satellite data. *GIScience & Remote Sensing of Environment*, vol. 43, n° 1, p. 24-38.
- SHERWOOD S.C., BONY S. et DUFRESNE J.L. (2015) - Spread in model climate sensitivity traced to atmospheric convective mixing. *Nature*, vol. 505, p. 37-42.
- STEUDLE E. (2002) - Transport of water in plants. *Environment Control in Biology*, vol. 40, n° 1, p. 29-37.

- 
- TABOADA J.J. (2010) - *Cosmic rays: influences on climate and meteorology*. Édité. SlideShare, 17 diapositives, en ligne : <https://www.slideshare.net/miguelfm/jj-taboada-c-rays-climate>.
- VIAL J., BONY S., STEVENS B. et VOGEL R. (2017) - Mechanisms and model diversity of trade-wind shallow cumulus cloud feedbacks: a review. *In : Shallow clouds, water vapor, circulation, and climate sensitivity*, R. PINCUS, D. WINKER, S. BONY et B. STEVENS édit., Space Sciences Series of ISSI, vol. 65, p. 159-181.
- VOLTERRA V. (1926) - Fluctuations in the abundance of a species considered mathematically. *Nature*, vol. 118, p. 558-560.
- WANG G. et CAI W. (2013) - Climate-change impact on the 20<sup>th</sup>-century relationship between the Southern Annular Mode and global mean temperature. *Scientific Reports*, vol. 3, article 2039, 6 p.
- YIOU P. (1994) - *Approches de la dynamique du paléoclimat : des données et des modèles*. Thèse de l'Université Paris VI, 213 p.

Article soumis le 25 février 2021.

Texte rendu conforme aux demandes des réviseurs le 19 mars 2021.

Mise en ligne le 31 mars 2021.