

Résumé de thèse

Mots clé: changement climatique, tendances, variance, fréquence, série de temps, bruit blanc, bruit rouge, ondelettes, ARIMA, Analyse en Composante Principale, la théorie d'événements extrême, sauts de climat, homogénéisation, RHTEST de Wang et Feng, algorithmes de segmentation, stationnarité et non- stationnarité, températures et précipitations, analyse spectrale, niveaux de signification, modèles de séries temporelle, telleconnections

1. Table des matières

| | |
|---|----|
| 1. Introduction : Position du problème. Quel changement climatique ? | 5 |
| 1.1 Les variations climatiques du passé | 5 |
| 2. Les caractères généraux du climat de Roumanie | 8 |
| 2.1 Les facteurs radiatifs | 10 |
| 2.2 Les facteurs dynamiques | 14 |
| 2.3 Les facteurs géographiques | 19 |
| 3. Le régime des principaux éléments du climat | 21 |
| 3.1 Le régime de la température de l'air | 21 |
| 3.2 Le régime de l'humidité de l'air | 25 |
| 3.3 Le régime des précipitations | 26 |
| 3.3.1 Le régime saisonnier des précipitations | 28 |
| 3.4. Le régime des moyennes mensuelles des précipitations atmosphériques | 28 |
| 3.5 Le régime des précipitations solides (la neige) | 31 |
| 4. Des considérations sur la stationnarité des séries de temps | 32 |
| 4.1 Les processus stationnaires. | 33 |
| 4.2 Les chaînes de Markov. | 35 |
| 5. Hypothèse 5 : Les données sont homogènes et il y'a des tendances | 37 |
| 5.1 Ou commencer dans la choix des méthodes ? | 38 |
| 5.2 Evaluation critiques des méthodes | 40 |
| 5.2.1 Des algorithmes de segmentation | 40 |
| 5.2.2 Des méthodes de correction | 42 |
| 5.2.3 L'utilisation des méta-données | 46 |
| 5.2.4 RHTEST de Wang et Feng | 47 |
| 5.3.5 La procédure suivie | 50 |
| 5.4. Validation de l'hypothèse 1. L'identification des tendances dans des données homogènes | 53 |
| 6. Hypothèse 2 : Les extrêmes devient de plus en plus extrêmes | 56 |
| 6.1 Explication sur la choix de méthodes et techniques | 57 |

| | |
|--|-----|
| appliquées | |
| 6.1.2 Théorie des Valeurs Extrêmes (TVE) | 58 |
| 6.1.3 Aspects théoriques de l'analyse fondée sur la théorie des valeurs extrêmes | 60 |
| 6.1.4 Expliquer l'analyse des distributions des extrêmes | 62 |
| 6.4.1 Les périodes de retour et le temps d'attente | 65 |
| 6.4.2 L'inclusion des cycles annuels et diurnes | 66 |
| 6.4.3 L'inclusion de la dépendance temporelle et spatiale | 66 |
| 6.5. La méthode POT | 67 |
| 6.6 L'approche « process point » | 67 |
| 6.7 « Statistical downscaling » dans l'analyse des extrêmes | 68 |
| 6.8. Validation de l'hypothèse 2 : exemples relatifs aux stations roumaines | 69 |
| 7. Hypothèse 3 : Les données montrent une variance croissante | 81 |
| 7.1 Des considérations théoriques sur les interruptions de variance | 82 |
| 7.2 Le test de Rodionov, comme choix méthodologique pour la détection des interruptions de variance en vertu des séries échantillons | 84 |
| 7.3 Validation de hypothèse 3. applications aux séries de températures roumaines | 85 |
| 8. Hypothèse 4 : L'analyse spectrale va identifier des périodicités liées à l'évolution des grandes perturbations associées ou changement climatiques | 93 |
| 8.1 Analyse classique. Exemples d'analyse spectrale sur les stations roumaines | 97 |
| 8.2 La localisation dans l'espace temporel des ruptures de fréquence et des périodicités : l'analyse en ondelettes. | 104 |
| 8.2.1 Fonctions ondelettes | 105 |
| 8.2.2 Des transformées en ondelettes | 107 |
| 8.2.3 Le spectre de puissance d'ondelettes | 110 |
| 8.2.4 Des arguments contre les critiques apportées à la méthode en ondelettes. Motiver notre choix pour cette méthode. | 112 |
| 8.2.5 Le choix de l'échelle | 113 |
| 8.2.6 Le cône d'influence. | 114 |
| 8.2.7 Niveaux de signification. | 116 |
| 8.3.8 Le spectre de bruit rouge pour les fonctions d'ondelettes | 116 |
| 8.2.9 La méthode Monte Carlo. | 117 |
| 8.2.10 L'intervalle de confiance. | 118 |
| 8.2.11 L'identification de la puissance commune et des phases relatives pour les stations roumaines du domaine temps - fréquence. La méthode de la transformée spectre | 119 |

| | |
|---|-----|
| croisé. | |
| 8.2.12 La mesure des cohérences de phase significatives. Applications aux stations roumaines. La méthode de la cohérence d'ondelette | 121 |
| 8.3 Discussion générale sur les résultats dérivés de l'hypothèse | 124 |
| 9. Hypothèse 5 : L'analyse ARIMA sur nos données peut mettre en évidence des changements régionales dans le climat | 129 |
| 9.1 Analyse critique des autres méthodes similaires. Le filtrage ou l'analyse temporelle de la tendance | 132 |
| 9.2 La méthodologie ARIMA | 137 |
| 9.3 L'analyse ARIMA des séries de temps Roumaines | 140 |
| 9.4 Une choix meilleure : ARIMA pour Séries Chronologiques interrompues | 160 |
| 9.5 Est-ce que nos données sont susceptibles pour une modélisation GARCH ? | 163 |
| 9.6 Valider l'hypothèse : l'identification de groupes climatiques. L'analyse en composantes principales et l'analyse Cluster sur les séries Roumaines | 164 |
| 9.6.1 Résultats et discussions | 166 |
| 9.6.2 Les relations entre les modèles de séries temporelles et les caractéristiques des températures et des précipitations | 172 |
| 10. Conclusions finales | 173 |
| ANNEXE I Définition des indices | 181 |
| ANNEXE 2 Définitions de bruit | 186 |
| Bruit blanc | 186 |
| Bruit rose | 187 |
| Bruit rouge ou brownien | 188 |
| Bruit bleu (ou azur) | 189 |
| ANNEXE 3 Comment interpréter le figures des ondelettes | 190 |
| ANNEXE 4 Liste de figures | 191 |
| Bibliographie | 193 |

2. Structure de la thèse

Pour être en mesure de répondre à la question du titre j'ai décidé d'adopter le raisonnement suivant :

1. d'abord, essayer de comprendre comment est le changement climatique défini
2. identifier une voie dont je peux évaluer les données et aussi l'hypothèse de changement climatique en même temps
3. établir des méthodes fiables pour avoir confiance dans les réponses

En effet il y avait deux sous questions à répondre :

Si mon hypothèse travaillant est que les données sont douteuses, comment puis-je me fier en mes résultats ?

Le fait de supposer qu'en travaillant les données je trouve des résultats indicatifs de changements climatiques comment puis-je être sûr que ces résultats indiquent le changement climatique 'réel' ?

Mon solution pour fournir des réponses c'était de formuler plusieurs pas qui devaient être faits:

1. Apprendre si les données sont homogènes.
2. Homogénéiser les données si le cas.
3. Utiliser un ensemble de méthodes indépendantes de voir si elles produisent des résultats semblables.
4. Apprendre s'il y a des tendances dans les données (moyen et variance) qui peut être lié au changement climatique.
5. Apprendre si là les connexions avec les grands telleconnexions dans la circulation atmosphérique fréquentaient lie au changement climatique.
6. Apprendre si l'analyse de données peut s'ensuire dans de différents dessins saisonniers / régionaux qui sont différents comparé au normals pour la Roumanie.
7. Cherchez la similarité entre mes résultats et les résultats d'autres chercheurs

Pour des raisons de parcimonie et cohésion méthodologique les sept pas étaient groupés dans cinq chapitres chacun représentant une hypothèse travaillant :

Hypothèse 1 : Les données sont homogènes et il y'a des tendances

Hypothèse 2 : Les extrêmes devient de plus en plus extrêmes

Hypothèse 3 : Les données montrent une variance croissante

Hypothèse 4 : L'analyse spectrale va identifier des périodicités lies aux l'évolution des les grandes perturbations associes ou changement climatiques

Hypothèse 5 : L'analyse ARIMA sur nos données peut mettre en évidence des changements régionales dans le climat

Le dernier chapitre présente les conclusions finales, pendant que les premiers quatre offrent les informations générales nécessaires pour interpréter les résultats.

3. Hypothèse 1 : Les données sont homogènes et il y'a des tendances

L'expérience montre que les très longues séries climatiques avaient été affectées par de nombreux événements non climatiques qui ont fait que les données ne sont plus représentatives de l'évolution du climat au long terme.

Parmi les facteurs perturbateurs on peut inclure les changements des instruments, les changements des pratiques d'observation, des délocalisations de stations (voir Cluj 1967, Sulina 1940, etc.), le changement des formules de calcul (dans le cas des stations roumaines le passage à la formule Koppen au début du siècle passé), le changement des conditions autour des stations météorologiques (voir Bistrița après 1990), (Jones *et al.*, 1985 ; Karl et Williams 1987 ; Gullett *et al.*, 1990 ; Bradzil 1986 ; Aguilar 2008 ; Stephanek *et al.* 2007 ; Moisellin *et al.* 2002 ; Mestre 2000 ; Szetmery 2004 ; Cheval *et al* 2008 ; Easterling et Peterson 1998 ; Heino 1994).

Pour choisir la méthode optimale (RHTEST de Wang et Feng) on avait analysé les algorithmes de manière critique (voir le Tableau 1).

| <i>Des méthodes régressives</i> | | <i>- fiables pour une seule rupture</i> | | |
|--|--|---|---|--|
| | | Breve description | Avantages | Inconvénients |
| (1970) | Farley & Hinich | Éventuels changements de pente à l'aide de la régression linéaire simple | Pour un σ connu cette procédure reste la plus simple dans la famille des procédures dont la statistique du test qui dépend seulement d'une combinaison linéaire des résidus PY | cette approche ne donne pas d'estimation naturelle de l'emplacement et de l'amplitude de la rupture |
| (1978) (1981) | Maronna & Yohai (Le test de Poter) | Une technique statistique classique basée sur le rapport des vraisemblances. On étudie ici le cas d'une rupture par saut. | Cette procédure fournit une estimation naturelle de la position de la rupture | supposent qu'une seule rupture est possible. |
| (1983) | Le test de Worsley | Le cas général de la régression linéaire multiple. | Généralisation de Maronna et Yohai | La généralisation suppose le cas d'un nombre de changements <i>k fixé à l'avance</i> . Or, dans les séries climatiques ce nombre est généralement multiple et inconnu a priori |
| <i>Des algorithmes de segmentation</i> | | <i>- présence d'une rupture unique. - le recours obligatoire à une série de référence</i> | | |
| 1975 | Le test Mann – Kendall (Sneyers, 1975). | Test des résidus | Robustesse, WMO satisfaisant sur le plan théorique | Le pouvoir du test dépend du niveau de signification préétabli, de la grandeur du changement et de la dimension de l'échantillon. Son pouvoir est fortement affecté par la variation, la déviation et la |

| | | | | |
|------|--------------------------------|--|--|--|
| | | | | distribution des valeurs dans la série |
| 1995 | Easterling & Peterson (1995) | Combine le test SNHT avec l'algorithme de segmentation | Satisfaisant sur le plan théorique | affecté par les problèmes de masquage du pas-à-pas simple (puisque'il s'agit toujours de tester H0 contre l'hypothèse d'une rupture, alors que plusieurs ruptures peuvent être présentes). |
| 1996 | Lazante (1996) | Le même type de procédure, mais en employant le test non paramétrique de Wilcoxon-Mann-Whitney, pour d'avantage de robustesse. | Satisfaisant sur le plan théorique | <i>Idem.</i> |
| 1997 | Le test de Hubert (1989, 1997) | Test de stationnarité | Cette méthode présente l'avantage de pouvoir rechercher des changements multiples de moyenne dans une série satisfaisant sur le plan théorique | <i>Idem.</i> |

Des méthodes de correction

| | | | | |
|------|---|---|---|--|
| 1986 | SNHT Alexandersson (1986, 1995) Alexandersson & Moberg (1997) | L'homogénéisation est réalisée à partir d'une série de référence, à cause de la facilité du calcul des paramètres de correction | L'on dispose d'une série de référence homogène (ou considérée comme telle), les amplitudes des ruptures sur la série testée se déduisent immédiatement à partir de la série des comparaisons. | La série de référence est considérée comme homogène |
| 1996 | MASH Szentimrey T. (1994, 1995, 1996, 2004) | Séries régionales ne sont pas considérées comme homogènes | Chaque série est comparée à plusieurs séries régionales, constituées chacune par la moyenne pondérée de quelques séries, toujours différentes permettre d'utiliser des métadonnées | |
| 1996 | La technique Caussinus-Mestre (1996) | Séries de références homogènes | 1. La règle de Caussinus & Lyazrhi fournit un critère objectif pour la détection d'un nombre inconnu - et multiple - de ruptures et points aberrants dans un échantillon Gaussien, 2. Combattre efficacement les problèmes de masquage inhérents aux techniques pas-à-pas, tout en étant peu gourmand en temps de calcul 3. chaque série est homogène (par définition) et peut donc servir de référence; un | Une rupture sur une partie des données quotidiennes n'est pas forcément visible sur la moyenne |

| | | | | |
|------|-------------|--|--|--|
| | | | certain nombre de dates ruptures resteront <i>constantes quelle que soit la série de comparaison</i> | |
| 2006 | Wang & Feng | | Élimine l'insécurité structurelle et admet une autocorrélation de type lag-1 | |

Tableau 1. Comparaison entre les tests utilisés pour dépister les ruptures

Suite de l'analyse, on a trouvé les séries de précipitations homogènes et sans aucune tendance significative, alors que pour les séries de température on a identifié plusieurs interruptions (le type 1, Wang *et al.*, 2007), qui peuvent avoir des causes naturelles : 1960-1961 pour toutes les séries analysées, 1943-1944, 1993-1994 pour les séries du Sud, Sud-Ouest du pays et 1943-1944 pour les stations de Moldave. Dans le cas des séries de la Transylvanie, celles-ci ont été envisagées soit homogènes (Sibiu est sans tendance particulière) soit hétérogènes pour qu'on puisse identifier une tendance concluante (Cluj, Bistrita). Hormis les séries de Bucarest, Drobeta et Targu Jiu, après la dernière interruption, le signe de la tendance est positif.

Il est important à saisir le fait que, dans la plupart des séries, l'année 2000 apparaît comme une interruption possible de type 0, c'est-à-dire une interruption qui devient essentielle si elle est soutenue par des métadonnées (Wang *et al.*, 2007). Par hasard, l'année 2000 a été justement l'année où la plupart des stations ont été dotées avec des stations Vaisala et c'est aussi l'année de l'unification des observations classiques à celles automatiques.

Conformément à la présentation de Boroneanat (2008), au niveau des moyennes mensuelles, les différences entre les observations classiques et les observations automatiques présentent les écarts suivants :

- 0.24°C et 0.71°C pour la température moyenne ;
- 0.28°C et 0.87°C pour la température minimale ;
- 0.01°C et 0.55°C pour la température maximale ;
- 0.62 mbar et 2.01 pour la pression atmosphérique ;
- 4.85% et 13.29% pour la humidite relative.

Les variations standard automatiques au niveau des moyennes mensuelles varient entre les valeurs :

- 0.51°C et 1.10°C – température moyenne ;
- 0.43°C et 2.03°C – température minimale ;

- 0.07°C et 3.97°C – température maximale ;
- 0.41 mbar et 1.37 mbar – pression atmosphérique ;
- 6.95% et 8.51% – humidité relative.

Au niveau des moyennes mensuelles calculées en vertu des moyennes de jour (1, 7, 13, 19 - heure locale), les différences entre les observations classiques et celles automatiques oscillent entre :

- 0.20°C et 0.70°C pour la température moyenne ;
- 1.00 mbar et 2.0 mbar pour la température de l'air ;
- 3.30% et 10.00% pour l'humidité relative,

et pour les moyennes mensuelles calculées en vertu des moyennes de jours (24 heures), elles oscillent entre :

- 0.30°C et 0.70°C pour la température moyenne;
- 1.00 mbar et 2.0 mbar pour la pression atmosphérique;
- 2.80% et 11.00% pour l'humidité relative.

4. Hypothèse 2 : Les extrêmes devient de plus en plus extrêmes

La compréhension du changement du climat est compliquée par la compréhension des changements en moyenne et en variabilité (Meehl *et al.*, 2000).

De telles interactions varient en fonction de leur distribution statistique. Par exemple, la distribution de la température ressemble souvent à la distribution normale lorsque la non stationnarité de la distribution implique des changements en moyenne et en variabilité. Dans une telle distribution, une augmentation de la température mène à un nouveau record de température (fig. 9a), mais un changement en moyenne ne signifie plus précisément un changement en variabilité. Par exemple, la distance entre la température la plus basse et la plus élevée ne change plus (fig. 9a).

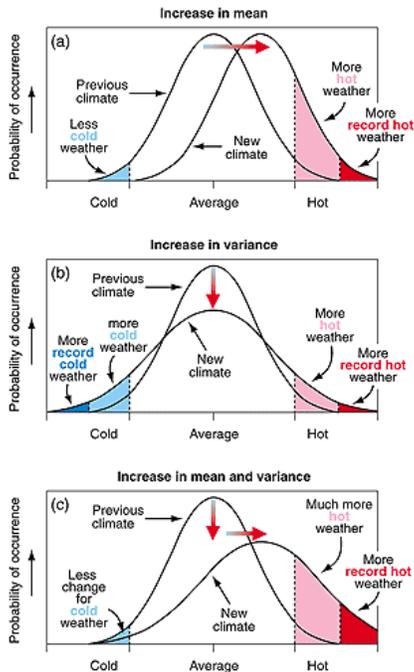


Figure 9. Pour une distribution normale des températures, les trois manières de changer le climat :
a) par la moyenne b) par la variance c) simultanée par la variabilité et la moyenne
 (cf. http://www.grida.no/climate/ipcc_tar/wg1/088.htm)

Une augmentation de la variabilité sans aucune modification en moyenne entraîne une croissance de la probabilité, autant de la croissance des deux extrêmes que de la valeur absolue des extrêmes (fig. 9b). Une telle modification saisit l'évolution d'un extrême par rapport à la valeur de l'autre extrême (fig. 9c).

On en a rendu la modélisation de la série de températures maximales diurnes de Bucarest – Filaret pour la période 1950 – 2009. Selon les graphiques et la statistique, la température maximale suit une distribution de type VEG, surtout en covariance avec NAO (une valeur supérieure sur le graphique Gumbel).

Dans le cas d'une approximation idéale, les données s'alignent parfaitement sur les diagonales des graphiques de probabilité et du quantile. Le graphique de probabilité indique comment se fait la concordance entre le modèle et les données réelles. Le graphique du quantile présente la précision du modèle théorique. Si le modèle connaît un fort écart par rapport aux données, il devient invalide. Le niveau de retour devient le niveau de température qu'on s'attend à être dépassé, en moyenne une seule fois en chacun des m points du temps (en ce cas pendant X

années). La période de retour est représentée par le temps d'attente nécessaire pour dépasser un certain niveau de retour

Le modèle s'avère être supérieur au cas de l'association de la température maximale à NAO.

Si on parle des précipitations, dans la plupart des cas, il est très important de connaître la fréquence des phénomènes extrêmes, non seulement du niveau mais aussi de la période de retour. Il est nécessaire de recourir aux modèles qui ont comme fondement les distributions de type Poisson.

Un modèle mieux adapté pour les précipitations est représenté par les distributions de type Pareto.

Comme dans le cas de la température maximale, mais de manière plus évidente, le modèle avec la co-variable NAO est meilleur.

D'après l'analyse de 27 indices provenant de 14 stations météorologiques de Roumanie, ayant une représentativité spatiale et temporelle, la conclusion qui s'impose est unique : les extrêmes s'accroissent vers un réchauffement climatique.

| Indices | AR | BT | B | CJ | CR | CT | DBT | IS | MC | OS | RV | SB | SU | TJ |
|---------|----|----|----|----|----|----|-----|----|----|----|----|----|----|----|
| su25 | + | + | - | - | + | + | - | + | + | + | + | + | + | - |
| id0 | - | - | - | + | - | - | - | - | + | - | - | - | - | - |
| tr20 | + | - | + | + | + | + | + | + | + | - | + | + | + | + |
| fd0 | - | + | - | - | - | - | - | - | + | - | - | + | - | + |
| gsl | + | + | - | - | + | + | + | + | - | - | + | - | + | - |
| txx | + | + | + | - | + | + | + | + | + | + | + | + | - | - |
| txn | + | + | + | + | + | + | + | + | + | + | + | + | + | + |
| tnx | - | - | + | + | + | + | - | + | - | + | + | + | + | - |
| tnn | + | - | + | + | + | + | + | + | - | + | + | + | + | + |
| tx10p | NA | - | NA | NA | - | - | - | NA | + | - | - | - | - | - |
| tx90p | NA | + | NA | NA | + | + | + | NA | + | + | + | + | + | - |
| tn10p | NA | + | NA | NA | - | - | - | NA | + | - | - | - | - | + |
| tn90p | NA | - | NA | NA | + | + | + | NA | - | + | + | + | + | - |
| wsgi | NA | + | NA | NA | + | + | + | NA | + | + | - | + | + | - |
| csdi | NA | + | NA | NA | - | - | - | NA | + | - | - | + | - | - |
| dtr | + | + | + | - | - | + | + | + | + | + | + | + | - | + |
| rx1day | + | + | + | + | + | + | - | - | + | + | + | + | - | + |

| | | | | | | | | | | | | | | |
|---------|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| rx5day | + | + | + | + | + | + | - | - | + | + | - | + | - | - |
| sdii | + | + | + | + | + | + | - | + | + | + | + | + | - | - |
| r10mm | - | + | - | + | - | - | + | - | - | + | - | - | - | - |
| r20mm | - | + | - | + | - | + | - | - | + | + | - | - | - | - |
| R25mm | - | + | - | + | - | + | - | - | - | + | - | - | - | - |
| cdd | - | + | - | - | + | + | - | + | + | + | + | + | - | - |
| cwd | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| r95p | + | + | + | + | + | + | + | + | + | + | + | + | - | - |
| r99p | + | + | + | + | + | + | - | + | + | + | + | + | - | - |
| prcptot | + | + | + | + | + | + | - | - | + | + | - | + | - | - |

Figure 11. Relation entre 27 indices (cf. Annexe 1) et 14 stations roumaines. Les indices sont bâtis sur les valeurs diurnes de la température maximale et minimale et le total diurne des précipitations. Les colonnes représentent les 14 sites choisis. Légende : NA = absence de résultats, les indices n'ont pas pu être calculés. Rouge = tendance croissante. Bleu tendance décroissante.

Dans la période 1960-2009 et pour les stations analysées, les maxima des températures minimales croissent. Il en est de même pour les maxima des températures maximales, exception faite des stations Targu Jiu, Sulina et Cluj.

La température minimale des maxima et des minima est aussi en croissance, les exceptions étant Miercurea Ciuc et Botosani.

Le nombre des jours de gel et le nombre de jours de température minimale qui baissent d'une manière généralisée (sauf Botosani, Miercurea Ciuc et Targu Jiu).

Le nombre des nuits chaudes et des jours avec des températures qui dépassent 25 degrés est aussi en croissance pour la plupart des stations.

En ce qui concerne les précipitations on observe une croissance du nombre total de jours avec des précipitations, et aussi du nombre consécutif des jours très humides, mais en même temps le nombre de jours où les précipitations ≥ 1 mm diminue.

Le nombre de jours avec des précipitations très élevées semble être en croissance dans les zones septentrionales et du Nord-Ouest, pour les autres parties du pays ils sont en baisse.

5. Hypothèse 3 : Les données montrent une variance croissante

Dans la théorie des probabilités et dans la statistique, la variance d'une variable aléatoire ou d'un échantillon représente une mesure de la dispersion statistique. Lorsque la moyenne représente une modalité de description de la position d'une distribution, la variance est une mesure pour approcher l'échelle ou le degré de dissémination. Si les précipitations sont en mm, la variance est en mm^2 . La racine carrée représente la déviation standard qui a la même unité que la variable originale, elle est plus facile à interpréter.

La variance d'une valeur réelle aléatoire représente son second moment central et son deuxième cumulant. Lorsque l'on travaille sur de longues séries de données, la moyenne et la variance empirique se rapprochent de la moyenne et variance théoriques.

Le concept de saut climatique a comme fondement le principe découvert par Lorenz (1976), dont l'atmosphère est un système physique non linéaire qui contient généralement de la transitivité et de l'intransitivité, cette dernière comportant des éléments qui dépendent de l'état initial. Le système connaît des changements de la transitivité à l'intransitivité par la modification des paramètres. Au fur et à mesure que le système change un peu, il devient presque intransitif et ses éléments statistiques pour un intervalle temporel fini oscillent d'une période à l'autre. Par cette théorie non-déterministe sur les changements climatique, Lorenz a accentué le rôle de la propriété de l'intransitivité du système et il a suggéré que certaines modifications brusques en moyenne apparaissent dans les séries de temps climatiques au cas de l'intransitivité presque parfaite, même s'il n'y a pas aucun input externe. Donc, la transition d'un régime à l'autre, dans des conditions proches d'une intransitivité, ne devrait pas se passer à l'intérieur des saisons, sinon de l'année.

Yamamoto *et al.* (1986) introduit le concept de saut climatique, qui inclut un changement brusque des moyennes multi annuelles en opposition avec l'avis généralement accepté, d'un changement climatique continu (Mitchell *et al.*, 1966). Iwashima & Yamamoto (1986) suggèrent que certains changements brusques dans les moyennes multiannuelles de la circulation globale ne représentent pas d'autre chose que le résultat d'une modification graduelle d'une année à l'autre dans le régime des saisons.

Dans l'interprétation des variations climatiques de longue durée, le concept de « régime » et celui de « changement de régime » est devenu très populaire ces dernières dix années. Le concept a connu un élargissement après la reconnaissance par les chercheurs du concept de

changement climatique. A partir de ce paradigme, une série de méthodes paramétriques et non paramétriques pour la détection des points de changement ont été créés (les plus nombreuses portent sur la détection des points d'interruption de la moyenne, elles sont moins nombreuses pour la variance).

La plupart des tests paramétrique ou non paramétrique qui sont concentrés sur la détection des interruptions de moyenne ou de variance ont un défaut majeur : leur performance décroît lorsque les points d'interruption sont proches de l'extrémité de la série. Une solution possible a été donnée par S.N. Rodionov (2004), qui a proposé une technique d'interprétation séquentielle des données. Dans l'analyse séquentielle, le nombre d'observations n'est pas fixé. Les observations sont ajoutées une par une. Pour chaque nouvelle observation on réalise un test afin de déterminer la validité de l'hypothèse nulle H_0 (l'existence d'un changement de régime). Le test utilisé permet trois résultats possibles par rapport à H_0 : l'acceptation de l'hypothèse, le refus de l'hypothèse ou la poursuite des investigations (Rodionov et Overland, 2005).

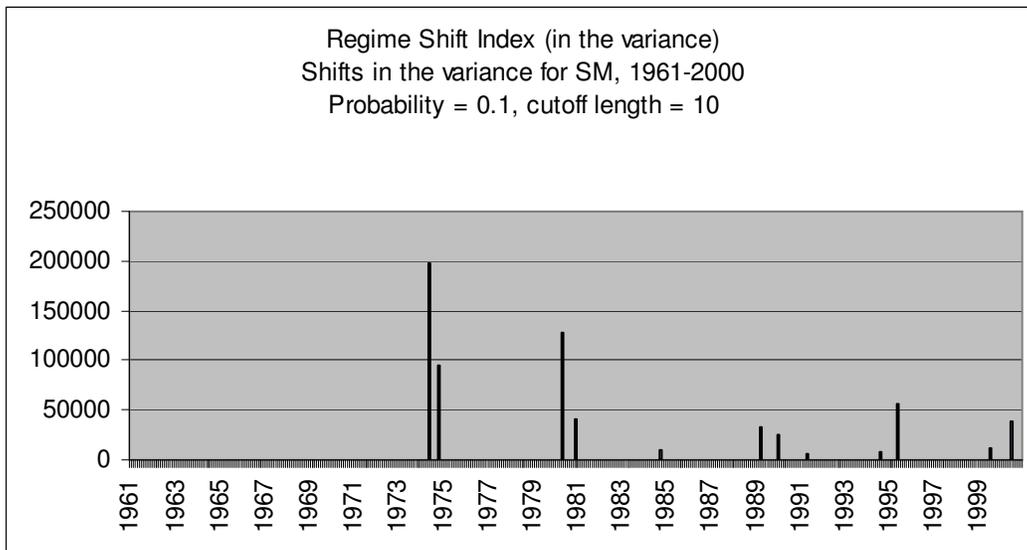


Figure 16. Exemples de sauts dans la variance (Satu Mare)

L'analyse sur les données mensuelles de précipitations et de températures n'a pas détecté des interruptions significatives dans les séries de température, mais elle s'est avérée « intéressante » dans l'analyse des séries de précipitations.

Un groupement de ces interruptions semble évident, surtout autour des années 1961-1963, 1969-1971, 1981-1985, 1991-1993, 1996-2000. L'interprétation de ces interruptions comme « changements de régime - *regime shifts* », selon mon avis est assez difficile, car il n'y a

pas une coïncidence évidente entre l'intervalle d'apparition de ces interruptions et les phases NAO (présentées successivement dans la figure ci-dessous, selon Loa *et al.* (2006).

| | <i>NIÑO3 (Normal)</i> | <i>NIÑO3(+)</i> | <i>NIÑO(-)</i> |
|---------------------|--|---------------------|------------------------------------|
| <i>NAO (Normal)</i> | 1951,1952,1953,1954,1959,1967,1978,1980,1982,1986,1988,1991,1997,2002,2003,2004,2005 | 1958,1987,1998 | 1968,1971,1972,1974,1976,1985,2006 |
| <i>NAO (+)</i> | 1957,1961,1975,1981,1984,1990,1993,1994,1995,1999 | 1973,1983,1992 | 1989,2000 |
| <i>NAO(-)</i> | 1960,1962,1963,1969,1979,1996,2001 | 1964,1966,1970,1977 | 1955,1956,1965 |

Figure 17. Groupements d'années selon les états NAO et ENSO, selon Loa *et al.* (2006)

Plusieurs auteurs (Busuioc A, von Storch H, 1996, Rimbu N, Boroneant C, Buta C, Dima M, 2002, Stefan S, Ghioca M, Rimbu N, Boroneant C, 2004) on mis on évidence un telle relation entre la variabilité de NAO et les précipitations en Roumanie. Pendant les périodes où le NAO est dans sa phase positive, bas les valeurs de précipitation et de renvois ont été observées en Roumanie. Cette connexion est clairement accentuée pendant les deux décades dernières, quand une augmentation continue dans le NAOI (Hurrell, 1995) a été accompagnée par une diminution continue tant dans la précipitation que dans les renvois dans cette région, surtout au sud du pays (Stefan et al, 2004)

6. Hypothèse 4 : L'analyse spectrale va identifier des périodicités lies aux l'évolution des les grandes perturbations associes ou changement climatiques

En principe, les méthodes les plus communes pour estimer les paramètres dans l'espace et au cours du temps d'un procès autorégressif partent de l'utilisation des équations Yule-Walker. Le problème apparaît quand les paramètres Yule-Walker d'un processus autorégressif d'ordre p ou AR(p) sont très « subjectifs », fait qui mène à un ordre inadéquat du choix et à une faible prévision (Shaman, 1983; Shaman et Stine, 1988; Crunk, 2005).

L'analyse spectrale est utilisée pour l'analyse des cyclicités et des bandes de fréquence dans les séries climatiques. Les spectres de puissance peuvent être utilisés par une série de méthodes de l'analyse spectrale. Parmi celles-ci, les plus utilisées sont le périodogramme, l'analyse de l'autocorrélation spectrale (ASA, Blackman et Tuckey, 1958; WMO, 1966), la méthode de l'entropie maximale (MEM, Burg, 1975; Olberg et Rakoczi, 1984), la méthode multitaper (MTM, Percival et Walden 1993, Thompson, 1982; Park *et al.*, 1987).

Le thèse présente en bref aussi ces méthodes à côté de leurs inconvénients.

En ce qui concerne les pics spectraux identifiés on peut affirmer que les séries de précipitations sont beaucoup plus sensibles, ce qui rend possible une identification plus fine du signal climatique que dans le cas des températures.

Pour les températures, les pics spectraux ont des fréquences autour de la valeur 0.457 pour environ toutes les séries analysées ou très proches de cette valeur. D'autres pics ont été très rarement rencontrés : (0.713 ou 0.384).

Les valeurs identifiées correspondent aux périodicités d'environ 2-2, 1,8-2,22 -2.45 ans.

Pour les précipitations, les périodicités rappelées ci-dessus ont été identifiées dans toutes les séries analysées, du point de vue additionnel en s'identifiant des « pics » spectraux ayant des valeurs comprises entre 0.33-0.35, 0.499 ou 0.17-0.225. Les dernières correspondent aux périodicités comprises entre 3-3.6, 4.44 ou 5,88/6 ans.

Les périodicités qui gravitent autour des valeurs de 11 ans (associées à l'activité solaire), 20-30 ans, pluridécades (60 ans) ou centenaires n'ont pas été observées à un niveau qui dépasse 95% de la signification statistique.

En ce qui concerne la signification de ces « pics » et la périodicité il y a plusieurs avis, la plupart des auteurs les associent à la variabilité décadaire des grandes téléconnexions, surtout de NAO.

Plusieurs auteurs ont une idée différente pour ce que signifie « la variabilité décadaire ». Certains d'entre eux (Latif et Barnett, 1996; Goodman et Marshall, 1999) décrivent une « sorte de résonance oscillatoire qui peut générer un pic spectral dans une bande de fréquence ». D'autres (Frankignoul *et al.*, 1997) décrivent un « knee cap », qui serait la réponse de l'océan aux forçages atmosphériques decadaire de nature stochastique. La plupart d'eux parlent d'un « pic décadaire dans le signal NAO » autour des valeurs de 6-10 ans (Hurrell et Van Loon's, 1997), 12

ans (Deser et Blackmon, 1993), 7 et 10 ans, respectivement 2.3 ans, et une puissance réduite aux échelles comprises entre 10-20 ans et 3 ans (Goodman, 1999).

Les périodicités détectées peuvent être associées aux résultats obtenus dans d'autres régions de l'Europe. Bradzdil *et al.* (1985) ont découvert des cyclicités avec des longueurs de 2-5 ans, respectivement de 10-16 ans dans les sommes annuelles de précipitations de l'Europe Centrale. Maheras et Vafiadis (1991) ont détecté des périodicités de 3,6 ans et Lana et Burgueno (2000) ont identifié des périodicités comprises entre 3-4 et 6 ans autant pour les précipitations de printemps et d'été que pour les périodicités de 4.6 et 16 ans dans les précipitations de l'hiver.

Dans l'analyse sur les précipitations de la péninsule Ibérique, Ginner *et al.* (2002) ont identifié des oscillations annuelles dominantes de 7, respectivement 2.7 ans.

Identiquement à nos résultats, Bradzdil et Zolotokrylin (1995), Tosik *et al.* (2005) ont identifié le cycle Quasi bi annuel (QBO) (environ 2.2 ans, Reed *et al.* 1961; Lamb, 1979) les précipitations mensuelles de l'Europe. Lana et Burgueno (2000) ont détecté des cyclicités entre 2.4-2.6, 6.1 et 21.3 ans dans l'analyse mensuelle des précipitations de Barcelone. Morala *et al.* (2003) ont surpris des oscillations de 4, 5, respectivement 3.2 ans dans les fluctuations Atlantiques du printemps-hiver.

Tosik *et al.* (2005) a identifié le cycle QTO (quasi triannuel) dans les séries de Belgrade.

En ce qui concerne les périodicités les plus fréquentes dans les séries de température de 2.2 ans, celles-ci peuvent être associées à la circulation quasi biennale QBO, l'une des plus importantes composantes des fluctuations climatiques à court terme. Les courants d'air maximaux qui la provoquent se trouvent à une altitude de 24 km. Le système de vent associé a été corroboré par des auteurs divers au régime des vents stratosphériques des deux hémisphères (Nord et Sud) et aux changements de direction des vents de la direction E et O.

Lamb (1972) a spécifié que QBO est associé à l'oscillation Sud, qui en fait représente la force de la ceinture subtropicale dans l'hémisphère Nord et Sud. Des associations ont été faites aussi avec l'index de la circulation Nord atlantique de NAO.

L'identification avec SOI et NAO de ces périodicités pour la Serbie et implicitement pour la zone centrale – est européenne a été réalisée par Tosik *et al.* (2005), qui a démontré que « la zone du Belgrade est soumise à une forte influence de NAO et à une influence ENSO plus faible pendant le printemps ».

De notre point de vue, quoiqu'on accepte les résultats ci-dessus, on considère que les méthodes d'analyse spectrale (même en mélange ou en corrélation à d'autres méthodes) ne sont pas assez fortes pour démontrer sûrement de telles relations entre les séries temporelles des variables climatiques (la température et les précipitations) avec la grande téléconnexion. Pour mettre en évidence de telles relations on considère qu'il soit nécessaire à recourir aux algorithmes les plus sophistiqués, tels ceux d'ondelettes, qui seront présentés dans le suivant chapitre.

La localisation dans l'espace temporel des ruptures de fréquence et des périodicités : l'analyse en ondelettes.

Les séries chronologiques géophysiques sont parfois générées par des systèmes complexes dont on connaît peu de choses. Le comportement prédictible de tels systèmes comme la tendance et les périodicités présente un réel intérêt. La plupart des méthodes mathématiques traditionnelles examinent la périodicité dans le domaine fréquentiel. Une partie de ces méthodes telle l'analyse Fourier suppose implicitement que les processus analysés sont stationnaires dans le temps. Cependant, l'analyse en ondelettes élargit la série de temps autant dans le domaine fréquentiel que dans celui temporel, permettant ainsi la localisation des périodicités intermittentes. Par la décomposition d'une série temporelle dans les deux domaines on peut déterminer les deux modes de variabilité et aussi la manière de leur variation au cours du temps.

L'analyse en ondelettes a été utilisée dans des nombreuses études de géophysique, y inclus la convection tropicale (Weng et Lau, 1994), le phénomène ENSO (Gu et Philander, 1995), les fronts atmosphériques froids (Gamage et Blumen, 1993), les températures du centre de l'Angleterre (Baliunas *et al.*, 1998), la dispersion des ondes océaniques (Meyers *et al.*, 1993), la formation et l'atténuation des ondes (Liu, 1994), l'étude des structures cohérentes dans des écoulements turbulents (Farge, 1992) etc. Une description complète de la méthode dans l'analyse des données géophysiques a été réalisée par Kumar et Foufoula-Georgiou (1994), les fondements théoriques par Daubechies (1992) pour qu'à peine 12 ans plus tard on mis les fondements des niveaux de signification qui confère de la crédibilité à la méthode (Grinsted *et al.*, 2004). Un guide pratique d'utilisation de la méthode a été réalisé par Torrence et Compo (1998).

Il y a deux classes de Transformées en ondelettes: continue (CWT), respectivement discrète (DWT).

Les téléconnexions entre (NAO, ENSO) et les séries roumaines de précipitations ont été mises en évidence par plusieurs auteurs (Busuioc et von Storch, 1996; Busuioc *et al.*, 1999; A. Busuioc *et al.*, 2004, Bojariu *et al.*, 2001, Mares *et al.*, 2000, 2002a, 2002b, Tomozeiu I., 2002).

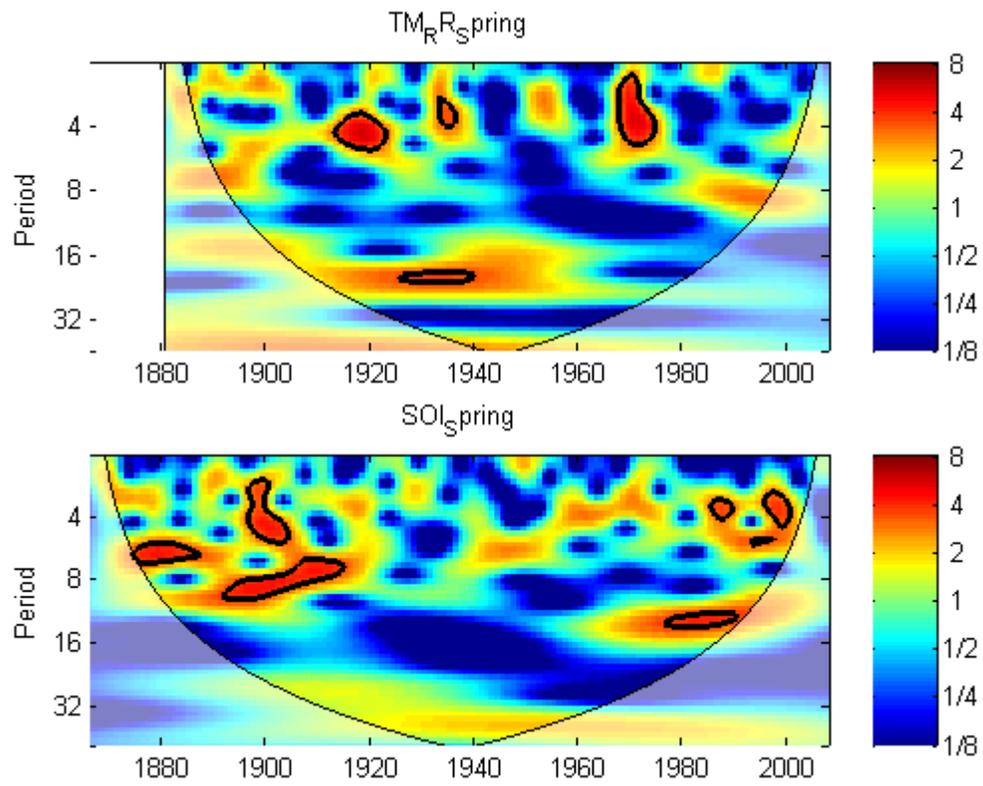
L'analyse en ondelette des séries roumaines semble confirmer cette hypothèse, NAO semble avoir une influence forte sur les précipitations de la Roumanie, surtout dans les mois d'hiver. La puissance commune du spectre a de très fortes augmentations vers les années 1920, 1960 et à partir de la fin des années 1990 et jusqu'à présent. La puissance commune est concentrée surtout autour des bandes de 2-6 ans et pour la dernière période qui s'étend jusqu'à nos jours dans les bandes 8-16 années.

L'influence de NAO est très visible surtout les mois d'hiver, fait qui confirme les études antérieures. Une connexion (réduite et moins forte a été mise en évidence dans les études citées plus-haut, mais significative au seuil de 95%) entre les anomalies de pression (l'index NAO) et les précipitations de l'été peut être associée aux anomalies de précipitations (positives et négatives) de la Roumanie. Selon les paires d'ondelettes des stations roumaines et NAO, la plus grande amplitude des anomalies est identifiée dans les sites du Nord-ouest, Sud et Sud-ouest, alors que pour la partie Est et Nord du pays cette influence disparaît.

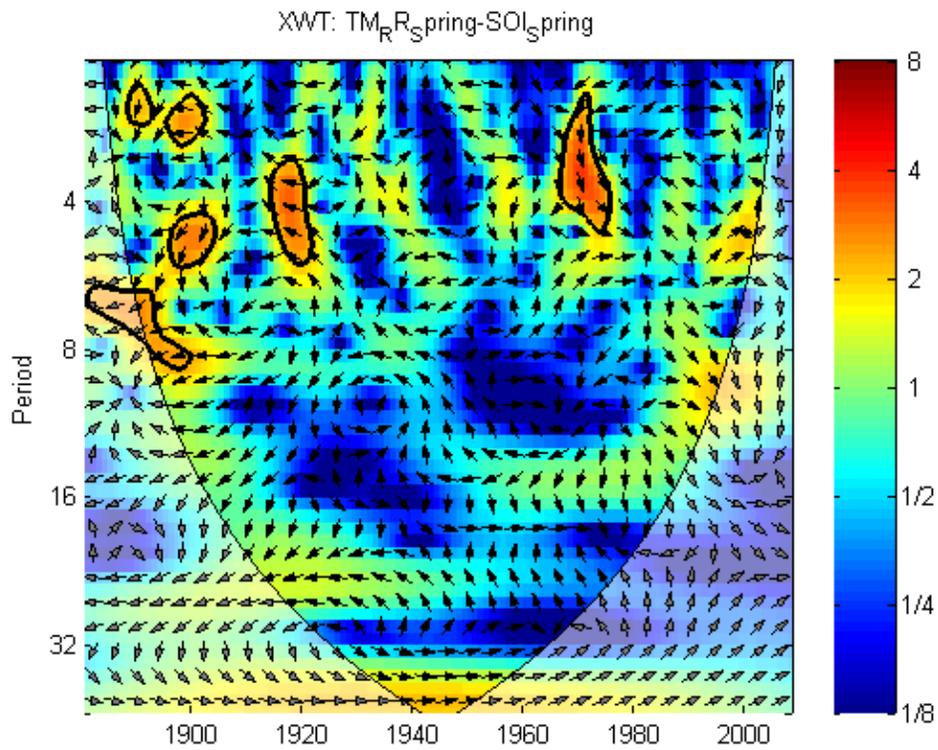
Le mécanisme (Busuioc et von Storch, 2004, David et Haidu, 2007) qui se trouve derrière cette situation peut être identifié dans le transport des masses d'air humide du bassin méditerranéen sur la Roumanie (fait qui mène aux précipitations supérieures à la moyenne et aux anomalies thermiques).

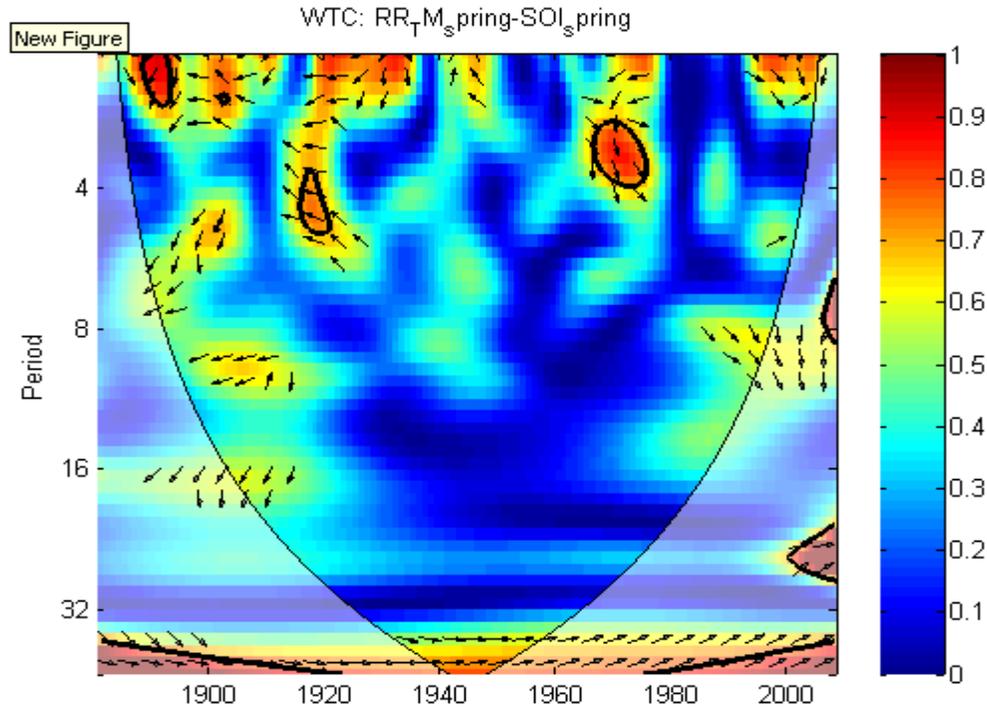
Le mécanisme mentionné plus-haut est moins visible dans les séries de température.

En ce qui concerne une influence de l'ENSO sur les précipitations des mois de printemps, celle-ci est très réduite et douteuse (voir la figure 22. ci-dessous).



a)





b)

Figure 22. a) Les spectres du pouvoir de Timisoara et SOI (printemps) b) Cohérence de spectre cohérence croisée entre SOI et Timisoara

En parallèle on a voulu mettre en évidence une possible relation entre les stations de Moldavie et de Transylvanie et l'index de l'anomalie de l'Atlantique d'Est – Russie de l'Ouest (EAWR -- Barnston et Livezey, 1987). Les phases les plus négatives et les plus prononcées d'EAWR tendent à se produire l'hiver et au début du printemps. Des phases très particulières ont été soulignées les hivers et les printemps des années 1969/70, 1976/77 et 1978/79. Des phases très positives ont caractérisé l'hiver 1992/93.

Tableau 6. Corrélations entre la température des stations de Transylvanie et EAWR

| Station | Test | ONA | EA | EAWR |
|---------|---------------------|-----------------|-------|------------------|
| Cluj | Pearson Correlation | -.173 | -.035 | -.247 |
| | Kendall's tau_b | -.130 | -.025 | -.222(*) |
| | Spearman's rho | -.189 | -.043 | -.329(*) |
| Sibiu | Pearson Correlation | -.236 | .145 | -.430(**) |
| | Kendall's tau_b | -.190(*) | .083 | -.332(**) |
| | Spearman's rho | -.260 | .142 | -.492(**) |

| | | | | |
|----------|---------------------|-------|------|-----------------|
| Bistrita | Pearson Correlation | -.020 | .087 | -.292(*) |
| | Kendall's tau_b | -.066 | .068 | -.210(*) |
| | Spearman's rho | -.080 | .088 | -.310(*) |

** corrélation significative au niveau 0.01 (2-tailed).

* corrélation significative au niveau 0.05 (2-tailed).

Tableau 7. Corrélations entre les précipitations des stations de Transylvanie, de Moldavie et EAWR

** corrélation significative au niveau 0.01 (2-tailed).

* corrélation significative au niveau 0.05 (2-tailed).

7. Hypothèse 5 : L'analyse ARIMA sur nos données peut mettre en évidence des changements régionales dans le climat

L'analyse cluster a identifié 2 climats potentiels qui en apparence ont deux saisons (la figure 36). Dans une première phase, l'analyse PCA a été appliquée aux coefficients d'autocorrélation à un écart $k = 1$ et jusqu'à l'écart $k = 12$ pour les 22 stations utilisées (17 pour les

| Corrélations saisonnières (hiver) | | Corrélations annuelles | |
|--------------------------------------|-----------------|------------------------|-----------------|
| | EATL/WRUS | | EATL/WRUS |
| EATL/WRUS | 1 | EATL/WRUS | |
| TM | -0.652** | TM | -0.175** |
| SB | -0.477** | SB | -0.147** |
| IS | -0.439** | IS | -0.79** |

précipitations). Pour enrichir l'interprétation des résultats PCA, les fonctions orthogonales identifiées ont subi une rotation VARIMAX (Kaiser, 1964). Cette méthode est habituelle (Soltani *et al.*, 2007). Le tableau 11 présente les coordonnées sur les composantes principales.

| Station | ARIMA_temp | Station | ARIMA_precip |
|--------------|-----------------|--------------|-----------------|
| IASI | (1,1,1) (0,1,1) | | |
| OCNA SUGATAG | (1,1,1) (0,1,1) | | |
| BOTOSANI | (1,1,1) (0,1,1) | | |
| DEVA | (3,2,4) (1,1,1) | IASI | (1,0,1) (4,1,0) |
| CLUJ-NAPOCA | (1,1,1) (0,1,1) | OCNA SUGATAG | (1,0,0) (6,1,0) |

| | | | |
|----------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| BACAU | (3,2,3) (1,1,1) | RADAUTI | (1,0,1) (4,1,0) |
| MIERCUREA CIUC | (1,2,3) (1,1,1) | BISTRITA NASAUD | (1,0,0) (6,1,0) |
| ARAD | (1,1,1) (0,1,1) | CLUJ-NAPOCA | (1,0,0) (6,1,0) |
| SIBIU | (1,1,1) (0,1,1) | BACAU | (0,0,1) (0,1,1) |
| RIMNICU VALCEA | (1,1,1) (0,1,1) | MIERCUREA CIUC | (0,0,0) (0,1,1) |
| BUZAU | (1,1,1) (0,1,1) | TIMISOARA | (1,0,0) (6,1,0) |
| SULINA | (1,1,4) (1,1,1) | SIBIU | (1,0,1) (3,1,1) |
| BUCURESTI FILARET | (1,1,1) (0,1,1) | GALATI | (0,0,0) (6,1,0) |
| CRAIOVA | (1,1,1) (0,1,1) | BAIA MARE | (1,0,0) (6,1,0) |
| CALARASI | (1,1,1) (0,1,1) | SULINA | (1,0,0) (6,1,0) |
| CARANSEBES | (1,2,2) (1,1,2) | BUCURESTI | (1,0,0) (6,1,0) |

Tableau 12. Appartenance de chaque station à un groupe ARIMA (en jaune rouge les températures, en bleu les précipitations). Lorsque le terme saisonnier est important [SULINA (1,1,4)] il apparaît en rouge et pour les précipitations c'est le paramètre non saisonnier (6,1,0) contre des paramètres plus simples.

La figure 41 suggère que du point de vue thermique il y a une forte séparation entre les deux saisons : hivernale et estivale, qui, à leur tour, se divisent en deux sous-saisons.

Pour des températures au niveau de stations le groupement des stations est présent :

Pour les précipitations on forme deux groupes distincts, avec une orientation:

- NV-SE groupe 1: Bucuresti, Sulina, Timisoara, Oradea, Caransebes, Drobeta TS, Craiova et Arad
- N-centre-S groupe 2: Cluj-Napoca, Sibiu, Iasi, Bacau, Botosani, Ramnicu Valcea, Miercurea Ciuc

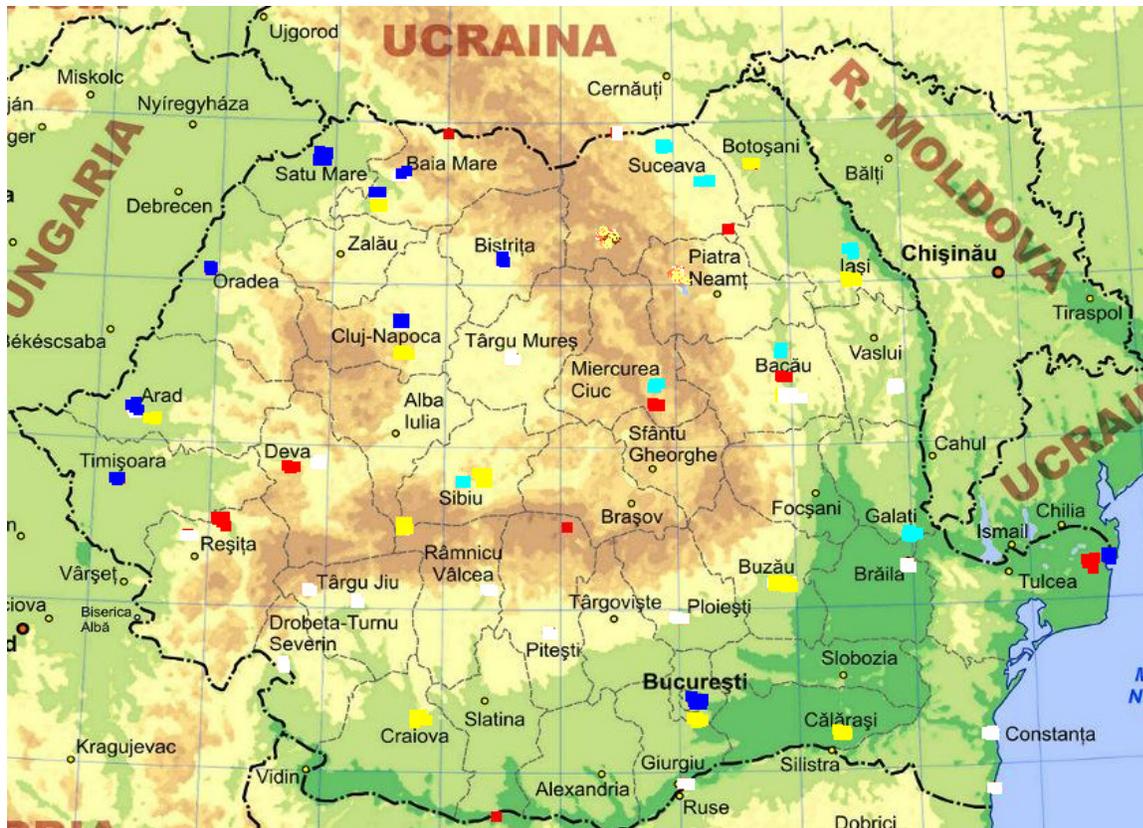


Figure 11 Les groupes climatiques ARIMA selon Tableau 12

8. Conclusions finales

En comparaison avec des autres modèles (modelul CECILIA (Central and Eastern Europe Climate Change Impact and Vulnerability Assessment <http://www.cecilia-eu.org/>) le notre est aussi efficace : (le notre)

| tav -ann | L'amplitude moyenne diurne | | | |
|---------------------|----------------------------|--------|----------|-------|
| CECILIA | | | Le notre | |
| | Tendance | p < | Tendance | p < |
| Bucuresti-Filaret | 0.019 | 0.0446 | 0.004 | 0.034 |
| Constanta | 0.024 | 0.0032 | 0.007 | 0.06 |
| Drobeta-Tr. Severin | 0.022 | 0.0045 | 0.003 | 0.377 |
| Sibiu | 0.017 | 0.0301 | 0.008 | 0.208 |
| Cluj | 0.016 | 0.0251 | -0.33 | 0 |

| txq90 -ann L'amplitude moyenne diurne | | | | |
|---|-----------------|-----------------|-----------------|---------------|
| | Tendance | p < | Tendance | p < |
| Constanta | 0.044 | 0 | 0.251 | 0 |
| Drobeta-Tr. Severin | 0.049 | 0.0002 | 0.056 | 0.026 |
| Sibiu | 0.03 | 0.0353 | 0.143 | 0.002 |
| tnq90 -ann La percentile de 90% de la température minimale diurne | | | | |
| | Tendance | p < | Tendance | p < |
| Constanta | 0.034 | 0.0029 | 0.212 | 0 |
| Drobeta-Tr. Severin | 0.021 | 0.0096 | 0.022 | 0.306 |
| Sibiu | 0.023 | 0.009 | 0.13 | 0.001 |
| Le nombre de jours de gel (Tmin < 0°C) | | | | |
| | Tendance | p < | Tendance | p < |
| Bucuresti-Filaret | -0.193 | 0.0904 | -0.095 | 0.236 |
| Constanta | -0.219 | 0.126 | -0.354 | 0.008 |
| Drobeta-Tr. Severin | -0.192 | 0.2428 | -0.081 | 0.278 |
| Sibiu | -0.0206 | 0.7573 | 0.017 | 0.995 |
| Cluj | -0.1014 | 0.3862 | -0.212 | 0.031 |
| Iasi | -0.226 | 0.07 | -0.298 | 0.052 |
| pp90 -ann La percentile de 90% des quantités diurnes de précipitations | | pp95 !!! | | |
| | Tendance | p < | Tendance | p < |
| Bucuresti-Filaret | 0.017 | 0.845 | 7.817 | 0.074 |
| Constanta | 0.036 | 0.282 | 9.134 | 0.217 |
| Drobeta-Tr. Severin | 0.033 | 0.124 | 1.984 | 0.7 |
| Sibiu | 0.026 | 0.3553 | 8.025 | 0.287 |
| Cluj | 0.033 | 0.3935 | 9.561 | 0.119 |
| Iasi | 0.034 | 0.4771 | 3.22 | 0.746 |
| pxcwd -ann Le nombre maximal de jours pluvieux consécutifs | | | | |
| | Tendance | p < | Tendance | p < |
| Bucuresti-Filaret | -0.011 | 0.337 | -0.018 | 0.044 |
| Constanta | -0.006 | 0.6223 | -0.008 | 0.717 |
| Drobeta-Tr. Severin | -0.017 | 0.2236 | -0.007 | 0.595 |

| | | | | |
|---------------------|---|---------------|-----------------|---------------|
| Sibiu | -0.006 | 0.6821 | -0.037 | 0.202 |
| Cluj | -0.016 | 0.5639 | -0.018 | 0.354 |
| Iasi | 0.012 | 0.4822 | -0.057 | 0.063 |
| pxcdd –ann | Le nombre maximal de jours consécutifs | | | |
| | Tendance | p < | Tendance | p < |
| Bucuresti-Filaret | -0.015 | 0.9569 | 0.03 | 0.321 |
| Constanta | -0.067 | 0.2779 | 0.13 | 0.143 |
| Drobeta-Tr. Severin | 0.048 | 0.3747 | -0.047 | 0.249 |
| Sibiu | 0.046 | 0.8343 | 0.071 | 0.205 |
| Cluj | -0.133 | 0.1672 | -0.025 | 0.556 |
| Iasi | -0.1235 | 0.1277 | 0.191 | 0.018 |

Tableau 13. Comparaison entre CECILIA et nos résultats