

Rezumatul tezei

Cuvinte cheie: schimbare climatica, tendinta, varianta, frecventa, serii de timp, zgomot alb, zgomot rosu, wavelet, ARIMA, analiza pe componente principale, teoreia evenimentelor extreme, salturi climatice, omogenizare, Testul RH al lui Wang si Feng, algoritmi de segmentare, stationaritate si ne-stationaritate, temperaturi si precipitatii, analiza spectrara, nivele de semnificatie, modelarea seriilor de timp, teleconexiuni

1. Cuprins

1. Introducere : Pozitionarea problemei. Care schimbare climatica ?	5
1.1 Variatiile climatice ale trecutului	5
2. Caracterile generale ale climatului Romaniei	8
2.1 Factorii radiativi	10
2.2 Factorii dinamici	14
2.3 Factorii geografici	19
3. Regimul principalelor elemente climatice	21
3.1 Regimul temperaturii aerului	21
3.2 Regimul umidității aerului	25
3.3 Regimul precipitatiilor	26
3.3.1 Regimul sezonier al precipitatiilor	28
3.4. Regimul mediilor lunare ale precipitatiilor atmosferice	28
3.5 Regimul precipitatiilor solide (zapada)	31
4. Consideratii asupra stationaritatii seriilor de timp	32
4.1 Procesele stationare.	33
4.2 Lanturile Markov.	35
5. Ipoteza 5 : Datele sunt omogene si nu a tendinta	37
5.1 Care este cel mai bun punct de pornire in alegerea metodelor ?	38
5.2 Evaluarea critica a metodelor	40
5.2.1 Algoritmi de segmentare	40
5.2.2 Metode de corectie	42
5.2.3 Utilizarea meta-datelor	46
5.2.4 Testul RH al lui Wang si Feng	47
5.3.5 Procedura utilizata	50
5.4. Validarea ipotezei nr1. Identificarea tendintelor in datele omogene	53
6. Ipoteza nr 2 : Extimele devin din ce in ce mai etreme	56
6.1 Explicatii asupra selectiei metodelor utilizate	57
6.1.2 Teoria valorilor extreme (TVE)	58
6.1.3 Aspecte teoretice ale analizei fundamentate pe TEV	60

6.1.4 Explicarea analizei distributiilor extreme	62
6.4.1 Perioadele de intoarcere si timpul de asteptare	65
6.4.2 Includerea cilcurilor anuale si diurne	66
6.4.3 Includerea dependentelor spatio - temporale	66
6.5. Metoda POT	67
6.6 Abordarea "proces punct"	67
6.7 « Statistical downscaling » in analiza extremelor	68
6.8. Validarea ipotezei nr 2 : exemple referitoare la statiile romanesti	69
7. Ipoteza nr 3 : Datele indica o varianta crescatoare	81
7.1 Consideratii teoretice asupra rupturilor de varianta	82
7.2 Testul lui Rodionov, alegere metodologica pentru detectia rupturilor de varianta in esantioane	84
7.3 Validarea ipotezei nr 3. exemple referitoare la statiile romanesti	85
8. Ipoteza nr 4 : Analiza spectrala	93
8.1 Analiza clasica. Exemple de analiza spectrala efectuate asupra statiilor romanesti	97
8.2 Localizarea in dimeniunea timp a rupturilor de frecventa si a periodicitatilor: analiza wavelet.	104
8.2.1 Functii wavelet	105
8.2.2 Transformate wavelet	107
8.2.3 Spectrul de putere wavelet	110
8.2.4 Argumente impotriva criticilor aduse metodei wavelet.	112
8.2.5 Alegerea scarii	113
8.2.6 Conul de influenta.	114
8.2.7 Nivele de semnificatie.	116
8.3.8 Spectrul de zgomot rosu pentru functiile wavelet	116
8.2.9 Metoda Monte Carlo.	117
8.2.10 Intervalul de încredere.	118
8.2.11 Identificarea puterii comune si a fazelor relative pentru statiile românești în domeniul timp-frecventa. Metoda Cross Wavelet Transform	119
8.2.12 Masurarea coerentelor de faza semnificative. Aplicatii asupra statiilor românești. Metoda Wavelet Coherence	121
8.3 Discutii generale asupra rezultatelor derivate din ipoteza nr 4	124
9. Ipoteza nr 5 : Analiza ARIMA poate evidentia schimbari regionale ale climatului	129
9.1 Analiza critica a altor metode similare. Filtrele sau analiza temporala a tendintei	132
9.2 Metodologia ARIMA	137
9.3 Analiza ARIMA a seriilor de timp Romanesti	140
9.4 O alegere superioara : ARIMA pt serii de timp intrerupte	160

9.5 Sunt seriilor noastre susceptibile unei modelari de tip Garch ?	163
9.6 Validarea ipotezei : identificarea de grupe climatice. Analiza pe componente principale si analiza cluster	164
9.6.1 Rezultate si discutii	166
9.6.2 Relatiile intre modelele obtinute si caracteristicile seriilor analizate	172
10. Concluzii finale	173
ANNEXE 1 Définirea indicilor	181
ANNEXE 2 Définirea zgomotului	186
Zgomot Alb	186
Zgomot Roz	187
Zgomot Rosu	188
Zgomot Albastru	189
ANNEXE 3 Cum se interpreteaza figurile wavelet	190
ANNEXE 4 Lista figurilor	191
Bibliografie	193

2. Structura tezei

Pentru a putea raspunde intrebării din titlu s-a decis adoptarea urmatorului rationament :

1. inainte de toate, se va incerca de a intelege cum este definita "schimbarea climatica" in literatura de specialitate
2. se va identifica o modalitate prin care sa testeze ipoteza schimbarii climatice in acelasi timp cu testarea calitatii datelor
3. se vor alege metode fiabile pentru a avea incredere in raspunsuri

In esenta se va incerca sa se raspunda la doua intrebari :

Cum pot avea incredere in rezultatele obtinute daca pornesc de la ipoteza ca datele nu sunt de incredere ?

Cum ma pot asigura ca in cazul in care obtin rezultate care par sa confirme ipoteza schimbarii climatice avem intradevar de-a face cu o schimbare climatica "reala"?

S-a decis in consecinta ca solutiile propuse pentru a furniza raspunsuri viabile la aceste intrebari sa se contureze dupa parcurgerea urmatoarelor etape:

1. Evaluarea calitatii initiale a datelor
2. Omogenizarea datelor (dupa caz).
3. Utilizarea unor metode diferite si independente pentru a putea compara rezultatele prin prisma similaritatii.
4. Identificarea tendintelor existente (in medie dar si in varianta) si evaluarea corelarii lor cu semnalele schimbarii climatice.
5. Evaluarea corelatiilor dintre seriile de timp utilizate cu teleconexiunile din perspectiva paradigmei schimbarii climatice.
6. Evaluarea posibilelor modele obtinute din perspectiva spatio-regionala relativ la modelele consacrate.
7. Compararea rezultatelor obtinute cu rezultatele obtinute de alti cercetatori

Din motive legate de parcimonie si coeziune metodologica cei spate pasi de mai sus au fost grupati in cinci capitole fiecare reprezentand o ipoteza de lucru :

Ipoteza 1 : Datele sunt omogene si nu au tendinte

Ipoteza 2 : Extremele devin din ce in ce mai extreme

Ipoteza 3 : Datele prezinta o tendinta crescatoare a variantei

Ipoteza 4 : Analiza spectrala va identifica periodicitati legate de evolutia marilor perturbatii asociate schimbarilor climatice

Ipoteza 5 : Analiza ARIMA asupra datelor noaste poate pune in evidenta schimbari regionale in climat

Ultimul capitol prezinta concluziile finale in timp ce primele patru ofera informatii generale necesare pentru interpretarea rezultatelor.

3. Ipoteza 1 : Datele sunt omogene si nu au tendinte

Din nefericire, majoritatea seriilor climatice foarte lungi au fost afectate de numeroase evenimente non-climatice care fac ca seturile de date sa fie nerepresentative in ceea ce priveste evolutia climatului de-a lungul timpului.

Acesti factori include schimbari ale: instrumentelor, practicilor de observatie, locatiei statiilor (vezi Cluj 1967, Sulina 1940 etc.), schimbarea formulelor de calcul (trecerea la formula Koppen in cazul statiilor romanesti la inceputul secolului trecut), conditiilor din jurul statiilor meteo (vezi Bistrita dupa 1990)(Jones *et al.*, 1985; Karl si 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 si Peterson 1998, Heino, 1994).

Pentru alegerea metodei optime (testul RH al lui Wang si Feng) s-au analizat algoritmi intr-o maniera critica (vezi Tabelul 1).

<i>Metode regresive</i>		<i>- fiabile pentru o singura ruptura</i>		
		Scurta descriere	Avantaje	Inconveniente
(1970)	Farley & Hinich	Éventualele schimbari de panta cu ajutorul regresiei lineare simple	Pt σ cunoscuta aceasta procedura ramane cea mai simpla din familia procedurilor in care statistica testului depinde doar de o singura combinatie lineara a rezidurilor PY	aceasta abordare nu ofera estimari naturale asupra amplasarii si amplitudinii rupturii
(1978) (1981)	Maronna & Yohai (Le test de Poter)	O tehnica statistica clasica bazata pe raportul asemanarilor. Se studiaza cazul in care o ruptura coincide cu un salt	Aceasta abordare ofera estimari naturale asupra apozitiei rupturii	presupune ca doar o ruptura este posibila
(1983)	Le test de Worsley	Cazul general al regresiei lineare multiple	Generalizarea metodei lui Maronna si Yohai	Generalizarea presupune un numar de schimbari <i>k fixat a priori</i> . Dar, in seriile climatice acest numar este in general multiplu si necunoscut a priori
<i>Algoritmi de segmentare</i>		<i>- prezenta unei rupturi unice. - recurs obligatoriu la o serie de referinta</i>		
1975	Le test Mann – Kendall (Sneyers,	Test asupra reziduurilor	Robustete, satisface dpdv teoretic	Puterea testului depinde de nivelul de semnificatie prestabilit, de

	1975).		criteriile WMO	marirea schimbarii si de dimensiunea esantionului. Puterea lui este puternic afectata de variatia, deviatia si distributia valorilor in serie
1995	Easterling & Peterson (1995)	Combina testul SNHT cu algoritmi de segmentare	Satisfacator dpdv teoretic	afectat de probleme de mascare (pt ca de fiecare data trebuie testata ipoteza H0 contra ipotezei unei rupturi, chiar daca pot fi prezente mai multe rupturi).
1996	Lazante (1996)	Acelasi tip de procedura dar care utilizeaza testul non-parametric al lor Wilcoxon-Mann-Whitney, pt un avantaj de robustete	Satisfacator dpdv teoretic	<i>Idem.</i>
1997	Testul lui Hubert (1989, 1997)	Test de stationaritate	Aceasta metoda prezinta avantajul de a depista schimbari multiple in medie intr-o serie dpdv teoretic	<i>Idem.</i>

Metode de corectie

1986	SNHT Alexandersson (1986, 1995) Alexandersson & Moberg (1997)	Omogenizarea este realizata pornind de la o serie de referinta pt a facilita calculul parametrilor de corectie	Pornind de la serii omogene (sau considerate ca atare), amplitudinile rupturilor din seria testat se deduc imediat din seriile de comparatie	seria de referinta este considerata omogena
1996	MASH Szentimrey T. (1994, 1995, 1996, 2004)	Seriile regionale nu sunt considerate omogene	Fiecare serie este comparata cu mai multe serii regionale, fiecare din acestea constituita din mediile ponderate ale seriilor constituinte; mereu se iau in calcul meta-datele	
1996	Tehnica Caussin-Mestre (1996)	Serii de referinta omogene	1. Regula lui Caussin & Lyazrhi furnizeaza un criteriu obiectiv pt depistarea unui numar necunoscut - si multiplu-de rupturi si puncte aberante dintr-un esantion gaussian, 2. Combate eficient problemele de mascare inerente tehnicilor pas-cu-pas, dar consuma timp de calcul 3. fiecare serie este omogena (prin definitie) si poate asadar servi ca si referinta, un anumit numar de	O ruptura depistata intr-un segment de date zilnice nu este neaparat vizibila in medie

			momente de ruptura vor ramane constante oricare ar fi seria de comparatie	
2006	Wang & Feng		Elimina insecuritatea structurala si ia in calcul o autocorelatie de ecart 1	

Tabelul 1. Comparatie intre testele utilizate pentru depistarea rupturilor

In urma analizei, seriile de precipitatii au fost gasite omogene si fara o tendinta semnificativa in timp ce in seriile de temperatura s-au identificat mai multe rupturi (de tipul 1 Wang et al 2007) care pot fi atribuite unor cauze naturale:

1960 -1961 pentru toate seriile analizate, 1943 -1944, 1993-1994 pentru seriile din sudul, sud-vestul tarii si 1943 -1944 pentru statiile din Moldova. In cazul seriilor transilvane acestea au fost gasite fie a fi omogene (Sibiu si fara o tendinta anume) fie au fost eterogene pentru a putea fi identificata o tendinta concludenta (Cluj, Bistrita). Cu exceptia seriilor Bucuresti, Drobeta si Targu Jiu semnul tendintei dupa ultima ruptura este pozitiv.

Este de remarcat ca in majoritatea seriilor anul 2000 apare ca o posibila ruptura de tip 0, adica o ruptura care este semnificativa numai daca este sustinuta de metadate (Wang et al 2007). Incidental anul 2000 a fost anul in care majoritatea statiilor au fost dotate cu statii de tip Vaisala si anul in care s-au unificat observatiile clasice cu cele automate.

Conform prezentarii doamnei Boronean (2008) diferentele dintre observatiile clasice si automate la nivelul mediilor lunare variaza intre:

- 0.24°C si 0.71°C pentru temperatura medie
- 0.28°C si 0.87°C pentru temperatura minima
- 0.01°C si 0.55°C pentru temperatura maxima
- 0.62 mbar si 2.01 pentru presiunea atmosferica
- 4.85% si 13.29% for pentru temperature relative.

Variatiile standard automate la nivelul mediilor lunare variaza intre:

- 0.51°C si 1.10°C – temperatura medie
- 0.43°C si 2.03°C – temperatura minima
- 0.07°C si 3.97°C – temperature maxima
- 0.41mbar si 1.37 mbar – presiunea atmosferica
- 6.95% si 8.51% - umiditate relativa.

Diferențele dintre observațiile clasice și automate la nivelul mediilor lunare calculate pe baza mediilor zilnice (1,7,13,19 ora locală) variază între:

- 0.20°C și 0.70°C pentru temperatură medie
- 1.00 mbar și 2.0 mbar pentru temperatura aerului
- 3.30% și 10.00% pentru umiditatea relativă

iar pentru mediile lunare calculate pe baza mediilor zilnice (24 de ore) variază între

- 0.30°C și 0.70°C pentru temperatură medie
- 1.00 mbar și 2.0 pentru presiunea atmosferică
- 2.80% și 11.00% pentru umiditatea relativă

4. Ipoteza 2 : Extremele devin din ce în ce mai extreme

Înțelegerea schimbării în variabilitatea climatului este îngreunată de înțelegerea schimbărilor în medie și în variabilitate (Meehl et al, 2000). Altfel de interacțiuni variază de la variabilă în funcție de distribuția lor statistică. Spre exemplu distribuția temperaturii seamănă de multe ori cu o distribuție normală atunci când nestationaritatea distribuției implică schimbări în medie și în variabilitate. Într-o astfel de distribuție o creștere a temperaturii duce la un nou record de temperatură (Figura 9a), dar o schimbare în medie nu înseamnă o schimbare în variabilitate. Spre exemplu în figura (Figura 9a), distanța dintre cea mai scăzută temperatură și cea mai ridicată temperatură nu se schimbă. O creștere a variabilității fără o schimbare în medie implică o creștere a probabilității atât a creșterii ambelor extreme cât și a valorii absolute a extremelor (Fig 9b). O schimbare atât în variabilitate cât și în medie (Fig 9c) afectează evoluția unei extreme în raport cu valoarea celeilalte extreme.

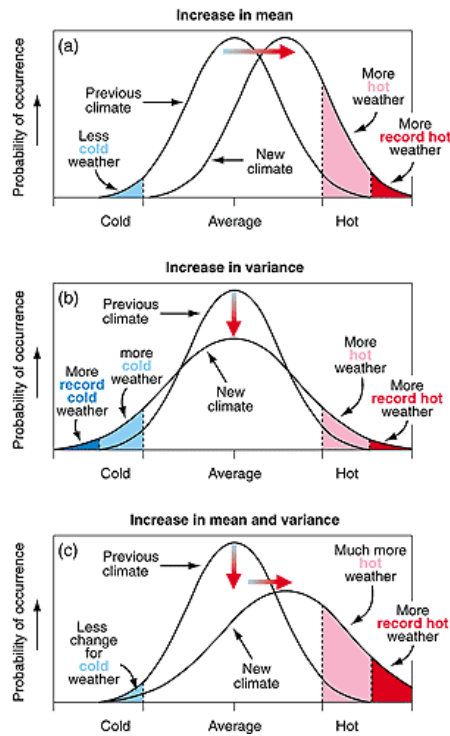


Fig. 5 Efectul asupra temperaturii atunci cand are loc o crestere a) a mediei b) a variabilitatii c) atat a variabilitatii cat si a mediei pentru o distributie normala a temperaturii. (conform [http://www.grida.no/climate/ipcc tar/wg1/088.htm](http://www.grida.no/climate/ipcc_tar/wg1/088.htm))

Pentru variabile care nu sunt foarte bine aproximate precum precipitatiile situatia este si mai complexa mai ales in climadele cu tendinte de ariditate. Spre exemplu in cazul precipitatiilor schimbarile in medie pot fi acompaniate de catre alte schimbari precum schimbari in frecventa frecventei precipitatiilor sau in modificare curbei distributiei precipitatiilor incluzand aici si variabilitatea. Aceste schimbari pot afecta aspecte variate ale extremelor de precipitatii incluzand aici chiar in intensitatea (cantitatea in unitate de timp).

In cazul unei aproximari perfecte data se aliniaza perfect pe diagonalelele graficelor de probabilitate si ale quantilei. Graficul de probabilitate indica cat de bine modelul se compara cu datele din realitate si graficul quantilei prezinta acuratetea modelului teoretic. Daca modelul deviaza puternic de la date atunci el este invalid. Nivelul de intoarcere este nivelul in acest caz al temperaturii care se asteapta a fi depasit , in medie odata la fiecare m puncte de timp (in cazul nostru ani). Perioada de intoarcere este reprezentata de timpul de asteptare necesar pentru a fi deposit un anumit nivel de intoarcere.

r95p	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	-	-
r99p	+	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	-
prcptot	+	+	+	+	+	+	-	-	+	+	-	+	-	-

Fig. 6 Tendinta principalilor indici cnstruiti pe baza valorilor zilnice ale temperaturii maxime si a a celei minime si a sumelor zilnice de precipitatii.

Numarul zilelor de inghet si al zilelor scade generalizat (exceptii Botosani, Miercurea Ciuc si Targu Jiu).

Numarul de nopti tropicale si de zile cu temperaturi peste 25 de grade este de asemenea in crestere la majoritatea statiilor .

In ceea ce priveste precipitatiile se observa o crestere a numarului total de zile cu precipitatii precum si a numarului consecutiv de zile foarte umede dar in acelasi timp numarul in care precipitatiile sunt mai mari sau egale cu 1 mm este in scadere generalizata.

Numarul de zile cu precipitatii foarte ridicate pare a fi in crestere in zonele nordice si nord-vestice fiind in scadere pentru restul tarii.

5. Ipoteza 3 : Datele prezinta o tendinta crescatoare a variantei

In teoria probabilitatilor si [statistica](#), varianta unei variabile aleatoare sau a unui esantion este o masura dispersiei statistice insemnand patratul distantelor valorilor posibile fata de valoarea asteptata . In timp ce media este o modalitate de a descrie locatia unei distributii varianta este o masura de a capta salabilitatea sau gradul de imprastiere. Unitatea variantei este patratul unitatii variabilei originale. Radicalul variantei este deviatia standard care are aceasi unitate ca si variabila originala fiind mai usor interpretabila din acest punct de vedere.

Conceptul de salt climatic re la baza principiul descoperit de Lorenz (1976) conform caruia atmosfera este un sistem fizic non-linear care contine in general tranzitivitate si intranzitivitate, cea din urma avand cateva elemente care depind de starea initiala. Sistemul se schimba de la tranzitivitate la intranzitivitate prin schimbarea parametrilor. Pe masura ce sistemul se schimba putin el devine aproape intranzitiv iar elementele lui statistice pentru un interval de timp finit variaza de la un interval la altul. Prin aceasta teorie non-deterministica acupra schimbarilor climatice Lorenz a accentuat rolul proprietatii de aproape intranzitivitate a sistemului si a sugerat ca unele schimbari bruste in medie apar in seriile de timp climatice in cazul intranzitivitatii

aproape perfecte chiar daca nu au loc nici un fel de inputuri externe. Asadar tranzitia de la un regim la altul in conditii de aproape intranzitivitate nu ar trebui sa aiba loc intrasezonier ci intranual.

Yamamoto et al.(1986) introduce conceptul de salt climatic care implica o schimbare abrupta a mediilor multi-anzuale in contrast cu opinia larg impartasita conform careia schimbarea climatica este continua (Mitchell et al, 1966). Iwashima and Yamamoto (1986) sugereaza posibilitatea ca unele schimbari abrupte in mediile multianuale ale circulatiei atmosferice globale nu sunt altceva decat rezultatul unei schimbari graduale de la an la an in regimul anotimpurilor.

Yamamoto et al.(1986) introduce conceptul de salt climatic care implica o schimbare abrupta a mediilor multi-anzuale in contrast cu opinia larg impartasita conform careia schimbarea climatica este continua (Mitchell et al, 1966). Iwashima and Yamamoto (1986) sugereaza posibilitatea ca unele schimbari abrupte in mediile multianuale ale circulatiei atmosferice globale nu sunt altceva decat rezultatul unei schimbari graduale de la an la an in regimul anotimpurilor.

Tot Yamamoto et al.(1986) defineste saltul climatic ca o schimbare de medie intre anumite limite de incredere, daca media pe mai multe decade difera inaintea unui anumit an de media dupa acel an (cu o anumita semnificatie statistica).

In interpretarea variatiilor climatice de lunga durata conceptul de „regim” si cel de „schimbare de regim” a devenit foarte popular in ultimele decade. Conceptul a crescut in importanta dupa impunerea in opinia academica a conceptului de schimbare climatica. Pornind de aici o serie de metode parametrice si non-parametrice pentru detectarea punctelor de schimbare au fost create (mai ales pentru detectarea punctelor de ruptura in medie si mai putin in varianta).

Majoritatea testelor parametrice sau ne-parametrice care se concentreaza asupra depistarii rupturilor de medie sau varianta au un neajuns major: performanta lor se deterioreaza drastic daca punctele de ruptura sunt prea apropiate de extremitatile seriei. O posibila solutie la aceasta problema a fost investigata recent de Sergei N. Rodionov (2004) care a propus o tehnica de procesare secventiala a datelor. In analiza secventiala numarul observatiilor nu este fix. In schimb observatiile se petrec secvential. Pentru fiecare noua observatie un test este realizat pentru a determina validitatea ipotezei nule H_0 (existenta unei schimbari de regim). Testul utilizat in acest studiu permite trei rezultate posibile in raport cu H_0 , acceptarea ipotezei, respingerea ipotezei sau continuarea investigatiilor.(Rodionov and Overland, 2005).

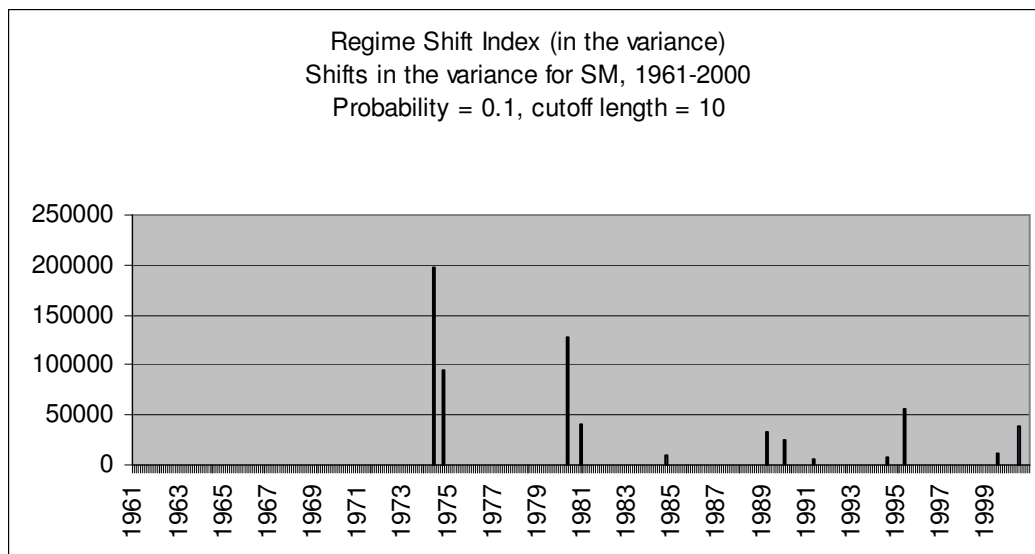


Figure 16. Exemple de rupturi de varianta (Satu Mare)

Analiza asupra datelor lunare de precipitatii si temperaturi nu a depistat rupturi semnificative in seriile de temperatura dar s-a dovedit „interesanta” in analiza seriilor de precipitatii

O grupare a acestor rupturi pare evidenta cu precadere in jurul anilor: 1961-1963, 1969-1971, 1981-1985, 1991-1993, 1996-2000. Interpretarea acestor rupturi ca si „schimbari de regim-regim shifts” dupa cum propune autorul este destul de dificila totusi o coincidenta evidenta se poate remarca in ceea ce priveste intervalul de aparitie al acestor rupturi si fazele NAO (prezentate succint in figura de mai jos, dupa 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

Fig 7. Grupari de ani dupa starile NAO si ENSO dupa Loa et al (2006).

Mai multi autori (Busuioc A, von Storch H, 1996, Rimbu N, Boroneant C, Buta C, Dima M, 2002, Stefan S, Ghioca M, Rimbu N, Boroneant C, 2004) au evidentiat o anumita variabilitate

intre NAO si precipitatiile cazute in Romania. In perioadele in care NAO este in faza pozitiva s-au observat valori joase de precipitatii pe teritoriul Romaniei. Aceasta conexiune este clar accentuata in ultimele doua decade cand o intensificare a indicelui NAO (Hurrell, 1995) a fost acompaniata de o diminuare continua a precipitatiilor in aceasta regiune, cu precadere in sud (Stefan et al, 2004)

6. Ipoteza 4 : Analiza spectrala va identifica periodicitati legate de evolutia marilor perturbatii asociate schimbarilor climatice

In principiu cele mai comune metode pentru estimarea parametrilor in spatial domeniu timp ale unui process autoregresiv pornesc de la utilizarea ecuatiilor Yule-Walker. Problema este ca parametrii Yule-Walker ai unui procesi autoregresiv de ordinul

p , sau $AR(p)$, sunt foarte “partinitori” ceea ce duce la un ordin necorespunzator al selectiei si la o proasta previziune(Shaman, 1983; Shaman and Stine, 1988; Crunk, 2005).

Analiza spectrala este utilizata pentru analiza ciclicitatilor si a benzilor de frecventa in seriile de climatice. Spectrele de putere pot fi analizate printr-o serie de metode de analiza spectrala. Dintre acestea cele mai frecvent utilizate sunt periodograma, Analiza Autocorelatiei spectrale, (ASA, Blackman & Tuckey, 1958; WMO, 1966), Metoda Entropiei Maxime (MEM, Burg, 1975; Olberg and Rakoczi,1984), Metoda multi-taper (MTM, Percival and Walden 1993, Thompson, 1982; Park et al., 1987).

Teza descrie pe scurt acest metode impreuna cu neajunsurile lor.

In cea ce priveste varfurile spectrale identificate se poate afirma ca seriile de precipitatii sunt mult mai sensibile, ceea ce face posibila identificarea semnalului climatic mult mai usor decat in cazul temperaturilor .

Pentru temperaturi s-au identificat cel mai des varfuri spectrale in jurul valorii de 0.457 pentru aproximativ toate seriile analizate sau foarte apropiate de aceasta valoare. Alta varfuri spectrale au fost foarte rar intalnite: (0.713 sau 0.384). Valorile identificate corespund unor periodicitati de aproximativ 2-2,18-2,22 -2.45 de ani.

Pentru precipitatii periodicitatile mai sus amintite au fost identificate in toate seriile analizate aditional identificandu-se „varfuri” spectrale cu valori de 0.33-0.35, 0.499 sau 0.17-0.225. Acestea din urma corespund unor peridiocitati de 3-3.6 , 4.44 sau 5,88/6 ani.

Periodicitati in jurul valorilor de 11 ani (de obicei corelate cu activitatea solara) sau de 20-30 de ani sau pluridecale (60 de ani) sau centenare de 100 de ani nu au fost prezente la un nivel care sa depaseasca 95% semnificatie statistica .

In privinta semnificatiei acestor „varfuri” si peridocitati exista mai multe opinii majoritatea dintre ele asociind aceste periodicitati cu variabilitatea decadala a marilor teleconexiuni in special a NAO.

Multi autori au o idee difereita asupra a ceea ce inseamna „variabilitatea decadala”. Unii, (Latif & Barnett, 1996; Goodman si Marshall,1997) descriu un “mod resonant oscilatoriu care poate genera un varf spectral intr-o anumita banda de frecventa”. Altii (Frankignoul *et al*, 1996), descriu un “genunchi” rapsunsul oceanului la fortari atmosferice de natura stochastica la scara decadala, separand spectrul rosu in intervale de timp scurte ce variaza de a un semnal gen zgomot alb la variatii la scara lunga.

Cei mai multi vorbesc de un “varf decadal in semnalul NAO” in jurul valorilor de 6-10 ani' (Hurrell and Van Loon's, 1997), 12 ani (Deser & Blackmon, 1993), 7 si 10 ani respective 2.3 ani , si putere redusa la scari de 10-20 ani si 3 ani (Goodman 1997).

In acest context periodicitatile detectate in studiul de fata pot fi asociate cu rezultatele obtinute in alte regiuni ale Europei Bradzdil et al. (1985) au descoperit ciclicitati cu lungimi de 2-5 ani respective de 10-16 ani in sumele anuale de precipitatii din Europe Centrala. Maheras si Vafiadis (1991) au detectat periodicitati de 3,6 ani iar Lana si Burgueno (2000) au idntificat periodicitati de 3-4 si 6 ani atat in precipitatiile de primavara si vara precum si periodicitati de 4.6 si 16 ani in precipitatiile hibernale.

In analiza asupra precipitatiilor peninsulei Iberice Garcia et al. (2002) au identificat oscilarii anuale dominante de 7 respectiv 2.7 ani.

Similar rezultatelor noastre, Bradzdil si Zolotokrylin (1995) Tosik et al (2005) au identificat ciclul QBO (aprox 2.2 ani, Reed et al 1961; Lamb 1979) precipitatiile lunare din Europa. Lana and Burgueno (2000) au detetctat ciclicitati de 2.4-2.6, 6.1 si 21.3 de ani in analiza lunara a precipitatiilor din Barcelona. Morala et al. (2003) au identificat oscilatii de 4, 5 si respectiv 3.2 ani in fluctuatiile Atlantice din primavara-iarna.

Tosik et al (2005) a identificat ciclul QTO (cvasi triannual) in seriile belgradene.

In ceea ce priveste periodicitatile cel mai des intalnite in seriile de temperatura de 2.2 ani acestea pot fi asociate circulatiei cvasi bianale QBO una dintre cele mai importante componente ale

fluctuațiilor climatice pe termen scurt. Curentii de aer maximi care o generează sunt locați la o altitudine de aproximativ 24 de km. Sistemul de vanturi asociat a fost cuplat de diversi autori cu regimul vanturilor stratosferice din ambele emisfere (nordica și sudica) și cu schimbările de direcție ale vanturilor dinspre E și V.

Lamb (1972) a notat că QBO este relaționat cu oscilația sudică care în fapt reprezintă forța centurii subtropicale în emisfera nordică și sudică. De asemenea asocieri au fost făcute și cu indexul circulației nord atlantice NAO.

Identificarea cu SOI și NAO a acestor periodicități pentru zona Serbiei și implicat zona Central –Est European a fost realizată de Tosik et al (2005) care demonstrează că „zona Belgradului este unei supuse unei influențe puternice în timpul iernii și unei influențe ENSO [n.a. slabe] în timpul primăverii”.

Din punctul nostru de vedere deși suntem de acord cu rezultatele de mai sus considerăm că metodele de analiză spectrală (chiar și în combinație sau în concurență cu alte metode) nu sunt suficiente de puternice pentru a demonstra cu deplină certitudine astfel de relații între seriile temporale ale unor variabile climatice (temperatura și precipitațiile) cu marile teleconexiuni. Pentru a putea în evidență astfel de relații considerăm că este nevoie de recursul la algoritmi mai sofisticati precum cei de tip wavelet care vor fi prezentați în capitolul următor.

Localizarea periodicităților și a rupturilor de frecvență în spațiul temporal și frecvențial : analiza wavelet

Seriile cronologice geofizice sunt adesea generate de sisteme complexe despre care știm foarte puțin. Comportamentul predictibil al unor astfel de sisteme precum tendința și periodicitățile prezintă adesea un mare interes. Majoritatea metodelor matematice tradiționale examinează periodicitatea în domeniul frecvențial. Unele din aceste metode precum analiza Fourier presupun implicit că procesele analizate sunt staționare în timp. Cu toate acestea analiza wavelet extinde seria de timp atât în domeniul frecvențial cât și în cel temporal, permițând astfel localizarea periodicităților intermitente. Prin descompunerea unei serii de timp în ambele domenii se pot determina ambele moduri de variabilitate precum și modul în care le variază în timp.

Analiza wavelet a fost folosită în numeroase studii de geofizică, incluzând aici convecția tropicală (Weng and Lau, 1994), fenomenul ENSO (Gu and Philander, 1995) fronturile

atmosferice reci (Gamage and Blumen, 1993), temperaturile din centrul Angliei (Baliunas et al, 1998), dispersia valurilor oceanice (Meyers et al, 1993), formarea si spargerea valurilor (Liu, 1994), studiul structurilor coerente in curgeri turbulente (farge, 1992) etc. O descriere completa a metodei in analiza datelor geofizice a fost realizata de Foufoula- Georgiou si Kumar (1995), bazele teoretice fiind fundamentate de Daubechies (1992) pentru ca abia in 12 ani mai tarziu sa se puna bazele unor nivele de semnificatie care sa confere credibilitate metodei (Grinsted et al, 2004). Un ghid practic de utilizare al metodei a fost realizat de catre Torrence si Compo (1998).

Exista doua clase de Transformate wavelet : Continua (CWT) respectiv Discreta (DWT).

Relatia dintre seriile romanesti de precipitatii si teleconexiuni (NAO, ENSO) a fost pusa in evidenta de mai multi autori (Busuioc and von Storch, 1996; Busuioc et al., 1999; A. Busuioc et al, 2004, Bojariu et al 2001, Mares et al 2000, 2002a, 2002b, Tomozeiu et al 2002).

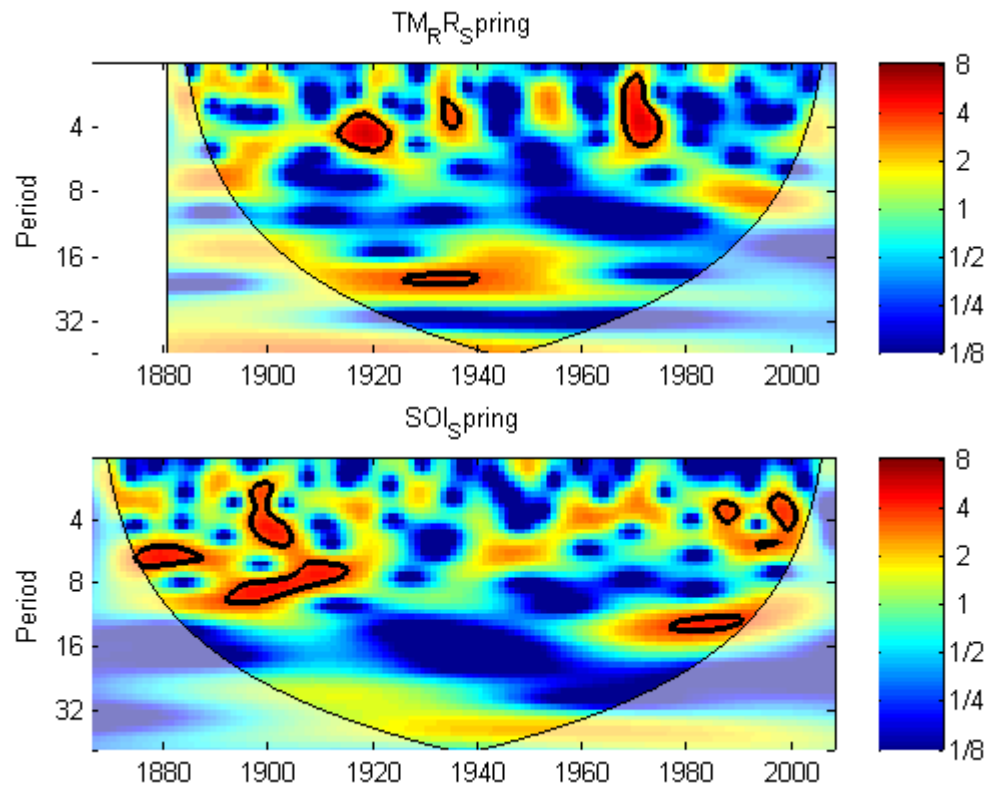
Analiza wavelet a seriilor romanesti (vezi anexa) pare sa confirme aceasta ipoteza. NAO pare sa aiba o influenta sporita asupra precipitatiilor din Romania mai ales in lunile de iarna. Puterea comuna a spectrului are crestere foarte mari in jurul anilor , 1920, 1960 si incepand cu sfarsitul anilor 1990 si pana in prezent. Puntea comuna este concentrata mai ales in jurul benzilor de 2-6 ani iar pentru ultima perioada care se continua pana in prezent in bezile 8-16.

Influenta NAO este foarte vizibila mai ales in lunile de iarna ceea ce confirma studiile precedente. O conexiune (totusi redusa si nu asa de puternica precum a fost evidentiata in studiile citate mai sus dar cat se poate de semnificativa la nivelul de 95% de semnificatie) intre anomaliiile de presiune (indexul NAO) si precipitatiile de vara poate fi asociata cu anomaliiile de precipitatii (pozitive si negative) din Romania, iar dupa cum arata perechile wavelet de statii romanesti si NAO cea mai mare amplitudine a anomaliiilor este identificata instatiile nord-vestice, sudice si sud- vestice in timp ce inspre estul si nord estul tarii aceasta influenta se disipeaza devenind nesemnificativa.

Mecanismul (Busuioc si von Storch, 2004, David si Haidu, 2007) din spatele acestei situatii poate fi identificat in transportul maselor de aer umed din bazinul mediteranean asupra Romaniei (ceea ce conduce de obicei conduce precipitatii peste medie si anomalii termice).

Mecanismul de mai sus est mai putin vizibil in seriile de temperatura.

In ceea ce priveste o posibila influenta a ENSO asupra precipitatiilor din lunile de primavara aceasta este foarte redusa si indoielnica (vezi figura de mai jos).



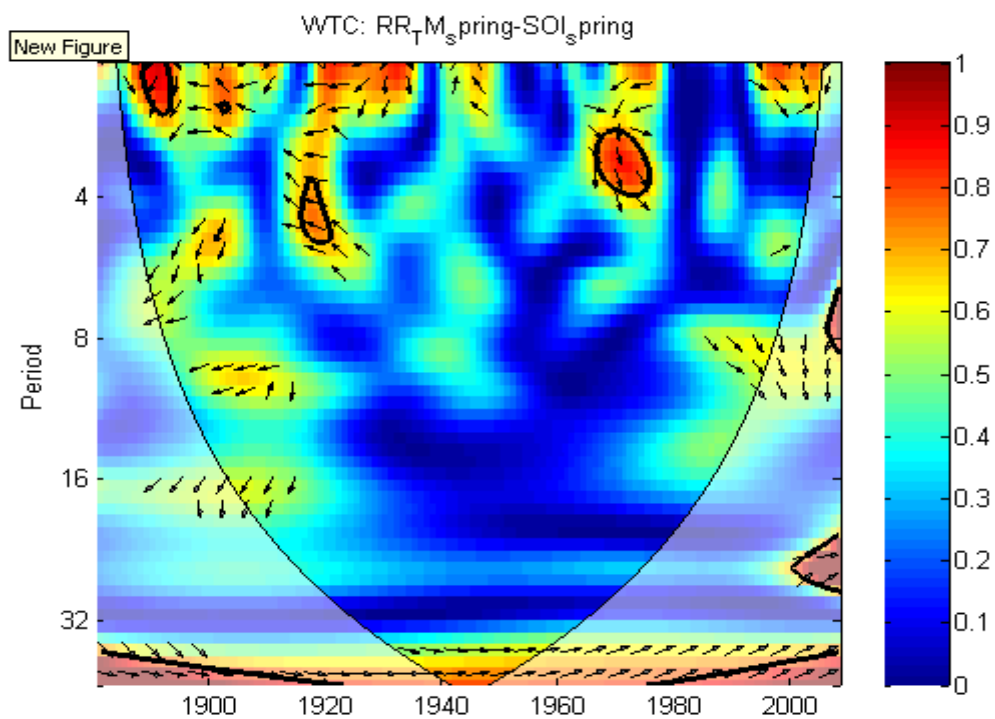
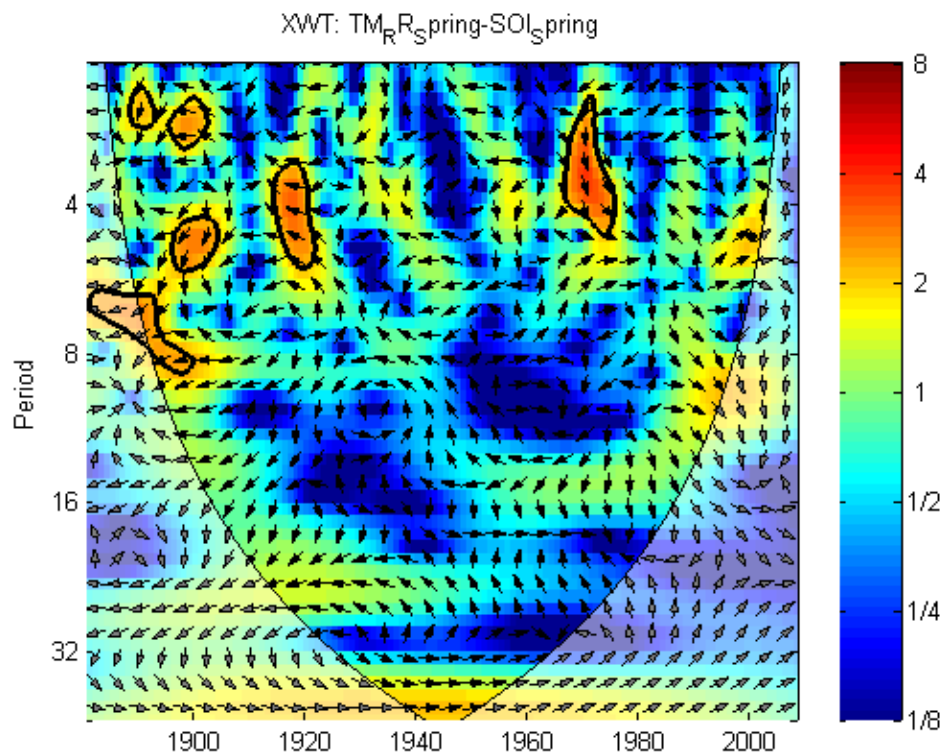


Figura 22. a) Spectrele de putere de la Timisoara si SOI (primavara) b) XTC intre SOI si Timisoara

In schimb dorim sa punem in evidenta o relatie posibila dintre statiile din Moldova si Transilvania si indexul anomaliei Atlanticului de Est – Rusia de Vest (EAWR -- Barnston et Livezey, 1987). Fazele cele mai negative si mai pronuntate ale EAWR au tendinta de a se produce in perioada iernii si la inceputul primaverii. Faze negative particular de proeminente au fost notate in iernile si primaverile anilor 1969/70, 1976/77 si 1978/79. Faze pozitive puternice au fost evidentiata in timpul iernii 1992/93.

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(*)

Corelatii intre temperatura statiilor transilvane si EAWR

Table 6 ** corelatie semnificativa la nivelul 0.01 (2-tailed).

* corelatie semnificativa la nivelul 0.05 (2-tailed).

Seasonal Correlations (Winter)		Annual Correlations	
	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**

Corelatii intre precipitatiile statiilor transilvane si moldovenesti si EAWR

Table 7 ** corelatie semnificativa la nivelul 0.01 (2-tailed).

* corelatie semnificativa la nivelul 0.05 (2-tailed).

7. Ipoteza 5 : Analiza ARIMA asupra datelor noastre poate pune in evidenta schimbări regionale in climat

Analiza cluster a pus in evidenta 2 climate potientiale care in aparenta au doua sezoane (la figure 36). Intr-o prima faza, analiza PCA a fost aplicata asupra coeficientilor de autocorelatie de ecart $k = 1$ si ecart $k = 12$ pentru cele 22 stations utilizate (17 in cazul precipitatiilor). Pentru imbunatatirea rezultatelor analizei PCA, functiile ortogonale identificate au suferit o rotatie VARIMAX (Kaiser, 1964). Aceast metoda este una uzuala (Soltani *et al.*, 2007). Tabelul 11 prezinta sinteza acestei analize.

Statia	ARIMA_temp	Statia	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)

Tabelul 12. Aparteneta fiecărei statii la o grupa ARIMA (galben - rosu sunt temperaturile, in albastru precipitatiile). Daca termenul sezonier este important [SULINA (1,1,4)] el apare in rosu iar in cazul precipitatiilor parametrul nesezonier fiind mai important (6,1,0) el apare in albastru mai deschis

Figura 41 sugereaza ca din punct de vedere termic exista o puternica separatie intre cele doua sezoane: hibernal si estival, care la randul lor sunt divizate in doua subsezoane.

In cazul precipitatiilor se formeaza doua grupe distincte cu o orientare:

- NV-SE grupa 1: Bucuresti, Sulina, Timisoara, Oradea, Caransebes, Drobeta TS, Craiova et Arad
- N-centru-S grupa2: Cluj-Napoca, Sibiu, Iasi, Bacau, Botosani, Ramnicu Valcea, Miercurea Ciuc



Figura 11 Grupele climatice ARIMA dupa Tabelul 12

8. Concluzii finale

In comparatie cu alte modele (precum modelul CECILIA (Central and Eastern Europe Climate Change Impact and Vulnerability Assessment <http://www.cecilia-eu.org/>) si modelul derivat de noi este eficace dupa cum o ilustreaza tabelul de mai jos

tav -ann	Amplitudinea medie diurna			
CECILIA			Al nostru	
	Tendinta	p <	Tendinta	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 Amplitudinea medie diurna				
	Tendinta	p <	Tendinta	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 Percentila de 90% a temperaturii minime diurne				
	Tendinta	p <	Tendinta	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
Numarul maxim de zile cu ger (Tmin < 0°C)				
	Tendinta	p <	Tendinta	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
ppq90 -ann Percentila de 90% a cantitatilor diurne de precipitatii		pp95 !!!		
	Tendinta	p <	Tendinta	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 Numarul maxim de zile consecutive ploioase				
	Tendinta	p <	Tendinta	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	Numarul maxim de zile consecutive fara ploaie			
	Tendinta	p <	Tendinta	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