



Le réchauffement climatique annuel dans les stations de Bucarest et de Sibiu : certitudes et incertitudes

André Dauphiné¹ ✉

¹ Université de Nice Côte d'Azur, France

Résumé. Si le réchauffement climatique est un fait observé, plusieurs incertitudes demeurent. Elles concernent les températures du passé et celles du futur. Après avoir vérifié que le réchauffement est bien avéré pour les deux stations de Bucarest et de Sibiu, nous montrons le caractère stochastique de cette tendance, et les difficultés rencontrées pour apprécier son intensité de 1880 à 2019. Enfin, nous mettons en relief quelques ruptures dans cette évolution.

Mots-clés : corrélogrammes, graphes de récurrence, tendance, autocorrélations sérielles, données GISS, Roumanie

Abstract. If global warming is an observed fact, several uncertainties remain. They concern the temperatures of the past and those of the future. After showing that warming is well proven for the two stations of Bucharest and Sibiu, we show the stochastic nature of this trend, and the difficulties encountered in appreciating its intensity from 1880 to 2019. Finally, we highlight some breaks in that evolution.

Keywords : correlograms, recurrence graphs, trend, serial autocorrelations, GISS data, Romania.

1. De quelques certitudes et incertitudes sur le réchauffement climatique

Le réchauffement du climat est un risque qui présente deux facettes, climatologique et géopolitique. Au plan climatique, deux certitudes sont partagées par la communauté scientifique comme en témoignent les rapports successifs élaborés par le GIEC - Groupe d'Experts Intergouvernementale sur l'Évolution du Climat (IPCC, 2014 ; IPCC, 2021). D'une part, les activités des sociétés humaines provoquent une augmentation des gaz à effet de serre dans l'atmosphère (Kandel, 2002 ; Le Treut, 2004). D'autre part, depuis la révolution industrielle, le réchauffement de la basse atmosphère est mesuré par la très grande majorité des scientifiques. Il était donc logique d'établir une corrélation entre ces deux évolutions.

CORRESPONDENCE:

✉ 186 B, avenue de Pessicart 06100 Nice, France

✉@ a.dauphine@orange.fr

ISSN: 1222-989X / © 2021 Editura Universităţii Alexandru Ioan Cuza din Iasi, Romania. www.seminarcantemir.uaic.ro
This is an open access article under the CC BY.

Toutefois, trois incertitudes persistent (Jeande & Mosserin, 2011). D'abord, le réchauffement passé, attribué à l'action humaine est mal quantifié. Depuis 1880, les températures ont augmenté, mais ce réchauffement serait irrégulier, avec des phases d'accélération et de ralentissement, alors que l'augmentation des gaz à effet de serre est-elle bien continue. C'est d'abord de cette incertitude que traite cet article. Une incertitude plus grande concerne le réchauffement futur, évalué entre 1,4° et 5,8° selon le GIEC. La marge d'erreur est très forte par rapport à une moyenne de 16° qui est couramment acceptée comme température globale de notre planète. Enfin, quelle part du réchauffement faut-il attribuer aux activités humaines ? Et à quelle rapidité s'opère le changement climatique ?

Pour réduire ces incertitudes, deux approches sont possibles (Farmer, 2015 ; Larminat, 2014). La première applique des traitements statistiques à des données, principalement les relevés de température réalisés dans les stations météorologiques, car les séries de données satellitaires sont encore trop courtes. La deuxième approche, tout aussi incertaine, s'appuie sur la construction de modèles physiques formés par un ensemble d'équations différentielles partielles. Dans cet essai, nous ne traitons que de la première démarche. Elle se heurte à des difficultés techniques qui sont à l'origine d'incertitudes. Cet article a pour principal objectif de mettre en lumière ces difficultés techniques et d'en déduire quelques conséquences.

Cet article aborde donc quatre questions. Toutes concernent le passé, la tendance au réchauffement. Cette dernière est-elle bien réelle ? S'agit-il d'une tendance déterministe ou stochastique ? Et, on s'interroge sur l'ampleur du réchauffement ? Puis, nous étudions la régularité de cette tendance. Est-elle marquée par des cycles, des ruptures ou est-elle linéaire ? Les réponses à ces questions ne sont pas uniquement de nature descriptive. Elles donnent des indications, certes sommaires, mais fondées sur les mécanismes à l'origine de ce réchauffement.

2. Données et traitements statistiques

Nous proposons d'analyser les deux séries de températures annuelles des stations de Bucarest et de Sibiu. Importées depuis la base de données GISS qui est gérée par la NASA. Ces deux longues séries comprennent 140 données annuelles, de 1880 à 2019. Elles sont pratiquement complètes. Il manque une seule année et il est donc possible de proposer une interpolation à partir des stations voisines.

Au-delà de cette interpolation, une autre imprécision a pour origine le redressement des températures. Ce problème, qui ne modifie en rien la plupart des résultats obtenus, prend de l'importance quand on veut quantifier l'intensité du réchauffement climatique. Les températures relevées sont redressées, car les conditions d'autrefois ont changé. Deux premiers mécanismes devraient être pris en compte : d'une part, la modification des conditions du site de relevé, donc de

l'albédo, d'autre part les erreurs humaines. Néanmoins ces deux changements sont de nature aléatoire, et les erreurs peuvent se compenser, sauf si une information plus précise est fournie.

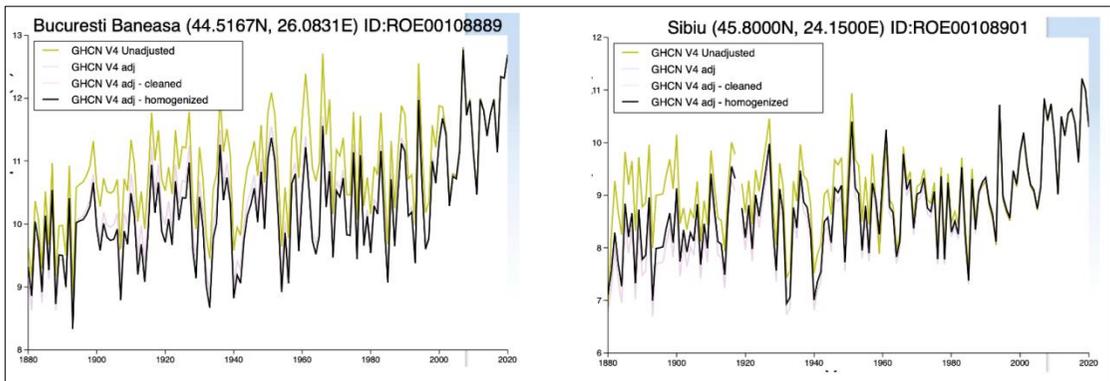


Figure 1. Données redressées (en noir) et non redressées (en jaune)

Source de données : GISS <https://data.giss.nasa.gov/>

Deux autres changements sont à considérer. Il est d'abord probable que le changement de matériel de mesure entraîne de petites erreurs à corriger. On ignore cependant le sens des corrections à apporter. Mais surtout, les effets de l'îlot de chaleur urbain, qui s'est amplifié au cours du temps avec la croissance des villes notamment celle de Bucarest, peuvent atteindre 2 à 3 degrés. Ce qui devrait conduire soit à majorer les températures anciennes par rapport aux valeurs de températures réellement repérées, soit diminuer les valeurs récentes, car les stations de mesure étaient moins soumises à cet impact local. Or, les données fournies par la NASA montrent l'inverse (Figure 1). Nous observons que les longues séries livrées tendent au contraire à renforcer le réchauffement actuel. Ils donnent des températures anciennes corrigées plus basses que les températures relevées. Logiquement, on devrait constater l'inverse.

Ces données sont traitées selon deux approches. La première est visuelle. Elle comprend trois types de graphiques : les chronogrammes appliqués aux deux séries et aux moyennes et variances décennales de ces deux séries, les corrélogrammes, et les graphes de récurrence. Ces deniers donnent de précieuses informations sur la structure globale, mais aussi sur les structures internes de chacune des deux séries (Webber & Marwan, 2015). Par ailleurs, nous pratiquons divers tests pour aboutir à des conclusions plus décisives. Les tests sur les moyennes, sur la nature de la tendance (racine unitaire) ou sur la localisation des ruptures d'évolution (test de Chow) sont mobilisés (Bouronnais & Terraza, 2010 ; Mills, 2019 ; Wei, 2005), ainsi que les analyses quantifiées de récurrence, les décompositions en ondelettes (Addison, 2002) et les modèles de régression. L'ensemble de ces techniques sont regroupées dans un programme élaboré en langage Mathematica¹ (Dauphiné, 2017).

3. Des résultats probants et des incertitudes persistantes

3.1. Un réchauffement climatique avéré

Une première représentation graphique, le chronogramme des deux séries illustre bien le réchauffement climatique. Notons cependant que son intensité est visuellement plus ou moins prononcée suivant le choix de la technique retenue, en particulier la graduation de l'axe des Y. La figure 2 illustre la même série de Bucarest, mais en choisissant deux graduations différentes.

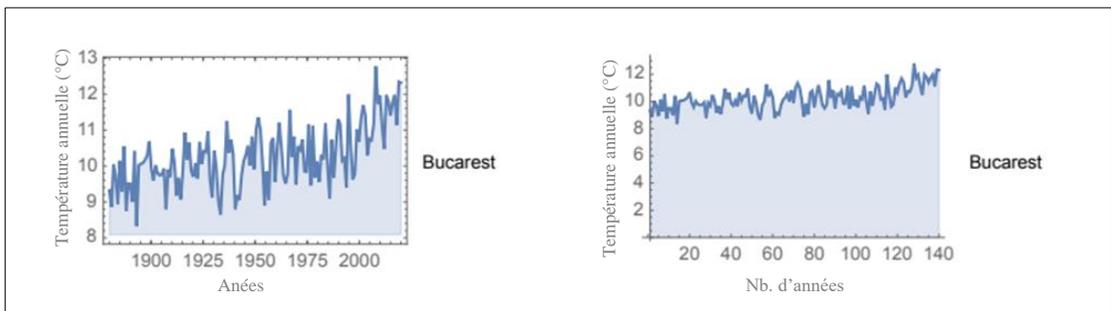


Figure 2. Deux représentations visuelles de la même série des températures annuelles

Toujours dans une simple analyse visuelle, d'autres modèles offrent plus de certitude. C'est notamment le cas des graphiques de récurrence. Sur ces modèles graphiques, une tendance est signalée par des espaces blancs dominants sur les côtés bas et droit du graphique. Les graphiques de récurrence permettent de distinguer les évolutions aléatoires (graphique homogène), cycliques (diagonales très longues) ou chaotiques (diagonales courtes), évolution plutôt stable avec changement lent (rectangles). La figure 3 illustre bien la présence d'une tendance pour les deux stations de Bucarest et de Sibiu.

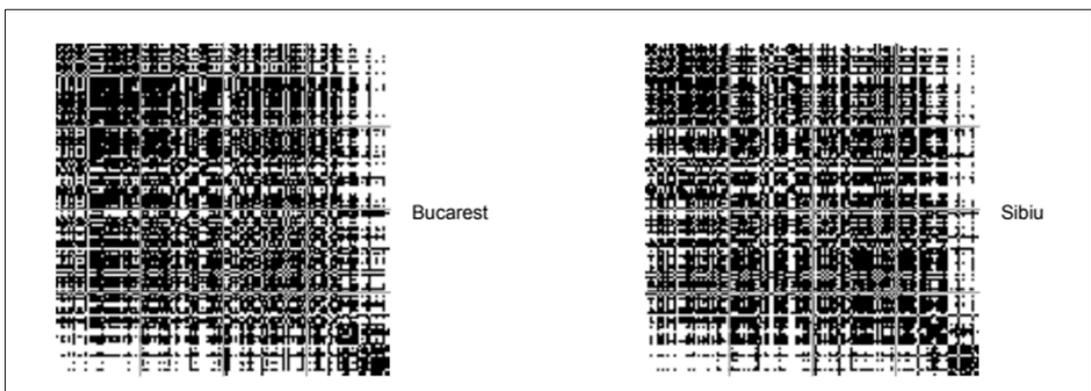


Figure 3. Graphiques de récurrence

Mais, comme la figure 1 montre qu'il est relativement facile de jouer avec les graduations des axes, et d'exagérer ou de réduire l'impact visuel de ces graphiques, le scientifique doit procéder à des tests probabilistes.

Pour réaliser une étude probabiliste, de nombreux tests, toujours plus performants, sont mis à la disposition du chercheur. Une première série compare les données en début et en fin de période. Dans cette recherche, nous divisons donc la série d'origine en deux parties, et nous testons si les moyennes de ces deux sous-séries sont égales en appliquant les tests des signes, des rangs des signes, et le test de Mann-Whitney. Puis, nous appliquons la même démarche, à chacune des séries divisées non pas en deux, mais en quatre séries. Quand les valeurs calculées de p sont proches de 0, le test est rejeté (tableau 1). Ce qui signifie qu'une tendance affecte bien les données testées. Tous les tests pratiqués conduisent à ce résultat : les températures annuelles de Bucarest et Sibiu sont bien soumises à une tendance. Au cours des 140 dernières années, le réchauffement climatique est bien réel.

Tableau 1. Tests sur l'égalité des moyennes calculés sur deux, puis quatre sous-séries : tous sont rejetés

Avec 2 parties		Valeur de p	Avec 4 parties		Valeur de p
Bucarest	Mann-Whitney	0,00000019	Bucarest	Mann-Whitney	0,00000019
	Sign	0,000020		Sign	0,0000006
	Signed-Rang	0,00000025		Signed-Rang	0,00000014
Sibiu	Mann-Whitney	0,000000024	Sibiu	Mann-Whitney	0,000000022
	Sign	0,00016		Sign	0,000000041
	Signed-Rang	0,00000042		Signed-Rang	0,000000072

Cette tendance est confirmée par l'analyse quantitative des graphiques de récurrence. En effet, de ces graphiques il est possible de calculer plusieurs indicateurs, notamment l'indicateur Trend (tendance). Quand sa valeur s'écarte de zéro, une tendance affecte la série. Pour les deux séries de Bucarest et Sibiu les valeurs absolues du trend sont respectivement égales à 62 et 58. Le réchauffement est donc bien réel. Cette conclusion n'est pas neuve. Cependant, ces tests ne nous disent rien sur la nature de la tendance. Est-elle déterministe ou stochastique ?

3.2. Une tendance stochastique au réchauffement

Pour définir la nature de la tendance, il est encore possible de se servir de graphiques. Trois sont utiles. En illustrant, l'évolution des moyennes et des variances sur des séries successives de 10 ans (1880 à 1889, 1890 à 1899...) on obtient la figure 4.

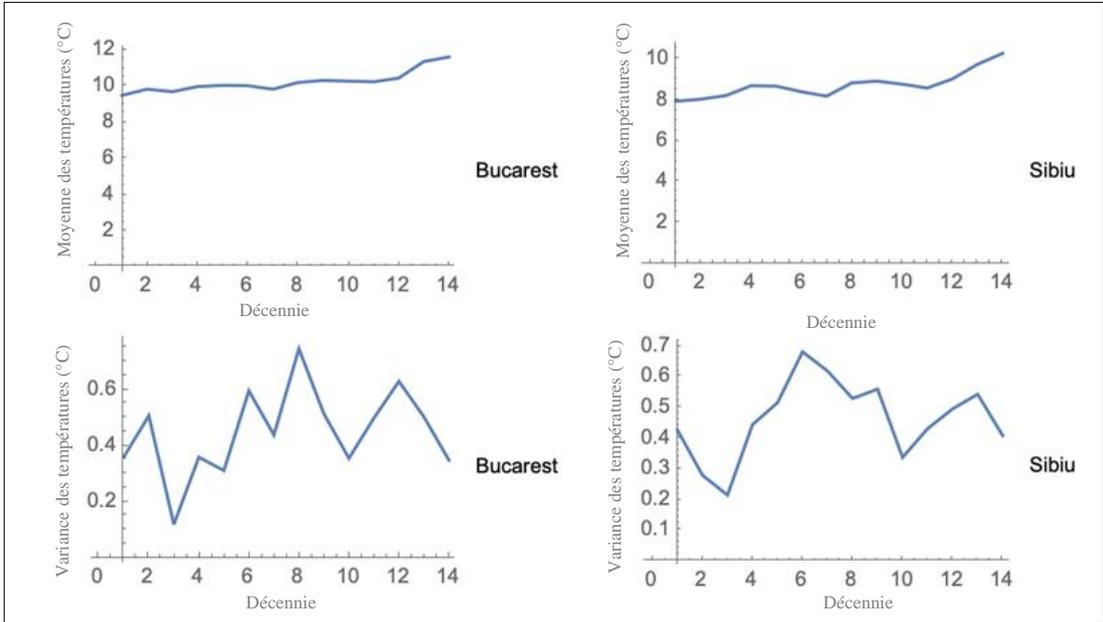


Figure 4. Évolution des moyennes et des variances des températures décennales (décennie 1 = 1880 à 1889)

Si les 14 moyennes augmentent à peu près régulièrement, les variances sont fortement inégales, aussi bien à Bucarest qu'à Sibiu. Elles sont très irrégulières. Il est donc difficile de se prononcer après ce premier examen visuel des moyennes et des variances. Il en va de même après l'analyse des autocorrélations sérielles (figure 5).

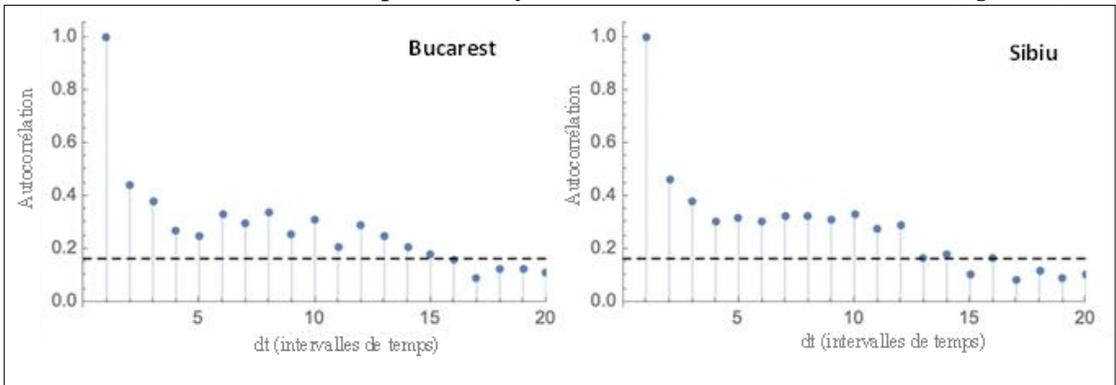


Figure 5. Autocorrélations sérielles pour les deux stations de Bucarest et de Sibiu

En effet, une tendance déterministe serait représentée par une décroissance lente, mais très régulière des autocorrélations. Ce n'est pas le cas puisque la décroissance des autocorrélations est irrégulière. Enfin, les graphiques de récurrence font apparaître, outre la tendance déjà mentionnée, des structures à des pas de temps de l'ordre de 10 à 12 ans. Ces structures sont révélées par la présence de lignes verticales et horizontales blanches. Ces trois formes de représentations graphiques

tendent à nier la présence d'une tendance déterministe. Mais, comme dans la partie précédente, il est nécessaire de recourir à des tests. Pour ces analyses, les statisticiens proposent principalement les tests de la racine unitaire.

Le principe du test de la racine unitaire est simple. Une série temporelle qui admet une racine unitaire comporte de fait une tendance stochastique. Cependant, si le principe est facile à comprendre il faut que la série soit assimilée à un processus autorégressif. Ce que montrent les graphiques des autocorrélations. L'ordre de ce processus est choisi après examen de ces autocorrélations. En règle générale il faut retenir l'ordre qui correspond à la dernière autocorrélation significative. Dans cet essai, cet ordre est compris entre 11 et 13. Par ailleurs, la valeur de départ n'est pas égale à 0, mais une valeur constante positive, et dans les paragraphes précédents nous avons démontré la présence d'une tendance. Tous ces critères sont pris en compte dans les tests sur la racine unitaire. Comme dans les tests précédents des valeurs supérieures à 0 signifient qu'il y a une racine unitaire, que le test ne peut pas être rejeté, et donc que la tendance est bien de nature stochastique. Les résultats regroupés dans le tableau 2 ci-dessous affichent bien des valeurs positives. Ce qui démontre la nature stochastique de la tendance. Notons cependant que l'indice de déterminisme calculé à partir des graphiques de récurrence n'est pas négligeable, mais reste inférieur à 0,5. Ce qui indique que les deux séries ont une évolution mixte : stochastique, mais aussi en partie déterministe.

Tableau 2. Tests de la racine unitaire pour un modèle autorégressif d'ordre 12

	Indice de déterminisme	Résultat du test
Bucarest	0,09	Non rejeté
Sibiu	0,49	Non rejeté

En conclusion, les températures annuelles des deux stations de Bucarest et de Sibiu affichent bien une tendance au réchauffement, tendance qui est stochastique et non pas déterministe. Ce résultat signifie que des ruptures de tendance se manifestent au cours des 140 années. D'où la nécessité de localiser dans le temps ces ruptures qui sont à l'origine d'un réchauffement inégal selon les périodes. Mais auparavant, il est utile de s'interroger sur l'intensité du réchauffement au cours de ces 140 années.

3.3. Une ampleur du réchauffement difficile à quantifier

Pour apprécier l'intensité du réchauffement climatique, la solution la plus facile consiste à calculer la droite de régression sur les données brutes pour chaque station. Avec cette modélisation, le réchauffement est de 1°6 pour Bucarest et 1°8 pour Sibiu. Mais, ce type de régression linéaire constitue une approche déterministe. Or, nous avons montré que la tendance est stochastique. De plus, l'examen des résidus et plus encore des paramètres AIC et BIC attestent que ce modèle n'est pas très significatif.

Nous sommes donc face à des valeurs très incertaines. Et cela est d'autant plus vrai que nous pouvons avoir un doute sur les corrections apportées aux données par les agents de la NASA.

Une autre solution, qui est mieux adaptée à ce type de tendance, procède au calcul d'un modèle de régression, mais sur les données obtenues par une décomposition en ondelettes. Dans cette approche, seuls les coefficients d'approximation sont retenus, car eux seuls décrivent la tendance. La transformation inverse permet d'élaborer une nouvelle série qui efface les détails de la série brute. Comme le prouvent les critères de BIC et AIC, tous deux négatifs, les modèles de régression, qui sont calculés sur ces séries déduites d'une décomposition en ondelettes, sont de très bonne qualité. Selon ces modèles, l'augmentation des températures est alors de 1°1 pour Bucarest et 1°2 pour Sibiu. Ces deux valeurs sont sans doute plus proches de la réalité.

3.4. Une localisation indicative des ruptures

Pratiquement tous les graphiques montrent que la tendance au réchauffement de type stochastique est irrégulière, avec des pauses plus ou moins longues et plus ou moins intenses. Les innombrables travaux sur le réchauffement climatique montrent que ce constat est déjà ancien. Il vaut aussi pour les deux stations de Bucarest et Sibiu. La non-stationnarité est donc imputable à la tendance, mais aussi à des ruptures dans les régimes thermiques.

Pour localiser dans le temps ces ruptures, il est d'abord nécessaire d'examiner les divers graphiques précédemment construits. Les diagrammes des autocorrélations et surtout les graphes de récurrence font bien apparaître un rythme d'environ 10-12 ans, mais sans nette rupture. Ce rythme est à rapprocher de celui des taches solaires. Mais attention, cela n'indique pas que le réchauffement soit principalement dû à l'irradiation émise par le soleil (Roy, 2018).

L'emploi de tests statistiques permet une approche plus précise des ruptures. Le test de Chow est alors recommandé par les statisticiens. Pour chaque année, la série est décomposée en deux parties. Puis des régressions sont réalisées sur chacune des deux parties et l'égalité des coefficients est alors testée. Si cette égalité n'est pas reconnue, on obtient un point de rupture. Ce processus est itéré pour chaque année. Et les valeurs successives du test de Chow sont illustrées par la figure 6. Attention, les 20 premiers et 20 derniers tests ne sont pas pertinents, car une des sous-séries est bien trop brève pour qu'une des régressions soit calculée sur un nombre suffisant de données. Les deux figures sont similaires. On observe trois régimes, avec d'abord une rupture discrète très marquée autour du pas de temps 50-55, soit vers 1930-35, puis une série de petites ruptures, synonymes d'instabilité, mais dans un plateau thermique, et enfin un plateau indiquant une variation lente, mais nette des coefficients de régression. Ce qui indique une reprise du réchauffement. On retrouve

les trois phases perceptibles sur les autocorrélations, et même les variations des variances décennales.

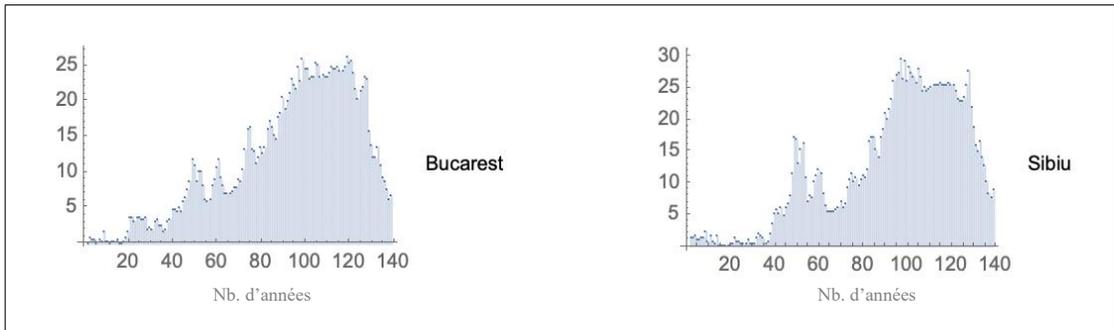


Figure 6. Test des ruptures de Chow

Une dernière approche consiste à visualiser l'évolution des coefficients de détails d'une décomposition en ondelettes. Une fois encore sur les scalogrammes des coefficients de détails s'observent les trois phases, avec une différence plus nette entre la deuxième et la troisième phase. De plus, on parvient à percevoir le rythme des 11 ans.

Au total, les évolutions des températures annuelles sur 140 ans font apparaître trois structures temporelles qui se combinent. La première, à l'échelle d'un siècle et demi, est une tendance au réchauffement. Une seconde structure est de l'ordre de 50-60 ans qui devrait être plus perceptible sur une série d'au moins 180 ans. Enfin, s'observe un rythme de 11 ans. Cet emboîtement de structure tend à souligner que l'évolution des températures est multifactorielle, elle dépend de plusieurs mécanismes qui s'additionnent ou dont les effets se superposent.

Conclusion

Malgré quelques incertitudes sur son intensité, la tendance au réchauffement est mise en évidence pour les deux stations de Bucarest et Sibiu. Cette première conclusion n'a rien de très original. Les méthodes employées de nature probabiliste (tests de Chow, des racines unitaires, et sur les moyennes, autocorrélations, graphiques de récurrence) montrent que cette tendance est principalement de nature stochastique. Il semble donc prématuré d'attribuer ce réchauffement à une seule cause, que ce soit les activités humaines ou les cycles solaires. Les emboîtements de structures temporelles attestent l'impact d'au moins trois facteurs qui seraient les dynamiques solaires, les activités humaines et les dynamiques des océans, notamment le rôle du plancton dont la variabilité est forte dans le temps et l'espace. Il est probable, voire certain, que le changement climatique soit en réalité multifactoriel.

Notes

¹ Ce programme est disponible sur simple demande à l'auteur de cet article.

Déclaration de divulgation

Aucun conflit d'intérêts potentiel n'a été signalé par l'auteur.

ORCID

André Dauphiné  <https://orcid.org/0000-0002-9785-8470>

Références

- Addison, P. (2002). *The Illustrated Wavelet Transform Handbook*. Bristol: Institute of Physics Publishing.
- Bourbonnais, R., & Terraza, M. (2010). *Analyse des séries temporelles*. Paris : Dunod.
- Dauphiné, A. (2017). *Geographical Models with Mathematica*. London: ISTE.
- Farmer, G. Th. (2015). *Modern Climate Change Science*. New-York: Springer.
- IPCC (2014). Climate Change 2014: Synthesis Report. Contribution of Working Groups I, II and III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change IPCC, 151 p.
- IPCC (2021). Climate Change 2021: The Physical Science Basis. Working Group I Contribution to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change IPCC, 40 p.
- Jeandel, C., & Mosseri, R., (Eds). (2011) *Le climat à découvert, outils et méthodes en recherche climatique*, Paris: CNRS Éditions.
- Kandel, R. (2002). *Le réchauffement climatique*. Paris: PUF.
- Larminat, Ph. (2014). *Changement climatique, identification et projection*. London: ISTE Editions.
- Le Treut, H., & Jancovici, M. (2004). *L'effet de serre, allons-nous changer le climat ?* Paris: Flammarion.
- Mills, T. C. (2019). *Applied Time Series*. London: Academic Press.
- Roy, I. (2018). *Climate Variability and Sunspot Activity*. New-York: Springer.
- Webber, Ch. L., & Marwan, N. (2015). *Recurrence Quantification Analysis*. London: Springer.
- Wei, W. W. S. (2005). *Time Series Analysis : Univariate and Multivariate Methods*. London: Pearson.