

*Борис Комитов, Петър Духлев,
Даниела Кирилова, Георги Бяндов и
Надя Кискинова*

**ВРЪЗКАТА “СЛЪНЦЕ-КЛИМАТ”
В ГОДИШНИТЕ КРЪГОВЕ
НА ДЪРВЕТАТА**



*АЛФА ВИЗИЯ
2014*

**ВРЪЗКАТА “СЛЪНЦЕ – КЛИМАТ” В ГОДИШНИТЕ
КРЪГОВЕ НА ДЪРВЕТАТА
ПЪРВИ РЕЗУЛТАТИ ОТ ИЗСЛЕДВАНЕ
НА 44 ДЪРВЕСНИ ПРОБИ**

Борис Комитов, Петър Духлев, Даниела Кирилова,
Георги Бяндов и Надя Кискинова

b_komitov@sz.inetg.bg;
duchlev@astro.bas.bg; dani@astro.bas.bg

Институт по астрономия с НАО “Рожен” – БАН
1784 София, Цариградско шосе 72

Стара Загора
2014

Борис Комитов, Петър Духлев, Даниела Кирилова,
Георги Бяндов и Надя Кискинова, 2014
Издаелство „Алфа Визия” – Стара Загора, 2014
Предпечатна подготовка – Александър Тонев

Рецензенти:

д-р Бончо Бонев

ISBN: 978-954-9483-28-4

СЪДЪРЖАНИЕ

Рецензия	5
1. Увод	7
2. Цели на настоящия проект	10
3. Данни и методи	11
3.1. Избор на дървесни образци, измерване и първична математическа обработка	11
3.2. Статистическа обработка на данните.....	16
3.2.2. Анализ на временните редове.....	16
3.2.3. Построяване модели на временните редове	20
3.3. Корелационно-регресионен факторен анализ. Множествена регресия и корелация.....	22
3.4. Климатична калибровка на дървесните образци	23
4. Резултати и анализ.....	24
4.1. Анализ на временните редове.....	24
4.1.1. Четири примера.....	25
4.1.2. Обобщени резултати	41
4.2. Слънчевият Минимум на Далтон (1798 – 1830/34 г.) в годишните пръстени на буковите образци от Западна и Централна Стара планина	47
4.2.1. 200 – 210 годишният слънчев цикъл, Далтоно-подобните минимума и свърхвековият ход на слънчевата активност и климата	47
4.2.2. Кинематични модели на ширините на годишните пръстени на два стари букови образца	52
4.2.3. Ширините на годишните пръстени на бука и климата на Западна и Средна Стара планина	62

<i>5. Дискусия</i>	66
<i>6. Изводи и заключителни бележки</i>	82
БЛАГОДАРНОСТИ	86
ЛИТЕРАТУРА	89
ПРИЛОЖЕНИЕ 1.	
<i>Списък на дървесните образци дадени по нарастване на възрастта им</i>	93
ПРИЛОЖЕНИЕ 2:	
<i>T – R периодограмен анализ</i>	95
ПРИЛОЖЕНИЕ 3: 200 – 210 и 2200 – 2400	
<i>годишни колебания на Слънцето и климата</i>	99
<i>Бележки</i>	102

Рецензия

В тази книга са описани първите резултати от мащабно изследване по дендрохронология. Авторите представят измервания на ширините на годишните пръстени на 44 дървесни образци събрани от територията на България. Методиката на измерване и статистическия анализ на получените временни редове са описани подробно и много ясно. Представените резултати, особено тези на Фиг. 5, 9, 11, 12 и 22 са изключително интересни и заслужават публикация. Връзката на екстремумите на изследваните временни редове с 22-годишния слънчев цикъл и с дългопериодичния слънчев минимум на Далтон е изключително важен резултат, на който заслужено е отделена значителна част от обема на книгата.

Авторите не само изследват критически достоверността на техните резултати, но и са осигурили пълна прозрачност на всички данни. Публикуваните временни редове са с висока научна стойност и свободният достъп ще даде възможност на всеки интересуваш се изследовател да работи с тях.

Написването на книгата е изисквало синтез на познания в няколко области на науката - астрономия, космическа физика, климатология, и метеорология, както и познаване на горските ресурси в България. Самите автори са астрономи, което не бива да ни учудва. Редно ли е астрономи да се занимават със събиране на дървесни образци и проблемите на земния климат? Отговорът за мен е категорично да! Повечето (може би всички) най-важни и най-трудни проблеми на науката в 21-ви век не могат да се решат ако се ограничим в рамките на само една тясно специализирана област. Такъв е и въпросът за връзката "Слънце-климат". Съществува ли такава връзка, какъв е нейният физически механизъм, и дали тя е първостепенен фактор направляващ климатичните промени? Нито астрономията, нито климатологията, нито метеорологията могат да отговорят на този въпрос сами. Обединението на знания, опит и методика от различни области на науката в този случай е неизбежно.

Бончо Бонев, доктор (PhD)

Научен Сътрудник Към Центъра За Астробиология

Космически Център Годард - НАСА

1. Увод

Дендрохронологичните измервания са един от важните методи, които се използват за реконструкция на климата в миналото. В основата на дендрохронологичния метод е идеята, че ширините на годишните пръстени на дърветата, които са количествена мярка за нарастване на масата на даден дървесен екземпляр са в достатъчно тясна връзка с климатичните условия на съответния район.

Като основоположник на дендрохронологията се счита американският астроном Ендрю Дъглас (1867 – 1962) [1]. Своите пионерски изследвания той е правил предимно в югозападната част на САЩ (щата Аризона) в края на 19-ти и началото на 20-ти век. Дъглас е виждал в дендрохронологията ключ за изследване на промените на климата в миналото, а чрез връзката “Слънце – климат” също и на промените на слънчевата активност в миналите епохи.

Идеята, че вариациите на ширините на годишните пръстени на дърветата съдържат информация за връзката “Слънце-климат” е станала отправна точка за много изследвания в тази насока през следващите няколко десетилетия.

В средата на 20-ти век британският учен Дерек Шове създава първата известна редица, описваща макрохарактеристиките на слънчевите 11 годишни цикли (календарните години на минимум и максимум и мощността) за последните 2600 години [2]. Авторът частично използва и информация, получена на базата на дендрохронологични наблюдения. За интересно изследване, свързано с установяване на устойчив 20 – 22 годишен слънчево обусловен климатичен цикъл за времето след 1650-та година в западната част на САЩ по данни от измерване на годишните кръгове на дървесни образци ще бъде разказано в & 5. Дендрохронологичните изследвания са един от методите, чрез които се изучава влиянието на едромасщабните слънчеви цикли върху климата. Става въпрос

за колебания с продължителност около или по-голяма от 100 години. Такъв е например 200 – 210 годишният слънчев цикъл на Суес и де-Ври. Пример за такова изследване е показано в работата на Распопов и др. [3].

Изследванията на връзките “Слънце-климат” в България датират от края на 60-те години на 20-ти век. Първият български учен, за чиято дейност в тази област днес разполагаме със сигурна информация, е Ангел Бонов. Според негови изводи по исторически документи в климата на България може да се проследи цикъл с двувекова продължителност и по-точно, около 180 години. Според Бонов този цикъл е обусловен от влияние на Слънцето [4].

В началото на 1980-те години в Базова обсерватория “Ю. Гагарин” – Ст. Загора, филиал на тогавашната Централна лаборатория за космически изследвания към БАН, започна голямо по мащаб проучване на влиянието на слънчевата активност върху климата на България през 20-ти век на базата на инструментални метеорологични данни. Резултатите от тези изследвания са представени в доклад на научна конференция през 1981 г. [5], подробен доклад до председателя на БАН през 1983 г. [6], както и в две статии през 1986 [7, 8]. Двата основни извода от това изследване се отнасят до съществуването на статистически значими 11 и 22 годишни цикли в климата на страната. Те са по-добре изразени съответно през студеното (ноември-април) и топлото полугодие (май-октомври). Тези резултати ще бъдат обсъждани и по-нататък. Тук ще отбележим само, че поради относителната краткост на епохата на инструменталните метеорологични наблюдения (те имат системен характер от 1899 г.), от това изследване не могат да се направят почти никакви изводи за по-дългосрочните (векови и свръхвекови) тенденции във връзката “Слънце – климат” на територията на България. Информация за това могат да дадат само косвени редици от данни. Такива например биха могли да бъдат ширините на годишните кръгове на дърветата.

През 2000-та година единият от авторите на този доклад (Б. Комитов) заедно с В. Владимиров направиха първи опит за изследване на връзката “Слънце – климат” на територията на България въз основа на дендрохронологични данни [9]. За целта беше изследван образец от бук на възраст 212 години, получен от участък за промишлен дърводобив в района на мина “Паисий”, община Гурково, област Ст. Загора през 1983 г. Анализът на данните доведе до извода, че в редицата на годишните пръстени на образеца присъства устойчив 20-22 годишен цикъл. Неговата амплитуда обаче силно се модулира от цикъл с продължителност 60 – 66 години, т.е. съответстващ на 6 слънчеви цикъла на Швабе-Волф (6 x 11 години). Получено беше доказателство за наличие на силен ефект, свързан с т.нар. “Минимум на Далтон” върху растежа на дървесния образец, а оттам и върху климата на Централна България в началото на 19-ти век. (Минимумът на Далтон е продължителен период на ниска слънчева активност, т.е. слаби 11 годишни слънчеви цикли, обхващащ времето между 1798 и 1834 г. Подобни събития се наричат “свръхвекови слънчеви минимума” или “grand solar minima”). Получените резултати бяха много обнадеждаващи, но тяхната проверка изискваше те да бъдат проверени върху повече на брой дървесни образци и по възможност върху по-голяма територия.

Възможността за такова по-голямо изследване бе получена в началото на 2013 година. Това стана във връзка със сключен договор за научно-изследователски проект между Министерството на земеделието и храните (възложител) и Института по астрономия с НАО “Рожен” (изпълнител).

Договорът беше сключен на 14 ноември 2012 г. а неговата тема е “Изследване на влиянието на слънчевата активност и климатичните промени върху популацията и качеството на дървесните видове“. Предмет на този доклад са резултатите, получени до този момент по изпълнението на проекта. Някои от предварителните резултати вече бяха публикувани в [10].

2. Цели на настоящия проект

Основните цели на настоящия проект могат да се формулират както следва:

1. Изследване за статистически достоверни времеви тенденции (трендове и цикли) в ширините на годишните пръстени на дървесните образци.

2. Климатична калибровка на дендрохронологичните данни за отделните дървесни образци въз основа на инструментални метеорологични данни (температури и валежи) от близко разположени до съответните горски участъци метеорологични станции. За целта да се ползва наличната база данни, създадена по време на по-старите изследвания [5, 6, 7, 8, 9]

3. Изследване на устойчивостта на 20 – 22 годишния слънчево-климатичен цикъл през последните 200 години, който бе установен в редиците от инструментални климатични данни.

4. На базата на резултатите, получени в т. 1. да се построят кинематични модели (т.е. модели, в които като параметри влизат характеристиките на установените цикли и трендове) на временните редове на годишните пръстени на изследваните образци. Тези модели да се използват за екстраполация в близкото бъдеще с цел прогнозиране на растежа на горската маса в съответния район на дърводобив.

5. Въз основа на резултатите от климатичната калибровка (т. 2) да се построят регресионни факторни модели, свързващи ширините на годишните пръстени на образците с температурите и валежите на близки метеорологични станции (за тези образци, за които се окаже, че такива достатъчно силни връзки са установени). Комбинирано използване на тези регресионни модели и кинематичните модели на временните редове на годишните пръстени на дърветата (т. 4) с цел прогноза на климатичните условия за съответните райони за 20 – 30 години напред.

6. Търсене на връзки между установените резултати и вековия и свръхвекови ход на слънчевата активност, включително

и геофизичните индекси. Има се предвид не само изследване на статистически връзки, но също така и тяхната физическа интерпретация, например от гледна точка на теорията на “слънчевото динамо”.

7. Анализ на специфичните особености на връзката “Слънце – климат” по време на свърхвековия слънчев Далтонов минимум (1798 – 1834 г.). Връзка със съвременните тенденции в динамиката на слънчевата активност и климата.

3. Данни и методи

3.1. Избор на дървесни образци, измерване и първична математическа обработка

Наблюдателният материал се основава на измервания на ширините на годишните пръстени на 44 дървесни образци. Тяхното разширено описание, включващо вид, възраст, естествено местоположение, теренно-почвено описание на участъците са дадени в приложения каталог (Приложение 1). Същата информация е публикувана в по-разширен вид и в сайта HELIOTARAXY.COM на адрес: http://www.heliotaraxy.com/Dendro_Sun&Climate/Dendro_Sun&Clim.html

Данните там са подредени по хронологичния ред на получаване на образците, измерване и първична обработка на получените данни. В подреден по възраст на образците ред тези данни са оформени в пълен и окончателен вид като каталог [11].

Тук ще дадем само кратък общ обзор.

Образците са получени от участъци, в които се води промишлен дърводобив. Те са на територията на 16 държавни горски (ДГС) и 4 държавни ловни стопанства (ДЛС). Последните от своя страна влизат в районите на Югозападното (ЮЗДП, Благоевград), Северозападното (СЗДП, Враца), Северно централното (СЦДП, Габрово) и Югоизточното (ЮИДП, Сливен) държавни дърводобивни предприятия. Основната част от

обработката и анализа на тези данни бе извършена в Центъра за слънчев и слънчево-земен мониторинг в Стара Загора с участието на учени от Института по астрономия и физици от НАО “Юрий Гагарин” – Ст. Загора. Районите на Южното централно (Смолян) и Североизточното (Шумен) държавни горски предприятия не са обект на настоящото изследване, а са включени в друга, независима, паралелна част от проекта, която се изпълнява в НАО “Рожен”.

Всички взети образци представляват дървесни шайби с дебелина между 4 и 15 сантиметра. По растителни видове се разпределят както следва: иглолистни – 4 (3 бял бор + 1 смърч); зимен дъб – 4; летен дъб – 3; бук – 34. Възрастта на образците е между 57 и 245 години. Най-младият образец (“Троян” – 01) е бук от землището на с. Терзийско (ДГС “Троян”), област Ловеч.

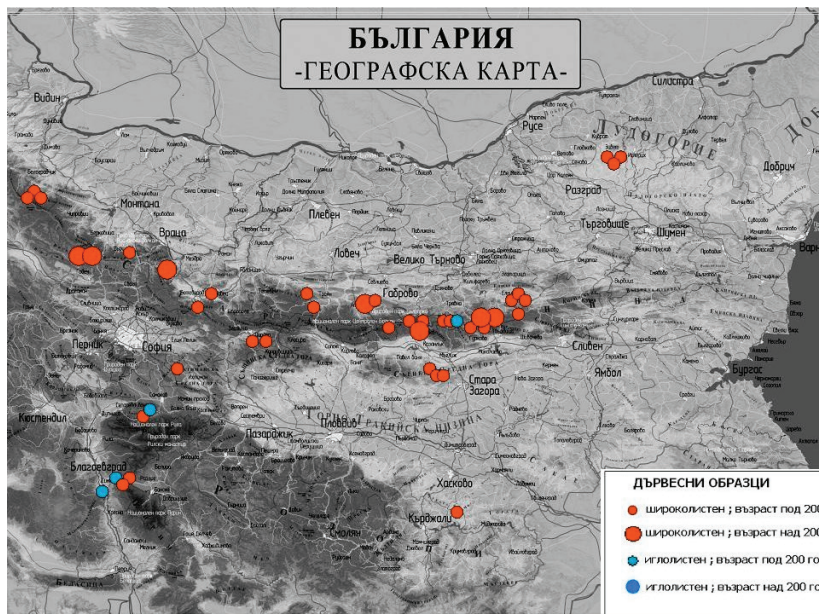
Двата най-стари образци са също от бук. Единият (“Росица” – 01) е на възраст 245 ± 5 години. Той е от горски участък в ДЛС “Росица”, с. Стойките, област Габрово.

Използваемата част на този образец съдържа информация за 221 години, тъй като най-вътрешната част около центъра на шайбата е сериозно повредена в резултат на гнилостни процеси и не може да бъде пълноценно използвана. Другият образец (“Гурково” – 05 (“Голямата филия”)) е приблизително на същата възраст (242 ± 2 години). Получен е от дърводобивен участък в района на с. Конаре (ДГС “Гурково”), област Стара Загора. Използваемата част на образца е 238 години.

Общо 7 са образците, които са на възраст над 200 години и съдържат информация за епохата на слънчевия свръхвекови Далтонов минимум (1798 – 1834 г.). Тази епоха е интересна най-вече затова, че на съвременния етап, а именно след 2008 година Слънцето се намира в началото на подобен свръхвекови слънчев минимум.

Най-старият иглолистен образец (“Говедарци” – 01) е смърч на възраст 133 ± 1 година.

Географското местоположение на пунктовете, от които са взети образците е показано на Фиг. 1. Те са от пет планини – Стара планина (Западна и Средна), Средна гора, Рила, Пирин и Източните Родопи.

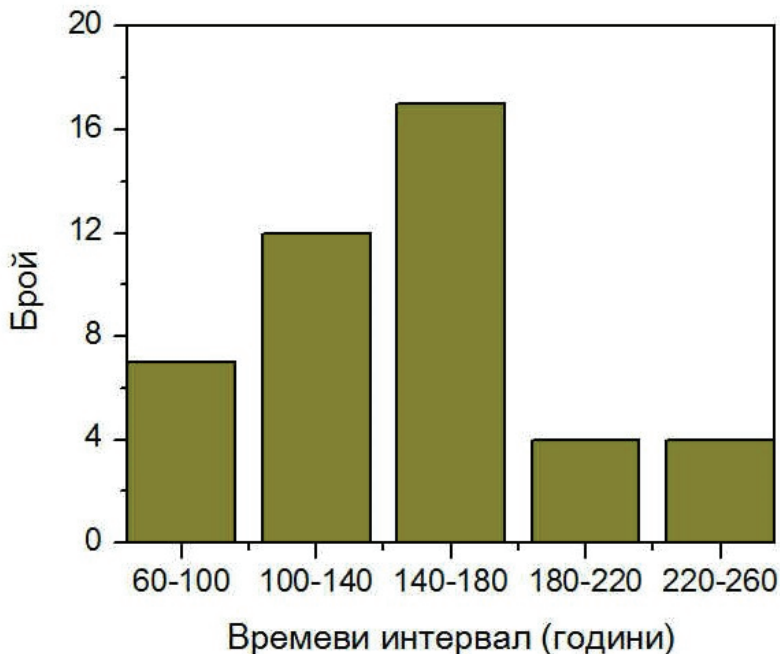


Фиг.1. Карта на България с местоположението на анализирани дървесни проби

На Фиг. 2. е показана хистограма за разпределението на образците по възраст.

Двата най-стари образци “Росица – 01” и “Гурково – 05” са показани на Фиг. 3.

Почти всички образци бяха подложени на предварителна механична обработка с цел изглаждане на повърхността и осигуряване на по-висок контраст на годишните кръгове.



Фиг. 2. Разпределение на дървесните проби по възраст



Фиг. 3. Двама най-стари образци “Росица – 01” – 245 г. и “Гурково – 05” (“Голямата филия”) – 242 г.

Преобладаващата част от образците е бук. Те са 100% от всичките на възраст над 170 години. За тях е характерен нисък контраст на годишните кръгове, силна нееднородност на цветовете и отразителните характеристики на повърх-

ността. Във връзка с това се наблюдават и много случаи на обръщане на контраста на годишните кръгове по различни направления и на различни радиални разстояния от центъра. Има и сериозни структурни нарушения на много места по повърхността, особено на старите образци. Поради всички тези обстоятелства се оказва невъзможно в рамките на срока, за които се реализира проекта, да се разработва и внедрява софтуер за автоматично измерване на сканирани изображения на образци. Ето защо всички измервания бяха извършени ръчно, при използване на някои техники за полуавтоматичен запис на данните във файлове.

На всеки един от образците са измерени между 1 и 8 радиални профила по различни направления. Броят на измерените профили зависи от специфичните особености на всеки образец – форма на среза, нееднородности в растежа по отделните направления, контраст на годишните кръгове, структурни нееднородности и нарушения и др.

Всички измерени радиални профили се усредняват, т.е. определя се един нов усреднен по всички направления профил. Тъй като обект на изследването е влиянието на циклите на слънчевата и геофизична активност върху климата в мащаби от 10 до 200 – 250 години, то всички флукутации с времеви мащаб от 1 до 4 – 5 години в случая играят ролята на статистически шум. “Обезшумяването” на данните бе направено с помощта на пълзящо усредняване (изглаждане) по 5 години върху временния ред на годишните пръстени от вече получените усреднени радиални профили. Така получените изгладени стойности са обозначени като параметър D_m . Това е основният входящ дендрохронологичен параметър, използван при по-нататъшните обработки и анализи.

3.2. Статистическа обработка на данните

3.2.2 Анализ на временните редове

Всички математически процедури свързани с обработката и анализа на данните са направени със софтуерния пакет 6D-STAT вер. 7.7. В това число влизат първичната обработка на данните (описана в & 3.1.).

Анализът на временните редове на изгладените данни за годишните пръстени D_m се провежда на два етапа.

На първият етап редицата от данните се изследва за наличие на статистически достоверни цикли с помощта на T-R периодограмен анализ. Описание на същия е даден в Приложение 2. Търсенето на съответните периоди T (продължителност на предполагаемите цикли) бе проведено в интервала между $T_0 = 2$ и $T_{\max} = 202$ години със стъпка на сканиране $\Delta T = 0.25$ години за всички образци, чиято възраст е около и под 160 години. За по-старите образци се ползва стъпка $\Delta T = 0.5$ години в интервала между 2 и 402 години.

В края на този първи етап се проверява дали в редицата на D_m съществува статистически достоверен тренд, който се търси във вид на степенен полином от вида

$$\{D_m(t)\} = \sum_{k=0}^m b_k t^k \quad (1)$$

с помощта на корелационно-регресионен анализ. Като фактор (предиктор) се избира времето t , представено от поредния номер на стойностите на изгладените ширини D_m , т.е. $t = 0, 1, 2, 3 \dots N - 1$ (N е дължината на редицата от стойности). $\{D_m(t)\}$ са изчислените стойности на степенния регресионен полином. Конкретния вид на регресионния полином е свързан с максималната степен m . Той се определя въз основа на коефициента на корелация R между редицата на изгладените стойности D_m и изчислените стойности на тренда $\{D_m(t)\}$.

Най-напред по метода на най-малките квадрати (МНМК) се намират параметрите на тренд от линеен тип,

т.е. $\{Dm(t)\} = b_1t + b_0$. Изчислява се коефициентът на корелация R и се определя неговата статистическа значимост чрез F -теста на Снедекор-Фишер, по формулата:

$$F = \frac{1}{1-R^2} \frac{N-L}{N-1} \quad (2)$$

където L е броят на параметрите на минимизиращата функция (1). В случай, че тя е от линеен вид те са два – b_1 и b_0 и тогава $L = 2$.

От друга страна F се определя като отношение на две дисперсии:

$$F = \frac{S_t^2}{S_0^2} \quad (2a)$$

S_t^2 е т.нар. “обща дисперсия”. Тя е количествена мярка за общата сума от квадратите на всички отклонения на изследваната величина (в случая – изгладените ширини на годишните кръгове Dm) причинени от всички възможни фактори, включително и случайни отклонения спрямо средната ѝ стойност, т.е.

$$S_t^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (X_i - X_m)^2}{N}$$

в нашия случай X_i е i -та поредна стойност в редицата на Dm , а X_m е средната \square стойност. Общата дисперсия е сума от “факторната дисперсия” + “остатъчната дисперсия”. В случая “факторната дисперсия” е приносът на времето като фактор. Той всъщност е представен от тренда (1) и “остатъчната дисперсия” S_0^2 . Последната е съвкупното влияние на всички останали фактори, включително и случайните отклонения.

$$S_t^2 = S_f^2 + S_0^2$$

По този начин ако изчислената стойност на F е по-голяма или равна на критичната стойност F^* за 95% статистическа достоверност на връзката, т.е. вероятността за “нулевата хи-

потеза” $P \leq 5\%$ при степени на свобода $k_1 = N-L$ и $k_2 = N-1$, то се приема, че във временния ред на изгладените стойности D_m присъства значителен линеен тренд. F - критерият определен по (2) е много силен и по принцип се удовлетворява в случай когато $R > 0.6$, при положение, че $N \rightarrow \infty$. При малка дължина на извадката минималната “изискуема” стойност на R трябва да е още по-голямо число. Ако една връзка между данните за два параметъра удовлетворява F -критерия, то тя има прогностична значимост, т.е. по стойностите на независимата величина (предиктор), в случая времето t , може да се прави прогноза за другата, зависимата величина – (предиктант) (D_m).

Като опит за уточняване на вида на (1) може да се изпробва връзка с полином от квадратичен вид, след което да се сравни новата изчислена стойност на F с тази за линеен тренд. Новата стойност на F трябва да е по-голяма поне с 5%-10% за да има смисъл да се говори за нелинеен тренд в данните. Ако това условие не се изпълнява е по-оправдано да приемем по-простия вид на трендовата функция $\{D_m(t)\}$, т.е. линейното приближение. Допълнително уточняване на вида на тренда може да се постигне евентуално с изпробване на кубичен регресионен полином, т.е. $m = 3$ по описаната вече процедура.

Използването обаче на регресионни полиноми от степен равна или по-голяма от 3, както и на регресионни сплайн-функции [12] за по-точно описание на тренда, е опасна процедура и за целите на нашето изследване не е препоръчителна. Ако все пак това се прави, то трябва да е много внимателно, тъй като може да доведе до сериозни грешки при по-нататъшните процедури с данните и интерпретацията на резултатите.

Това съвсем ясно се вижда на втория етап от обработката на данните. Към него може да се пристъпи ако във временния ред на D_m е установен тренд, който е достатъчно силен и удовлетворява F -критерия. Възможно е да се окаже, че той подтиска цикличните колебания. В този случай по-доброто им изявяване става възможно ако се извърши “детрендиране”,

т.е. отстраняване на намерения тренд по формулата:

$$dDm(t) = Dm(t) - \{Dm(t)\} \quad (3)$$

Ако подобен достатъчно значим тренд в дадена редица не се открива, то този втори етап на изследването отпада.

Редицата на остатъчните вариации $dDm(t)$ може да се изследва с T-R периодограмен анализ. Ако отстраненият тренд е бил много мощен тази процедура позволява да се разкрият цикли, които в първоначалната редица Dm са били “маскирани” напълно или са се откроявали съвсем слабо. Разкриването на скритите цикли е важно преди всичко за по-доброто изясняване на връзката “Слънце – климат- Dm ”. Те, обаче, могат да се ползват и за построяване на кинематични модели на временния ред (виж по-надолу).

При отстраняването на нелинейни трендове, които се апроксимират с полиноми от 3-та или по-висока степен съществува опасност да се отстранят от данните и цикли, особено ако те са с по-голяма продължителност. Още по-опасна е тази процедура ако отстраненият тренд е получен с помощта на регресионен сплайн, съдържащ голям брой екстремуми. В този случай от временния ред на остатъчните вариации $dDm(t)$ може да липсва целият сигнал, свързан с цикли с продължителност равна или по-голяма от няколко стъпки на временния ред – в случая няколко години. Това е причината поради, която процедурата “детрендиране” е прилагана предимно върху сравнително прости като функционално представяне трендове от линеен и квадратичен тип. Отстраняване на тренд, който се описва с кубичен полином бе правено единствено в случаи, за които бе преценено, че няма да доведат до загуба на полезна за изследването информация.

За разлика от много други методи за анализ на временни редове T-R периодограмният анализ позволява в изследваните редици да се търсят и следи от “хиперцикли”. Става въпрос за откриването на трендове, които се описват с просто периодична функция, но чиито периоди са съпоставими по продължи-

телност (малко по-дълги или по-къси) от дължината на самия временен ред. Откриването на тренд от типа “хиперцикъл” не може да се разглежда като строго доказателство, че в дадения временен ред съществува цикъл с подобна дължина. То обаче все пак може да се приеме като груба индикация, че такъв съществува, особено ако за това има допълнителни експертни съображения. Тази процедура например беше използвана при търсенето на следи от влиянието на квази 200 годишния слънчев цикъл в годишните пръстени на най-старите ни образци, които са на възраст около или над 180 – 200 години.

3.2.3. Построяване модели на временните редове

Установените с помощта на T-R периодограмния анализ статистически достоверни цикли са отправна точка за построяване на кинематични модели на временните редове. Има два основни варианта за построяване на модел на временния ред, в зависимост от това има ли в данните статистически значим тренд или не.

Ако няма значим тренд, то моделът на временния ред $Y(t)$ може да се представи като суперпозиция от действието на m на брой известни статистически достоверни периодични колебания с периоди T_1, T_2, \dots, T_m спрямо средната стойност a_0 :

$$Dm(t) \approx Y(t) = a_0 + \sum_{i=1}^m [A_i \cos(\frac{2\pi t}{T_i}) + B_i \sin(\frac{2\pi t}{T_i})] \quad (4)$$

Определянето на коефициентите A_k и B_k става по МНМК. Изчислява се коефициентът на корелация между редицата с изгладените данни $Dm(t)$ и изчислените по модела $Y(t)$ стойности за съответните моменти време (календарни години). Проверява се дали връзката удовлетворява F-критерия съгласно формула (2). В този случай броят на параметрите на връзката е $L = 2m$. На практика в много случаи достатъчно добро приближение се получава когато в модела се включат първите 2 – 3 най-мощни цикъла. Добавянето на останалите

обикновено подобрява точността на модела (т.е. снижава остатъчната дисперсия) незначително.

Тъй като апроксимиращата функция (4) е сума от просто-периодични функции, то е възможно същата да се екстраполира, т.е. да се ползва за прогноза. Тази операция обаче не бива да бъде пренасяна твърде далеч напред или назад във времето извън времеви интервал, за който се отнасят данните. При нашето изследване екстраполациите са за времеви интервали, които са с около 25% по-дълги от използваните временни редове.

В случай, че във временния ред на данните е установен значителен тренд, то минимизиращата функция представяща модела има вида:

$$Dm(t) \approx Y(t) = \{Dm(t)\} + dDm(t) \quad (5)$$

където $\{Dm(t)\}$ и $dDm(t)$ са приносите съответно на тренда и цикличните колебания, които се наслагват върху него. Вторият член ($dDm(t)$) се описва като суперпозиция от статистически достоверните цикли в редицата на остатъчните вариации след детрендиране (виж & 3.2.2 и формула (3)). $\{Dm(t)\}$ зависи от конкретния вид на тренда. Ако приемем, че той е линеен, а статистически достоверните цикли в редицата на остатъците са m на брой, то конкретния вид на моделната функция ще бъде:

$$Dm(t) \approx Y(t) = b_0 + b_1 t + \sum_{i=1}^m [A_i \cos(\frac{2\pi}{T_i} t) + B_i \sin(\frac{2\pi}{T_i} t)] \quad (6)$$

Параметрите b_0 , b_1 , A_1 , ..., A_m , B_1 , ..., B_m се определят по МНК. В този случай b_0 и b_1 са параметрите на линейната функция, описваща тренда. Всички останали процедури са аналогични с тези в случая, когато във временния ред няма статистически значим тренд.

3.3. Корелационно-регресионен факторен анализ. Множествена регресия и корелация

Търсенето на връзки между изгладените стойности на годишните пръстени на дърветата $Dm(t)$, климатичните параметри (валежи и температури), а при по-късен бъдещ етап и индексите на слънчева, геомагнитна и вулканична активност и др. в нашето изследване се извършва основно с помощта на корелационно-регресионен факторен анализ.

Ако за дадена величина Y се предполага, че зависи от p на брой фактора X_1, X_2, \dots, X_p и за всяка една от посочените величини има по N на брой независими наблюдения, то може между тях да се намери най-добрата връзка (минимизираща функция) по метода на най-малките квадрати (МНК) от вида:

$$Y(X_1, X_2, X_3, \dots, X_p) = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_p X_p \quad (7)$$

Така написаната функция (7) е от линеен вид. Тя обаче може да бъде и по-сложна, съдържайки членове от вида $X_2, X_3, \sqrt{X}, 1/X$ и др. или членове, описващи взаимодействие между фактори – например $X_1 X_2, X_1/X_2$ и т.н.

Има различни алгоритми за провеждане на корелационно-регресионен анализ.

Този, който ползваме ние е свързан с постепенното усложняване на вида на минимизиращата функция (7). Най напред се започва с търсене на обикновена линейна еднофакторна връзка, т.е. $Y = b_0 + b_1 X_1$. Изчислява се съответния коефициент на корелация и се проверява F -параметъра по формула (2) за $L = 2$. След това се прави опит за подобряване на връзката като се добавя нов фактор – например X_2 и процедурата по изчисляването на R и F отново се повтаря, но този път $L=3$. След това се пробва ново подобряване на модела с добавяне на нов фактор и т.н. Когато процедурата за подобряване на връзката включи и последния от потенциалните фактори X_p започва добавянето на членове от нелинеен вид, в т.ч. и такива, описващи взаимодействие.

Обикновено с цел да се оптимизира и съкрати процедурата се прави предварителна проверка доколко предполагаемите фактори са свързани помежду си. За тази цел се изследва силата на линейната връзка между всяка една двойка фактори. Силната корелация между два фактора (например X_k и X_l) означава, че едновременното ползване и на двата в множествена регресионна връзка от вид (7) не е целесъобразно. В този случай много често се избира само единият от двата - този, който по-силно корелира с Y . Ако например X_k корелира по-добре с Y отколкото X_l , то тогава X_l най-често отпада при по-нататъшния анализ. Той не може да подобри (или много слабо подобрява) регресионния модел (7), тъй като неговата връзка с Y не е достатъчно независима и всъщност е следствие от силната връзка между X_k и Y .

3.4. Климатична калибровка на дървесните образци

Важен момент за изследването е привързването между изгладените по описания в & 3.1 начин данни за ширините на годишните пръстени на дървесните образци и тези климатични параметри, от които тези ширини зависят. Това са преди всичко валежите и температурите. За целта се използва една по-стара създадена от нас база данни. Тя включва информация за полугодишни (студено и топло полугодие) средни температури и количество валежи за периода 1899 – 1979 година за 31 климатични и 43 дъждомерни станции, разположени върху цялата територия на България. Като “топло полугодие” е приет периода май – октомври, в който основно протича вегетацията на растенията, включително и на дърветата. Останалите 6 месеца (ноември – април) се включват в студентното полугодие. Тези данни бяха използвани в споменатото по-горе изследване от началото на 1980-те години [6, 7, 8]. През 1997 година редиците за някои станции бяха допълнени

за следващите 15 години, т.е от 1980 до 1994 година. На Фиг. 4. е показана карта с разположението на използваните климатични и дъждомерни станции, която е заимствана от наш доклад (М. Гогошев и Б. Комитов) от 1983 г. [6].

Калибровъчните функции (връзките между дендрохронологичните и климатичните данни) се получават с помощта на корелационно-регресионен анализ (едно- или дву-факторни връзки, виж & 3.3).



Фиг. 4. Карта с разположението на използваните климатични и дъждомерни станции на територията на България

4. Резултати и анализ

4.1. Анализ на временните редове

С помощта на T-R периодограмен анализ бяха изследвани редиците на усреднените по различни направления и изгледени по 5 години радиални профили на ширините на годишните пръстени (Dm) на всички 44 дървесни образци по описания в & 3.1 начин. Пълните резултати от анализа на всеки един от изследваните 44 образци до този момент са дадени в ра-

ботната уеб страница на проекта (http://www.heliotaraxy.com/Dendro_Sun&Climate/Dendro_Sun&Clim.html).

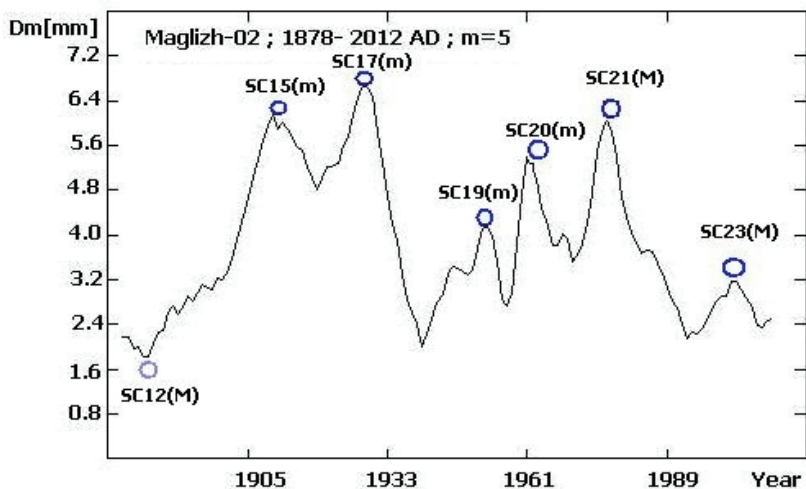
Средните изгладени по направления и по време профили, заедно със съответните T-R спектри (резултатите от T-R периодограмния анализ) са дадени в каталога на образците [11]. Тук ще разгледаме по-подробно някои примери отнасящи се до отделни дървесни проби.

4.1.1. Четири примера “Мъглиж – 02”

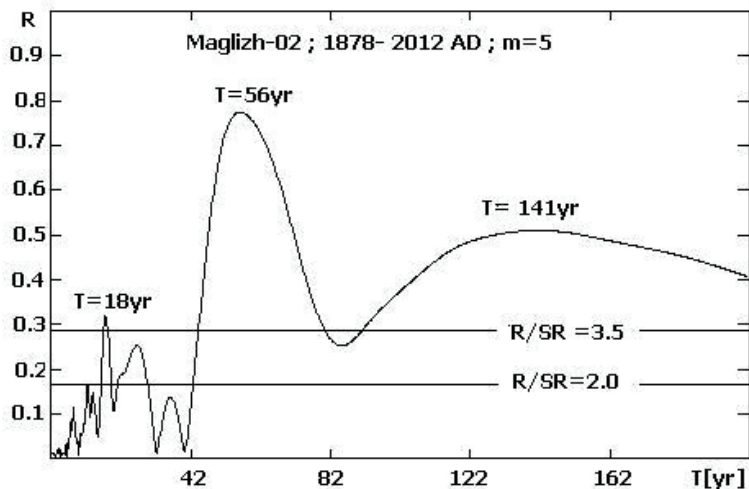
Резултатите от анализа на временния ред на един “среден” по своите главни характеристики образец (“Мъглиж – 02”) са показани на Фиг. 5 и 6. В случая се има предвид, че: 1. Възрастта на този образец е 145 години, което е близо до средната възраст на цялата съвкупност (132 години); 2. Той е от бук, а такива са повечето от половината изследвани образци; 3. Получените резултати за този образец макар и с условност могат да се приемат за “типични”, както по отношение на установените цикли, така и по отношение на нивото на тяхната достоверност.

На Фиг. 5 е показан усредненият по направления и изгладен по време радиален профил на ширините на годишните пръстени Dm на образца “Мъглиж – 02”. Както се вижда от графиката началото на данните в края на 19-ти век започва с доста слаб растеж на дървото. Същият рязко се засилва в началото на 20-ти век – приблизително между 1910 и 1930 година. През 30-те години в растежа на дървото се проявява силен спад. Приблизително след 1940 година започва тенденция към ускоряване на растежа (т.е. Dm нараства). Тази възходяща тенденция достига максимум през 60-те и 70-те години, като абсолютния пик на Dm е около 1975 – 1980 г. В края на 20-ти и началото на 21-и век растежът на дървото е отново много слаб и съпоставим с този в края на 19-ти век.

Втората особеност на профила е наличието на не много устойчиви квазициклични вариации, чиято средна продължителност е около 20 – 22 години. В края на 19-ти век те отсъстват. Започват да се проявяват след 1910 г. докъм 1980 г. Амплитудата им отново отслабва след 1980 г., но все пак цикълът остава видим. В края на 50-те години обаче настъпва сериозна промяна. Тя е свързана с временно нарушение и промяна на фазата на цикъла. Във връзка с това следващият максимум е през 1964 – 1965 г., а последните два са около 1980 и 2000 г.



Фиг. 5. Усредненият по направления и изгладен по време радиален профил на ширините на годишните пръстени D_m за дървесната проба “Мъглиж – 02”. С индекс “M” са обозначени максимумите на съответните цикли на Швабе-Волф, а с “m” – техните минимуми



Фиг. 6. T-R корелограма на времевия ред на изгладените ширини на годишните пръстени за дървесната проба “Мъглиж – 02”

Как се съотнасят по време тези максимуми и минимуми на “дървесния” 20 – 22 годишен цикъл спрямо екстремумите на слънчевите 10 – 11 и 20 – 22 годишни цикли, известни още съответно като “цикъл на Швабе-Волф” и “цикъл на Хейл”? Оказва се, че всички “дървесни” екстремуми съответстват на слънчеви екстремуми. Първите три максимума в редицата на Dm (в 1912 – 13, 1932 и 1953 – 1954 г.) попадат в епохи на минимуми на слънчеви 11-годишни цикли на Швабе-Волф при преход от цикли с четни към цикли с нечетни номера в Цюрихския ред [13, 14]. Така например през 1913 г. приключва слънчевия 11 годишен петнообразователен цикъл с номер 14 (SC14) и започва цикълът с номер 15 (SC15). Съответно през 1933 г. е преходът от SC16 към SC17, а през 1954 г. – от SC18 към SC19.

Слънчевият 11 годишен цикъл под номер 19 (SC19) е най-мошен за последните 400 години, т.е. откакто има инструментални (телескопични) наблюдения. От друга страна той съвпада с максимумите на два други слънчеви цикъла

с продължителност от около 90 – 100 и 200 – 210 години (“цикъла на Суес”) [15]. Ширините на годишите пръстени на образеца “Мъглиж – 02” са реагирали на промяната в дългосрочния ход на слънчевата активност и това е довело до временно нарушаване на връзката със слънчевия 20 – 22 годишен цикъл. Поради това следващият максимум на Dm не е настъпил през 1975 – 76 година (при прехода от SC20 към SC21), а с 11 години, т.е. с един цикъл на Швабе-Волф по-рано – през 1964 – 65 г. (прехода от SC19 към SC20). По този начин по време на слънчевия цикъл под цюрихски номер 19 основният цикъл в растежа на дървесния образец “Мъглиж – 02” се трансформира в 11 годишен. 20 – 22 годишният цикъл в растежа на дървото започва да се проявява отново около 1980 година, но отместен спрямо фазата си през първата половина на 20-ти век. Максимумите около 1980 и 2000 – 2001 година вече съответстват на максимуми на нечетните 11 годишни петнообразователни цикли с номера 21 и 23 (SC21 и SC23). За разлика от 1980-та година обаче, максимумът около 2000-на година е доста по-слабо изразен. От друга страна максимумът на четния цикъл под номер 22 (SC22) съответства на период на тесни годишни кръгове, т.е. бавен растеж на “Мъглиж – 02”. Както ще видим от следващите примери в този раздел, а също така и в дискуссионната част (& 5) подобно поведение би могло да се отнесе към връзката “Слънце – климат”, но при отчитане на силно нелинеен ефект от нея върху растежа на дървото.

Един по-внимателен допълнителен оглед на Фиг. 5 показва, че в края на 19-ти век, и по точно около 1884 – 85 година растежът на образеца “Мъглиж – 02” е много бавен. По своята дълбочина този минимум е подобен на минимума около 1940-та, както и през периода 1990 – 2010 година и най-вече двата минимума около 1990 и 2010 – 2011 г. в най-късната част на графиката. Интересно е да се отбележи, че минимумът на Dm около 1884 – 1885 година съответства на максимума на четния 11 годишен

слънчев цикъл под номер 12 (SC12). От друга страна растежът на дървесния образец очевидно не е реагирал на максимума на нечетния слънчев цикъл под номер 13 (SC13) около 1893 г.

Епохата между 1870 и 1932 – 1933 година се характеризира с обща ниска слънчева активност. Това се отнася не само и не толкова до слънчевото петнообразуване, но и до много косвени показатели, с които тя е свързана – например, геомагнитните индекси, честотата на полярните сияния и др. Най-силно тази тенденция е изразена по времето на т.нар. “Минимум на Глайсберг-Гневишев” (1898 – 1923 г.). Въпросният период обхваща слънчевите петнообразователни цикли с номера 14 и 15 (SC14 и SC15).

По този начин анализът на графиката на Фиг. 5 показва следните по-важни неща.

1. В ширините на годишните пръстени на буковия образец “Мъглиж -02” личи доста неустойчив 20 – 22 годишен цикъл. Най-големи са средните ширини D_m на годишните пръстени във фазите на минимум или максимум на нечетните 11-годишни слънчеви цикли.

2. По всичко изглежда, че описаната в т. 1 връзка се проявява по специфичен начин в зависимост от дългосрочния ход на слънчевата активност.

3. Дълбоките минимума на D_m около 1884, 1940 и 1990 г. са индикатори, че в растежа на образца “Мъглиж – 02” има значим цикъл с продължителност от около 60 години.

На Фиг. 6 е показан T-R спектърът (T-R корелограма) за целия изследван временен ред, обхващащ периода 1878 – 2012 година. Виждат се статистически достоверни пикове при периоди от 18, 56 и 141 години. Първият е близък до 20-22 годишния цикъл, вторият е очаквано близък до цикъл с продължителност от 60 години. Продължителността на третия е съизмерим с общата дължина на временния ред на D_m . Ето защо него можем да го квалифицираме като квазипериодичен тренд – хиперцикъл.

Това, че установеният чрез T-R периодограмен анализ 18-годишен цикъл е малко по-къс от 20 – 22 годишния не е изненадващо и в случая е закономерно. Той отразява средните условия във временния ред. Конкретното обстоятелство, което е съкратило усреднения цикъл в рамките на цялата извадка е преди всичко периодът между 1954 – 1965 г. (SC19), когато вместо 20 – 22 годишен цикъл е действал 11 годишен.

“Бор номер 6” (Симитли)

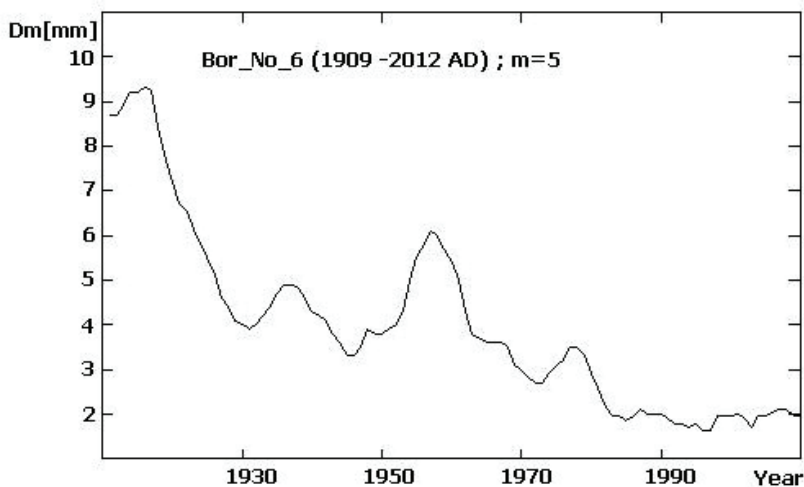
Нека сега да разгледаме един доста по-различен образец. Той е бял бор.

Възрастта му е оценена на 110 ± 2 години. Изгладеният временен ред на ширините на годишните пръстени за този образец е 104 години и обхваща периода 1909 – 2012 г. Той е показан на Фиг. 7. Съответният T-R спектър на временния ред е даден на Фиг. 8.

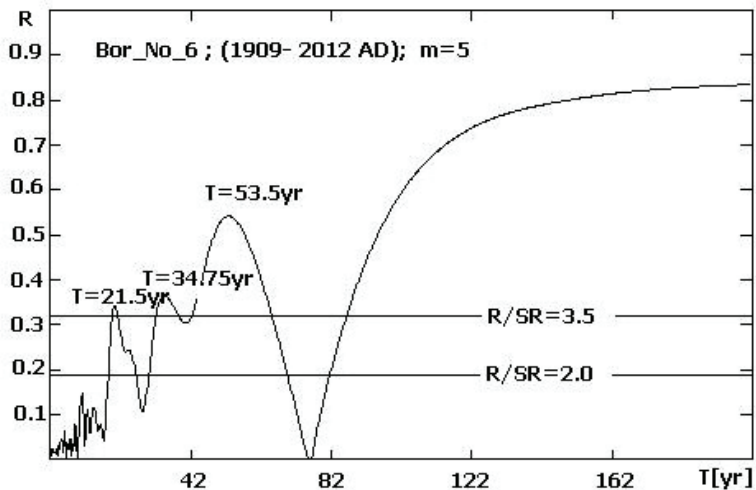
Главната особеност на редицата е добре изразеният низходящ тренд. Най-удачната негова апроксимация е като степенен полином от трета степен. Той описва поведението на изгладените ширини на годишните пръстени на “Бор номер 6” много удачно – коефициентът на корелация между изчислените по трендовата функция стойности и самия временен ред е $R = 0.904$. Съответният F-параметър е 5.35. Това от своя страна пък означава, че въпросният модел на тренда, представен като кубичен полином “улавя” над 80% от общата дисперсия на данните във временния ред на годишните пръстени в дървесната проба “Бор номер 6”.

От Фиг. 8 се вижда, че във временния ред на “Бор номер 6” има статистически значими цикли с продължителност 21.5, 34.5 и 53.5 години. Първият от тях е аналог на 20 – 22 годиш-

ния слънчев магнитен “Хейловски” цикъл. Другите два са също резонансно кратни на основния петнообразователен 11-годишен цикъл и го съдържат съответно 3 и 5 пъти. Първият от тях се среща много често в редиците на ширините на годишните пръстени на дърветата от международната база ITRDB (International Tree Rings Data Base). За съществуването на на 52 – 55 годишен цикъл в годишните кръгове на дърветата съобщава Д. Шове [2, 16]. Той свързва този цикъл с геомагнитната и авроралната активност, а косвено оттам – със Слънцето. И трите цикъла са с висока статистическа достоверност - съответните коефициенти на корелация R са над 3.5 пъти по-големи от техните грешки SR ($R/SR \geq 3.5$). Най-мощен е обаче цикълът с продължителност около 53 – 54 г.



Фиг. 7. Усредненият по направления и изгладен по време радиален профил на ширините на годишните пръстени D_m .



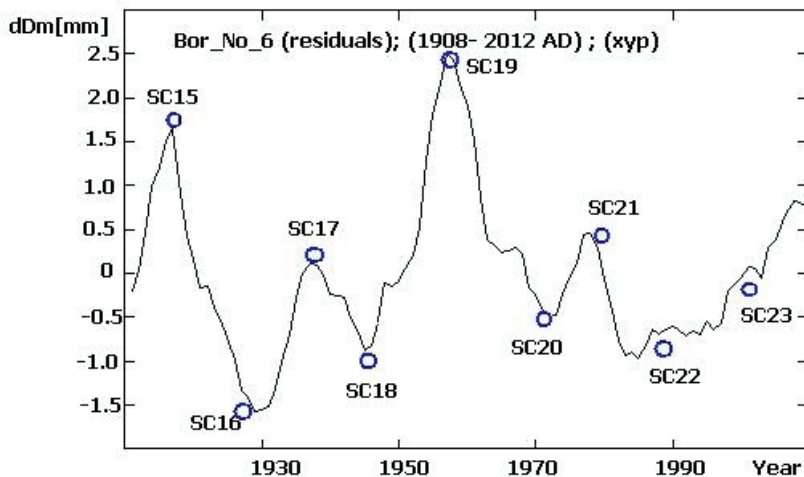
Фиг. 8. T - R корелограма на времевия ред на изгладените ширини на годишните пръстени Dm

Голямото покачване на R в дясната част на корелограмата на Фиг. 8 съответства на приноса на тренда към вариациите на данните във временния ред. Поведението на R показва, че няма следа от хиперцикъл. Фактически това означава, че във временния ред на “Бор номер 6” няма никакви следи от цикли в диапазона между 55 и 200 години. Трендът евентуално би могъл да е свързан с много по-дълга циклична тенденция, която обаче надхвърля поне 2.5 – 3 пъти дължината на редицата.

20 – 22 годишните осцилации се виждат добре на Фиг. 7 независимо от мощното присъствие на тренда. За да се открият те по-добре бе извършена процедура по неговото отстраняване.

На Фиг. 9 е показана редицата на остатъчните вариации dDm на изгладения усреднен радиален профил на ширините на годишните пръстени на образеца “Бор номер 6” след отстраняване на тренда. Влиянието на 20 – 22 годишния цикъл, както и би могло предварително да се очаква, е очевидно много по-силно в редицата на остатъчните вариации, отколкото в тази на Dm . Минимумите на dDm са привързани към максимумите на четните (SC14, SC16, SC18, SC20 и SC22),

а максимумите – към максимумите на нечетните 11-годишни петнообразователни цикли на Швабе-Волф (SC15, SC17, SC19 и SC21). Нарушение на тази тенденция се вижда само при последните два слънчеви 11 годишни цикъла – SC23 и (вероятно) SC24.

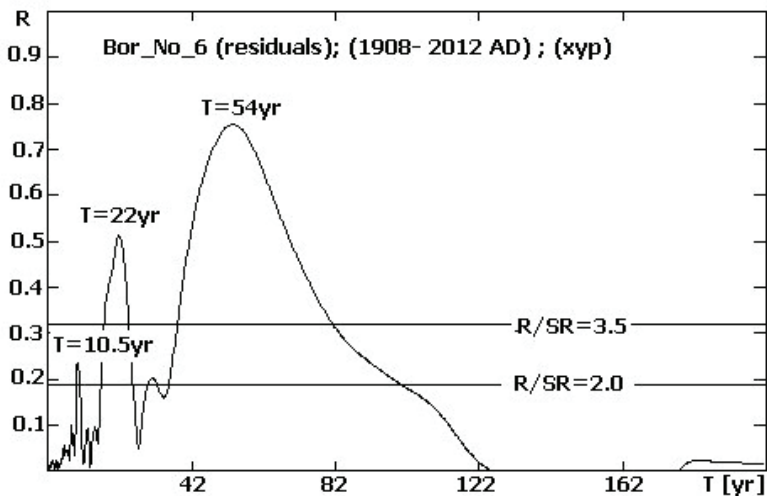


Фиг. 9. Усредненият по направления и изгладен по време радиален профил на остатъчните вариации dDm . Обозначени са и максимумите на слънчевите петнообразователни цикли

На Фиг. 9 се вижда още, че абсолютният максимум на остатъчните вариации е през втората половина на 1950-те години и съвпада с мощния 19-ти слънчев цикъл. Друг мощен максимум е този, свързан с максимума на нечетния слънчев цикъл под номер 15 (SC15) около 1917 – 1918 г. Силно нарастване на dDm има след 1990-та година (максимума на SC22), който продължава и до края на редицата през 2012 г. От друга страна максимумите, свързани със слънчевите цикли 17 и 21 са видимо доста по-слаби. Подобни вариации се наблюдават и около минимумите на dDm , които както казахме, показват добре изразена тенденция да се привързват към слънчевите 11 годишни цикли с четни номера.

Тази променливост в амплитудата на 20–22 годишния цикъл в растежа на дървесния образец всъщност се дължи главно на 53 – 54 годишния цикъл, който на Фиг. 9 е също по-силно изразен отколкото на Фиг. 7.

Корелограмата на остатъчните вариации dDm е показана на Фиг. 10. Тя фактически онагледява значението на 20 – 22 и 53 – 54 годишните цикли за изследваната редица. В нея прави впечатление и слабо изразеното присъствие на 10.5 годишен цикъл – аналог на петнообразувателния 11 годишен цикъл на Швабе-Волф. Тази слаба компонента е силно подтисната от тренда и затова не личи в T-R корелограмата на основната редица на Фиг. 8. От Фиг. 10 се вижда, че детрендирането не е повлияло така, че да може 33 – 35 годишния цикъл да се изяви по-добре. На Фиг. 10 той има статистически достоверен пик, който обаче, както и 10-11 годишния цикъл е много слаб.

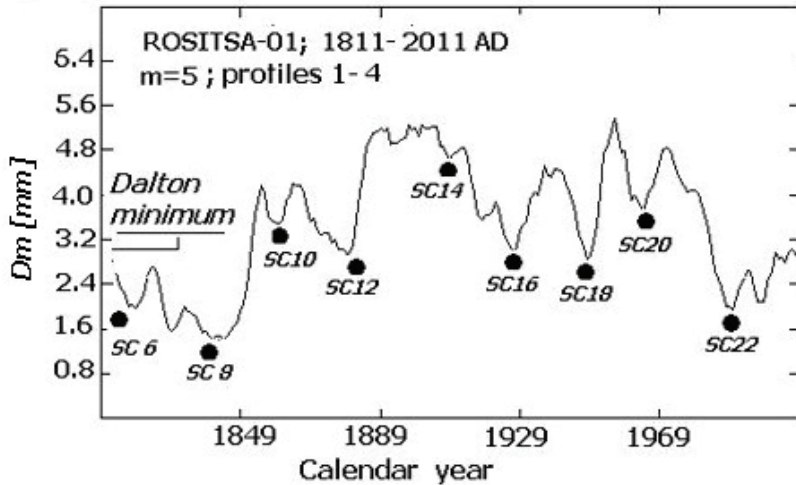


Фиг. 10 T-R корелограма остатъчните вариации на усреднените и изгладени ширини на годишните пръстени за дървесната проба “Бор номер 6”.

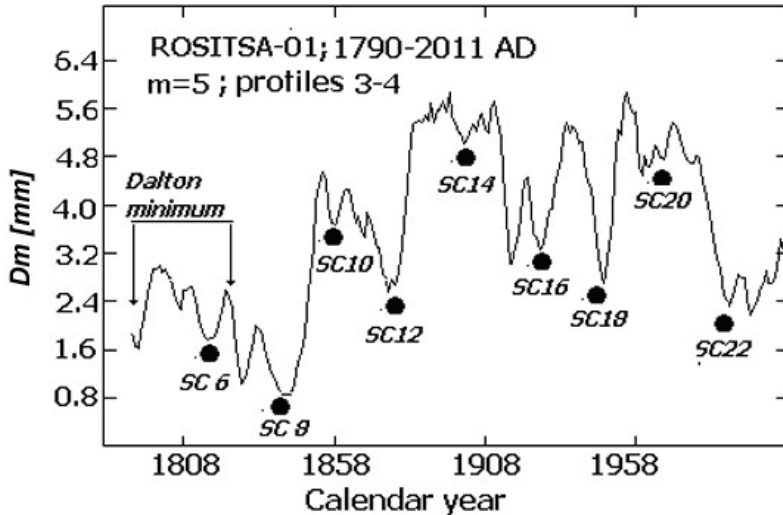
“Росица – 01”

Третият пример, който е приложен за сравнение се отнася до най-старият от изследваните образци. Това е пробата “Росица – 01” (бук). Нейната възраст е определена на 245 ± 5 години. Получена е от района на Държавно ловно стопанство “Росица”. Този образец е подробно изследван и описан в наша предишна работа [10], така че тук ще припомним съществените моменти, свързан с анализа на получените от него данни.

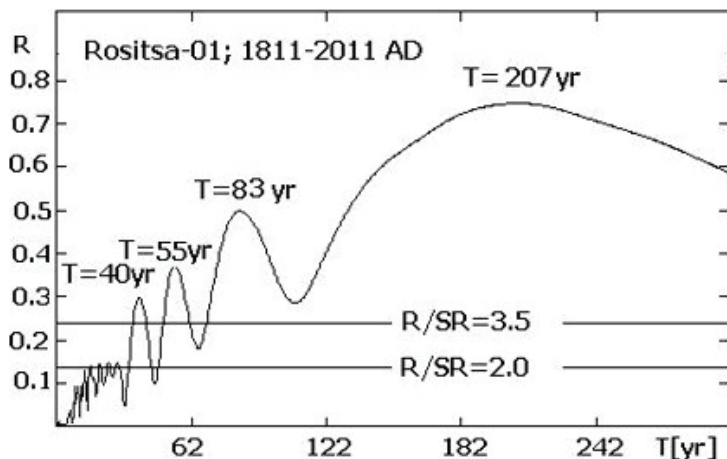
Изгладен временен ред на ширините на годишните пръстени D_m е показан на Фиг. 11. Профилът е 200 годишен и обхваща периода 1811 – 2011 г. Получен е от усредняване на 4 радиални профила. Трябва да се отбележи, че най-вътрешната част на образца е сериозно повреден от гнилостни процеси и на практика първите около 20 най-стари годишни пръстени не могат да се ползват за изследване. Това се отнася за времето приблизително между 1770-та и 1811 година. В някои направления дървесината във вътрешната част на шайбата е по-добре запазена. Това даде възможност по тях да бъдат измерени и обработени по-дълги профили. По този начин два от използваните 4 начални профила всъщност съдържаха данни за 221 години (между 1791 и 2011 г.). Усредненият по тези две направления по-дълъг радиален профил е показан на Фиг. 12. На Фиг. 13 е показана T-R корелограмата на усреднения 200 годишен профил (1811 – 2011 г.).



Фиг. 11. Усредненият по направления (профили 1 – 4) и изгладен по време радиален профил на ширините на годишните пръстени D_m за дървесната проба “Росица – 01”.



Фиг. 12. Усредненият по направления (профили 3 – 4) и изгладен по време радиален профил на ширините на годишните пръстени D_m за дървесната проба “Росица – 01”.



Фиг. 13. T - R корелограма на времевия ред на усреднените (профили 1 – 4) и изгладени ширини на годишните пръстени за дървесната проба “Росица – 01”.

От Фиг. 11 и 12 се вижда, че:

1. Минимумите на ширините на дървесните пръстени при образаца “Росица – 01” показват силна тенденция на “привързване” към максимумите на четните 11 годишни слънчеви цикли, т.е. наблюдава се 20 – 22 годишен цикъл. Тенденцията се проследява още от края на 18-ти началото на 19-ти век по време на свърхвековия слънчев Минимум на Далтон (1798 – 1830/34 г.), но особено добре е изразена след неговия край (около 1830 – 34 г.) и до около 1990 година. По време на Минимума на Далтон и в съвременната епоха (след 1990 г.) ширините на годишните пръстени са много малки, а амплитудата на 20 – 22 годишния цикъл спада драстично. Амплитудата на 20 – 22 годишния цикъл е минимална също така и в началото на 20-ти век. Тази епоха също има аналог в дългосрочното поведение на Слънцето (Хронологически тя съвпада с вековия Минимум на Глайсберг-Гневишев (1898-1923 г.)). Локалният минимум на Dm около максимума на четния слънчев цикъл номер 14 (SC14) слабо личи както на Фиг. 11, така и на Фиг. 12.

2. Двата дълбоки минимума в ширините на годишните пръстени (по време на Минимума на Далтон и в съвременната епоха след 1990 г.) са в контраст с периода на бърз растеж на “Росица – 01” в началото на 20-ти век, по време на слънчевия Минимум на Глайсберг-Гневишев, когато средните ширини на пръстените са най-големи за целия 200 – 220 годишен период.

3. Като се вземат предвид констатациите описани в т. 1 и 2 може да се заключи, че от гледна точка поведението на ширините на годишните пръстени по време на Минимума на Далтон и Минимума на Глайсберг си приличат по слабата амплитуда на 20 – 22 годишния цикъл и в двете епохи. От друга страна обаче те наподобяват период на минимум и съответно на максимум на някаква по-дългосрочна тенденция. Като се има предвид още, че съвременната епоха по отношение на растежа на “Росица – 01” прилича на началото на 19-ти век, може да се предположи, че става въпрос за мощен квази-200 годишен цикъл. От Фиг. 11 и 12 се вижда, че върху тази 200-годишна хиперциклична тенденция се разполагат и 20 – 22 годишните колебания.

4. Няма принципни качествени разлики между поведението на графиките на изгладените редици, получени по 2 и 4 измерени профила (Фиг. 11 и Фиг. 12).

Амплитудите на краткосрочните колебания на Фиг. 12 (усредняване по два измерени профила) обаче са видимо по-големи, отколкото на Фиг. 11, където са усреднени 4 профила.

На Фиг. 13 се вижда, че основните цикли в годишните пръстени на образеца “Росица – 01” са с продължителност 40, 55, 83 и 207 години. Първият от тях е близък до “двойния хейловски цикъл”, който се открива в някои параметри на Слънцето като например в скоростта на диференциалното въртене и индекса на асиметрия на площите на петната. Що се касае до 20 – 22 годишния цикъл, то той е статистически достоверен макар и слаб. Освен това изглежда твърде “размазан”

на графиката на T-R спектъра. Проявява се като мултиплет с няколко пика в интервала между 17 и 25 години. Главната причина за тази слаба изявианост на 20 – 22 годишния цикъл се дължи главно на неустойчивостта и малката му амплитуда около минимумите на Далтон, Глайсберг-Гневишев, както и през последните 20 години след максимума на SC22 през 1989 – 1991 г.

Присъствието на мощен хиперцикъл с продължителност около 200 години в стар образец като “Росица – 01” не е изненадващо. Той е аналог на слънчевия 200 – 210 годишен цикъл, установен най-напред през 1950-те от Шове [16] като 170 – 180 годишен в неговата историческа редица (Редица на Шове) и уточнен впоследствие като 200 – 210 годишен [14, 17, 18]. Същият цикъл е открит и в инструменталните данни за слънчевите петна от Андерсън [17] и Бонов [18], а също и в радиовъглеродните съдържания на годишните пръстени на дърветата от Де-Ври [19, 20] и Суес [3]. Както вече бе казано, квази-200 годишен цикъл е открит и в редици за ширините на годишните пръстени на дърветата в различни части на света [3, 10, 16].

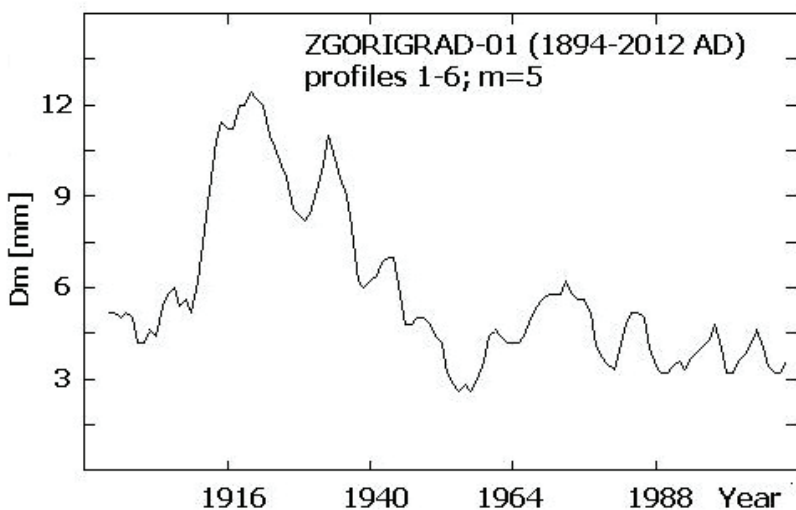
От своя страна 83 годишния цикъл е аналог на вековия 80 – 90 годишен слънчев цикъл на Глайсберг [14, 21, 22].

“Згориград – 01”

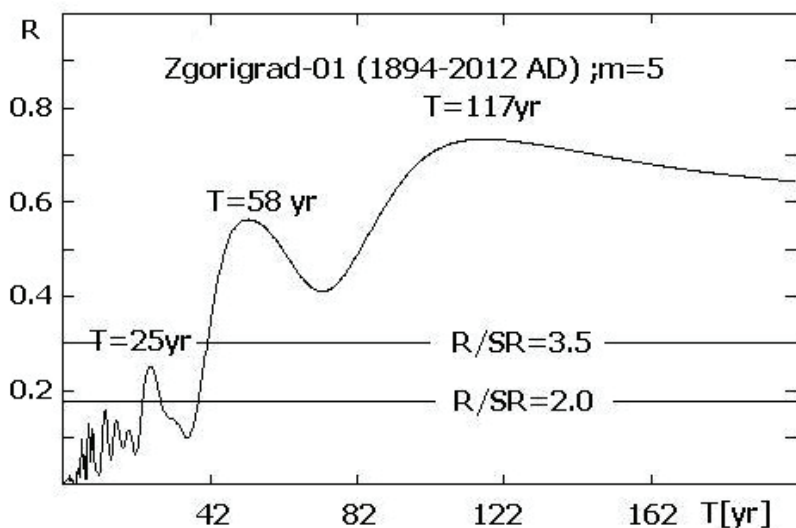
Като последен, четвърти конкретен пример ще разгледаме временния ред на буков образец от Западна Стара планина, и по-точно от района на ДГС “Враца”, в землището на с. Згориград. Тази дървесна проба е на възраст 135 ± 5 години. Най-вътрешните годишни пръстени са силно повредени поради процеси на гниене. Ето защо за анализ са използвани данните за годишните пръстени за периода 1894-2012 г., т.е. общо за времеви интервал от 118 години. Усредненият и изгладен профил е получен въз основа измервания по 6 направления. Същият е показан на Фиг. 14. Съответната T-R корелограма е дадена на Фиг. 15.

При по-внимателно разглеждане на Фиг. 14 се забелязва, че има съответствие между някои екстремуми на ширините на годишните пръстени с екстремуми на 11-годишните петнообразувателни цикли. Като цяло обаче няма устойчиви съответствия.

По отношение на по-дългите времеви мащаби отново прави впечатление един детайл във Фиг. 14, който се наблюдава при по-голямата част от изследваните образци. Става въпрос за добре изразеният максимум през второто десетилетие на 20-ти век. Той съвпада по време със средата на вековия слънчев минимум на Глайсберг-Гневишев. Той е приблизително през 1913 – 1914 г. и съответства на минимума на 11 годишния петнообразувателен цикъл с цюрихски номер 15 (SC15). Приблизително около 1923 – 1925 г. започва дълготрайна тенденция на стесняване на годишните кръгове на дървесния образец, т.е. намаляване на скоростта на растеж на дървесната маса. Все пак през 60-те и 70-те години на 20-ни век тази тенденция временно е спряла и дори е имало слаб възходящ процес.



Фиг. 14. Усредненият по направления и изгладен по време радиален профил на ширините на годишните пръстени D_m за дървесната проба “Згориград 01”.



Фиг. 15. T-R корелограма на времевия ред на изгладените ширини на годишните пръстени за дървесната проба “Згориград 01”.

В спектъра на изследвания временния ред има три статистически значими цикъла. Тяхната продължителност е съответно 25, 58 и 117 години. Третият фактически играе ролята на “хиперцикъл” за тази редица, чиято дължина (118 години) е съизмерима с въпросното колебание.

4.1.2. Обобщени резултати

От анализа на резултатите за четирите образци, представен в т.4.1.1 става ясно, че между тях има както прилики, така и значителни разлики.

Причината за разликите е обяснима: Четирите образца са от различни части на България (по един от Югозападното, Северозападното, Северно-Централното и Югоизточното държавни предприятия). Те са от различни растителни класове – трите са широколистни, а единият е иглолистен. Надморската височина, релефът на местността, наклонът на терена, условията на слънчево греене, типът на почвата, нейният минерален състав, минералният състав и физиче-

ските характеристики на скалите под нея, водните запаси в почвата и под нея, както и условията за подхранване с вода, гъстотата на дърветата в околността на изследвания образец, техния вид и физически характеристики са все фактори, които играят важна роля за развитието на дървесния екземпляр. Някои събития в местността, причинени от природни явления или локална човешка намеса могат да изиграят роля на своеобразни “катастрофи” за растежа на изследвания дървесен екземпляр – например буря с ветровал, ерозия на почвата, горски пожари, дърводобив, залесителни дейности, изграждане на водохвращения и др. Всички описани фактори генерират “шум” в редиците на ширините на годишните пръстени и могат сериозно да нарушат всякакви закономерности, които пряко или косвено са свързани с действието на циклични влияния, в т.ч. и слънчевата активност.

Важно е също така да се отбележи, че поради изброените по-горе причини една голяма част от този “шум” изобщо няма случаен характер. Това важи преди всичко за ефектите, които причиняват събитията от тип “катастрофи”. Например ако в местността през дадена година е имало падане на едно или няколко съседни дървета в резултат на буря, то това би довело до скоково нарастване на естествените ресурси от околността на изследвания дървесен образец, които той ползва (вода, минерали, хранителни вещества, слънчево греене). Ето защо подобно събитие би могло да доведе до дълготрайни промени в съществуващите дотогава тенденции в растежа на изследвания образец, включително до промяна или пълно нарушаване на наблюдаваната до съответния момент цикличност.

От друга страна обаче въпреки наличието на този силен статистически шум и в ширините на годишните кръгове се наблюдават достоверни, а в някои случаи и много устойчиви във времето цикли, които при това имат аналози в слънчевата активност. Възвиква обаче въпросът – доколко наблюдаваните спектри на цикличните колебания си приличат. Има ли

цикли в редиците на ширините на годишните кръгове на изследваните образци, които да се срещат по-често от другите? Ако отговорът е положителен - то каква е тяхната връзка със слънчевата активност и други параметри на околната среда с циклично поведение? Как те са свързани с климатичните промени в съответните райони?

Отговорите на тези въпроси налагат да се направи статистика за разпределението на наблюдаваните цикли с различна продължителности в цялата съвкупност от изследваните образци. Ще опишем накратко използвания подход и получените резултати.

За определянето на степента на изявеност на установените цикли се използва специално разработена 5-бална скала (Таблица 1). Основен критерий в тази скала е стойността на отношението $R/\sigma(R)$, където R е коефициента на корелация, а $\sigma(R)$ е стандартната грешка на R (Комитов 1997, 2000)[23,24]. Праговата стойност в тази 5-балната скала е $R/\sigma(R) = 2.0$, тъй като под нея индикациите за цикличност не се считат за реални. Достоверността на всяка една цикличност, установена във времевите редове на дървесните проби е оценена по тази 5-бална скала.

Бал (m)	$R/\sigma(R)$	Степен на корелация
1	2.0 – 3.5	слаба
2	3.5 – 5.0	умерена
3	5.0 – 6.0	умерено силна
4	6.0 – 8.0	силна
5	> 8.0	много силна

Таблица 1. Петобална скала за оценка на достоверността на циклите, установени във времевите редове на дървесните проби

Следващата важна стъпка за характеризиране на цикличностите, установени във времевите редове на пробите е въвеждането на индекс на изявеност (IR – Index of Revealing).

Смисълът на индекса IR е да покаже до каква степен дадена цикличност се откороява сред целия спектър от намерени такива. Индексът IR се дефинира чрез формулата

$$IR_{\Delta t} = \frac{\sum_{i=1}^{\leq 45} m_i}{N_{\Delta t}}$$

където m е бала на цикличност, установен във временния ред на дадена дървесна проба и попадаща в даден времеви интервал Δt . Времевите интервали са подбрани така, че основните цикличности в поведението на слънчевата активност да попадат в тях. По тази причина интервалите са с различна стъпка: 5 г. За тези от 5 – 15 г. до 75 – 80 г., 10 г. за интервалите от 80 – 90 г. до 150 – 160 г., 20 г. за интервалите от 160 – 180 г. до 180 – 200 г., 30 г. за интервала 200 – 230 г. Индексът IR се изчислява за всеки един от споменатите интервали. Числителят във формулата на IR представя сумарния бал на дървесните образци, в чиито времеви редове са установени цикличности, попадащи в даден интервал. В знаменателя фигурира пълният брой образци, чиято възраст покрива съответните времеви интервали. Разпределението на образците по възраст (Фиг. 2) показва че за интервалите до 60 г. този брой съвпада с броя на цялата извадка, а за интервалите над 60 г. образците постепенно отпадат, така че $N\Delta t \leq 44$.

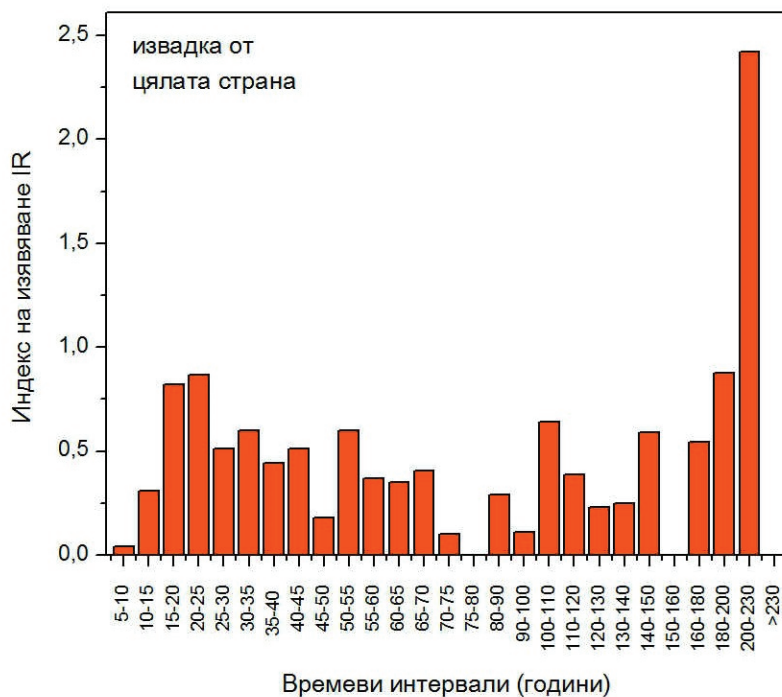
Оценката за степента на изявеност (чрез IR) на „цикличностите“ установени във времевите редове на образците от цялата извадка (от цялата територия на България) е представена във Фиг. 3. За сравнение, отделна оценка, отнасяща се само за образците от Югоизточна България е представена на Фиг. 17.

От разглеждането на Фиг. 16 и Фиг. 17 се констатира че:

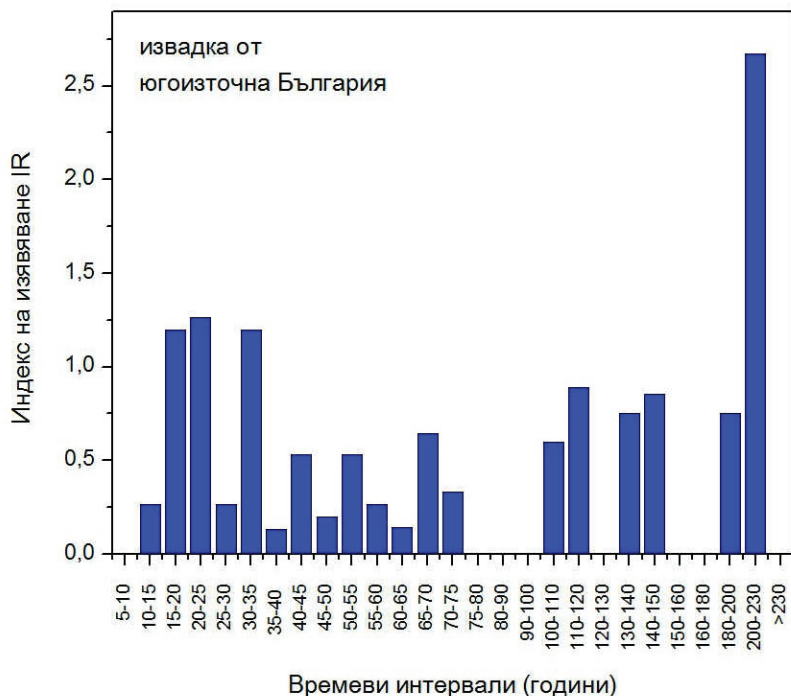
1. Има ясно изразени максимуми на индекса IR около периодите с дължина 20 и 215 г., съответстващи на 20 – 22

годишния слънчев магнитен “цикъл на Хейл” и квази в годишните пръстени на дърветата. 200-годишният цикъл е известен още и от другите косвени данни за слънчевата активност (берилий-10 в континенталните ледници, Редът на Шове и др.).

2. Малко по-слабо, но все пак достатъчно добре изразени следи има от цикли с продължителност от 110 и 140 години. Същите са установени и в редиците на косвените (“исторически”) данни за слънчевата активност.



Фиг.16. Индекс на изявеност на цикличностите установени във времевите редове на всички образци (от територията на четирите държавни предприятия – ЮЗДП, СЗДП, СЦДП и ЮИДП).



Фиг. 17. Индекс на изявеност на цикличностите установени във времевите редове на образци от Югоизточна България (ЮИДП)

3. Има слабо открояващи се максимуми в IR около 32.5, 42.5, 52.5 и 60 – 70 г. съответстващи на цикли с продължителност 3, 4, 5 и 6 петнообразувателни ~11 годишни цикъла на Швабе–Волф.

4. В Югоизточна България 20 – 22 годишният цикъл в ширините на годишните пръстени е по-силно изразен отколкото средно за страната. Този резултат е в пълно съгласие с направените през 1980-те години изводи от Комитов (1981, 1986) и Гогошев и Комитов относно изявеността на 20 – 22-год. цикъл в климата на България на базата на инструменталните данни [5, 6, 7, 8].

4.2. Слънчевият Минимум на Далтон (1798 – 1830/34 г.) в годишните пръстени на буквите образци от Западна и Централна Стара планина

4.2.1. 200-210 годишният слънчев цикъл, Далтоно-подобните минимума и свръхвековият ход на слънчевата активност и климата

Най-важната особеност в дългосрочното поведение на слънчевата активност в съвременната епоха е настъпването на поредния свръхвекови минимум на слънчевата активност от Далтоно-подобен тип. Тези събития се свързват с приближаващ минимум на слънчевия 200 – 210 годишен цикъл, но това обикновено протича с наслагване на низходящите фази или минимума и на други слънчеви дългопериодични колебания.

Дълбокият слънчев минимум между 2007 и 2009 година бе последван от настоящия 11-годишен слънчев цикъл под номер 24 (SC24), който е най-слаб от около 100 години насам (Фиг. 18). Тези факти са два от силните признаци за това, че

Слънцето е в началото на свръхвекови слънчев минимум, подобен на Минимума на Далтон (1798 – 1830/34 г.) в края на 18-ти и началото на 19-ти век.

На Фиг. 18 е показана реконструкция на хода на слънчевата активност направена от Наговицин и др. [25] за последните ~ 900 години или 1098 – 2002 г. Тя се нарича Разширена редица на слънчевите петна. Получена е въз основа на данните за макро-характеристиките на 11-годишните слънчеви цикли в Реда на Шове. Самите 11-годишни цикли на тази графика са представени като 80-90 на брой тясни пикове. Далтоно-подобните минимума, свързани с минимума на 200-годишния слънчев цикъл са през нечетните календарни столетия – 13-ти, 15-ти, 17-ти и 19-век. Първите три са наречени съответно

минимуми на Волф (W), Шпърорер (S) и Маундер (M). Свръх-вековият минимум преди този на Волф, който не е включен в редицата е в средата на 11-ти век. Той се нарича Минимум на Оорт (O).

На Фиг. 18 се вижда още, че в свръхвековото поведение на слънчевата активност през последните 900 години се наблюдават две тенденции. Първата от тях е низходяща. Тя личи още от края на 11-ти век и достига своя минимум през 17-ти век, по време на Минимума на Маундер (1640 – 1720 г.). Приблизително около 1700-та година започва противоположна дългосрочна тенденция на покачване на слънчевата активност, като 11 годишните цикли стават все по-мощни. Точно върху тази дългосрочна възходяща тенденция се разполага Минимумът на Далтон (D) и именно благодарение на него тя временно спира в началото на 19-ти век. Считано от 1830-те години възходящата тенденция се възстановява отново, достигайки своя пик между 1940 и 2000/2001-та година. Този период обхваща слънчевите 11 годишни цикли с цюрихски номера между 17 и 23. Сред тях са четири от най-високите пет слънчеви 11 годишни цикли през последните 1000 години (SC18, SC19, SC21 и SC22). Счита се, че слънчев цикъл номер 19 (SC19) чийто максимум е бил през 1957 г. е със сигурност най-високият не само от Маундеровия минимум насам, но също и за последните 600 години.

Минимумът на Маундер играе по-особена роля спрямо другите минимуми на 200-годишния слънчев цикъл. Смяната на дългосрочната низходяща тенденция в хода на слънчевата активност с дългосрочна възходяща такава е свързано с друг, още по-дълъг цикъл на слънчевата активност. Той е открит най-напред при анализ на съдържанията на радиовъглерод в годишните кръгове на дърветата през 1970-те години [26, 27]. Неговата продължителност е средно 2200 – 2400 години, а неговите начални фази са минимуми, подобни на Маундеровия. Този квази-двухилядо-

летен цикъл е наречен “Халшадтцайт” [27]. Следователно, смяната на дългосрочната тенденция на Фиг. 18 е свързана с това свръххиладолетно слънчево колебание. Низходящият тренд до 17-ти век е свързан с финалната фаза на предишния 2200-2400 годишния цикъл, а възходящият след 1700 – 1720 г. – с началната активна фаза на новия такъв.

Структурата на 2200 – 2400 годишния цикъл, както и връзката между 200 – 210 и 2200 – 2400 годишния цикъл са обект на изследвания и обсъждане още от началото на 1990-те години [27, 28, 29, 30]. За улеснение на читателите е дадено кратко описание в Приложение 3.

Тази информация за едромасабните вариации на слънчевата активност е важна в предвид на устанавените статистически връзки между нея и промените на климата през последните 10 – 11 хиляди години “следледникова епоха” – т.нар. “Холоцен”. Всъщност съществува голям синхрон между поведението на Слънцето и климата през този период.

Наличието на цикли с продължителност 2000 – 2500 години в климата на Холоцена, както и по време на предходния Вюрмски ледников период е било установено в края на 1960-те години от американските геолози Дентън и Карлен [31]. Те го откриват в динамиката на високопланинските ледници. Оказало се, че движението на долните граници на ледниците, натрупването и топенето на ледената маса следват 2000-2500 годишна цикличност, а свързаните с тях температурни промени са от порядъка на 2 – 2.5°C. Двамата изследователи не можели да свържат тази доста устойчива цикличност с никой от познатите им фактори. Предположили, че причина за това са процеси протичащи на Слънцето. Минимумите на открития цикъл били наречени “малки ледникови епохи” (little ice ages). Последният подобен период бил между 15-ти и 18-ти век, а неговата най-дълбока фаза била през втората половина на 17-ти век (Фиг. 19).

Скоро след като в средата на 1970-те години бил открит слънчевия 2200 – 2400 годишен цикъл се оказало, че всъщност

“малките ледникови епохи” съвпадат по време с “маундеро-подобните” минимума на слънчевия квази-двухилядолетен Халщадтцайт. От друга страна било установено, че периодите на най-топъл климат съвпадат с фазите “плато” и “главен максимум” на Халщадтцайт (виж Приложение 3). За последен път слънчевата 2200 – 2400 годишна осцилация е минала през своя главен максимум около 800 – 1200 г. от н.е. В климатично отношение тази епоха съответства на т.нар. “Средновековен температурен максимум”. Това е период на особено топъл климат, когато южната част на Гренландия не само, че е била свободна от ледник, но дори е била покрита с тундрова растителност. По тази причина викингите, които през 876 година достигнали до острова, а впоследствие и го заселили, го нарекли “Грюнланд” (зелена страна). Към 1200-та година климатът започнал да застудява и през 15-ти век скандинавските колонисти изпаднали в бедствено положение. През 1461 година кралят на Дания и Норвегия наредил тяхната евакуация. Следващото европейско заселване на Гренландия, отново със скандинавци започнало през 18-ти век.

Следи от 2200 – 2400 годишен цикъл са открити в различни климатични параметри и в различни райони на Земята – вариации в нивото на Световния океан, на Каспийско море и други големи затворени водни басейни, в хидроложкия режим на големите реки, в растежа на пещерните образувания и др [27]. Може да се каже, че този цикъл има общопланетарен характер.

С квазидвувековия 200 – 210 годишен слънчев цикъл също са свързани значителни вариации в средната температура на Земята. Те обаче са средно 3 – 4 пъти по-слаби в сравнение с ефекта от Халщадтцайт, т.е. като амплитуда са в интервала 0.5 – 1°C [27, 20, 29, 32]. Специално застудяването по време на Минимума на Далтон е започнало около началото на 19-ти век. Има многобройни описания на ранни или много силни замръзвания на реки и крайбрежни морски води. В мемоарите на В. Манчев

от Свищов [33] е отбелязано ранно настъпване на зима през септември 1810 година, съпроводено със замръзване на Дунав. Други известни климатични събития от това време са суровата “Наполеонова зима” през 1812 – 13 г., “Годината без лято” (1816), както и “Дикенсовите зими” (1820-те години).

Едромашабните времеви прояви на връзката “Слънце – климат”, връзката на 2200 – 2400 годишния цикъл с климатични явления като Средновековния температурен максимум и Малкия ледников период (15 – 18 век), общата тенденция на затопляне на климата през последните 300 години (съвпадаща с началната активна фаза на настоящия 2200 – 2400 годишен слънчев цикъл) поставят интересни и важни въпроси:

1. Доколко официално възприетата от ЕС, ООН и част от научната общност антропогенна теория за климатичните промени в съвременността отразява реалната ситуация? Не дават ли основание горепосочените факти, както и много други, които за краткост бяха пропуснати тук да се приеме, че връзката “Слънце-климат” по-добре и много по-успешно обяснява съвременната климатична ситуация? Как би изглеждала една прогноза за климата на България за няколко десетилетия напред, основана на пряка и / или косвена информация за връзката “Слънце-климат”?

2. Възможно ли е въз основа на наличния наблюдателен материал за ширините на годишните кръгове на най-старите дървесни образци (на възраст около и над 200 години) да се получи информация за връзката между растежа на дърветата и климатичните условия в България преди епохата на инструменталните метеорологични наблюдения, включително и за Минимума на Далтон? Доколко могат да бъдат изследвани и сравнени регионалните особености на намерените връзки? Как и доколко намерените връзки могат да бъдат използвани за прогнозиране – на първо място на нарастването на дървесната маса от даден вид и в определен регион? Следващата стъпка е да се направят някакви изводи относно бъдещи краткосрочни климатични промени.

4.2.2. Кинематични модели на ширините на

годишните пръстени на два стари букови образца

Както вече бе посочено в & 3.1 образците, чиято възраст е над 200 години са 7 на брой. Поради тяхната възраст съответните им временни редове на годишните пръстени са достатъчно дълги за да обхващат частично или напълно Минимума на Далтон. Както се вижда от таблицата в Приложение 1 тези 7 образца са: “Росица” – 01, Гурково” – 01 и 05, “Годеч” – 01 и 02, “Мездра” – 01 и “Казанлък” – 03. С изключение на пробата “Гурково” – 01, която е взета от сечище в района на мина “Паисий”, близо до прохода Хаинбоаз през 1983 г., всички останали образци са от 2013 г.

Графиките на изгладените временни редове + съответните T-R корелограми са представени в каталога [11]. От друга страна доста пълен анализ на данните от “Росица – 01” и “Гурково – 1” е направен и описан в нашата статия с предварителните резултати [10], която е публикувана на английски език. Доклад, който е почти пълен аналог на [10] беше представен във Варна на 8-та Национална конференция по астрономия през месец май 2013 г. Филмирана мултимедийна версия на този доклад е свободно достъпна в Интернет на адрес: <http://www.heliotaraxy.com/mmedia.html>

Тук ще дадем кратко описание на последователността на стъпките, по които е проведено изследването за образците “Росица – 01” и “Гурково – 01”, както и основните резултати, отнасящи се до растежа на дървесната маса и климата на съответните райони по времето на Далтоновия минимум. За останалите 5 образца засега е направен само анализ на временните редове, т.е. изследвани са за статистически достоверни цикли и трендове. За резултатите от този анализ, както и сравнението с подробно изследваните два образца ще дискутираме в края на този раздел, както и в & 5.

Пълното изследване на посочените два образца включва следните етапи:

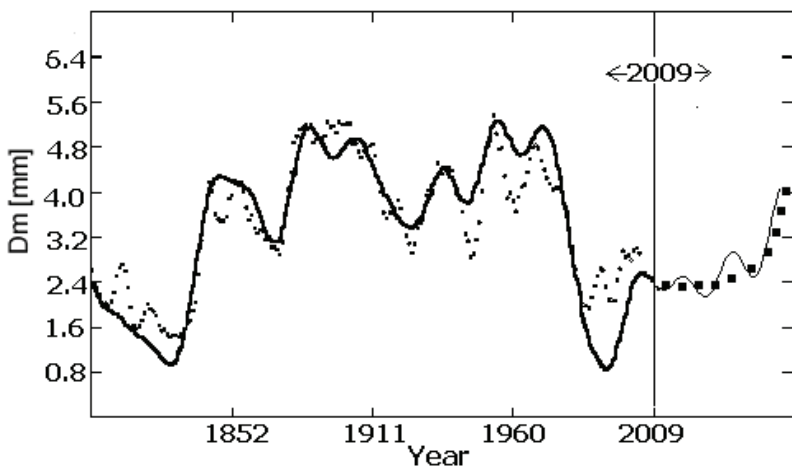
1. Изглаждане на данните и анализ на временните редове (същото е направено и за всички останали образци)

2. Въз основа на получените данни от Т-Р периодограмния анализ (т. 1) е построен кинематичен модел на временния ред, както е описан в Приложение 2 и & 3.2.4. Моделът представлява полипериодична функция и е апроксимация на реалните данни по МНМК. Графиките на съответните модели, съпоставени с данните са показани на Фиг. 18 и Фиг. 19.

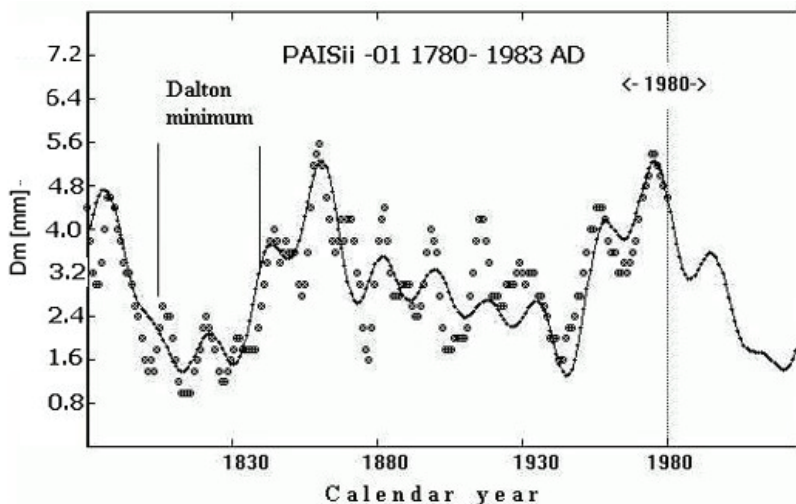
3. Полученият в т. 2 модел се екстраполира напред във времето – в нашия случай с 20% спрямо дължината на оригиналния временен ред. Този къс период на екстраполация дава възможност за получаване на сравнително устойчиви и достоверни прогнози въз основа на кинематичния модел. Екстраполацията на временния ред на модела “Росица – 01” е за периода 2010 – 2040 г., а за образца “Гурково – 01” е 1980 – 2015 г. (Напомняме, че този образец е взет от сечище през 1983 г.) Тези модели фактически дават оценки за прогнозираните ширини на годишните пръстени за посочения интервал време напред в бъдещето.

4. Направена е климатична калибровка (виж & 3.4) на двата образца по инструменталните данни за валежите и температурата, измерени в сравнително близки до техните райони метеостанции. Тъй като растежът на дървото зависи не само от климатичните условия, но също и от много локални фактори, свързани с местността, то получаването на добри връзки с климатичните параметри далеч не винаги е гарантирано. Затова първо се прави пълен набор от изследвания за различните климатични параметри от избраните станции, а след това се избират най-добрите връзки измежду всички. За образца “Гурково – 01” беше изпробвана калибровка с данните (поотделно за валежи и температури за топлото и студеното полугодие) от станциите Стара Загора, Казанлък, Сливен, Габрово и Велико Търново. Използваните данни са за периода 1899 – 1979 г. Аналогично за климатичната кали-

бровка на “Росица – 01” бяха изследвани връзките с валежите и температурите в станциите Габрово и Плевен. Използваните данни от посочените станции обхващат периода 1899 – 994 г. (Данните от 1899 до 1982 година са публикувани в редовните метеорологични годишници на Главно управление по хидрология и метеорология към БАН. Към средата на 80-те години започнаха промени в организацията по събирането, обработката и съхранението на метеорологични данни. Паралелно с това възникнаха административни проблеми за достъпа до тях.)



Фиг.18. Модел на временния ред на изгладените ширини на годишните пръстени на пробата “Росица – 01”



Фиг.19. Модел на временния ред на изгладените ширини на годишните пръстени на пробата „Гурково – 01“ (Паусий – 01)

Нека сега да разгледаме получените по т. 2 – 5 резултати за двата образца.

Временният ред на “Росица-01” и неговият анализ бяха представени в & 4.1.1. Както вече там беше показано, основните циклични колебания са с продължителност около 20, 40, 55 и 207 години. В предвид дължината на самата изследвана редица, последното (207 г) има характер на хиперцикъл. На базата на четирите намерени циклични колебания е построен кинематичен модел на времевия ред по начина, описан в Приложение 2 и & 3.2.3. Неговата екстраполация напред във времето до 2040 година показва, че периодът с тесни годишни кръгове, започнал след 1980 година би продължил за този образец (ако не беше отрязан) до около 2030 година (Фиг. 18).

От друга страна моделът показва, че “най-дълбоката” част на епохата на минимален растеж е достигната още през 1990-те години (приблизително около 1995 година). Началото на 21-век се характеризира със слаб растеж на дървесния образец. В същото време по-нататъшното влошаване на условията за растеж вече е прекратено.

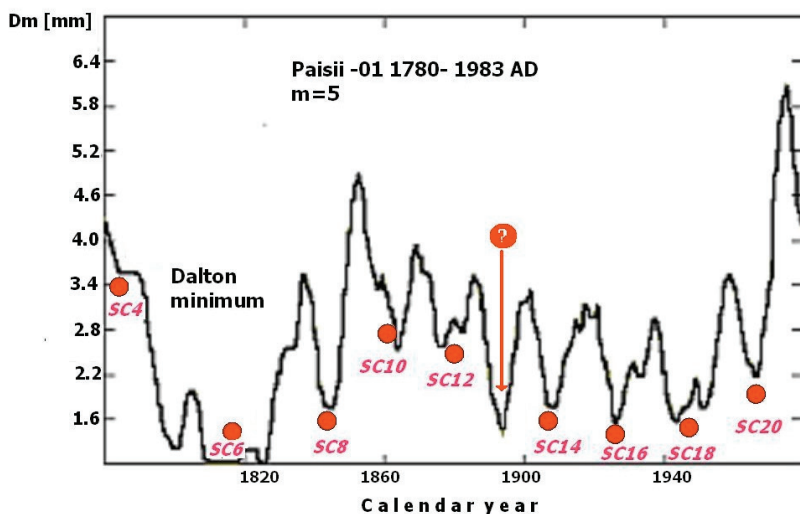
Между 1990 и 2012 година личи макар и слабо видимо присъствието на 20 – 22 годишния цикъл. На него се дължат минимумът в Dm около 1990 г. свързан с четния слънчев максимум 22 (SC22), слабият максимум около 2001 – 2003г (нечетният слънчев максимум 23 (SC23)), както и следващият минимум около 2012 г., съответстващ на четния SC24.

Екстраполацията на модела след 2012 г. показва, че 20 – 22 годишния цикъл се запазва със слаба амплитуда и в течение на следващия 25-ти слънчев цикъл (SC25). Има сериозни основания да се счита, че последният ще бъде по-слаб и от SC24 [34], ще достигне максимум най-вероятно между 2022 и 2025 г. Приблизително тогава според модела би следвало да се наблюдава следващият по-значим максимум на Dm. Около 2030 година ще настъпва рязко обръщане в тенденцията на растежа на дървесния образец. Следващият минимум на 20 – 22 годишния цикъл, който трябва да се очаква около 2035 година и е свързан с четен слънчев максимум е вече разположен върху дългосрочна възходяща тенденция.

Съгласно модела, а и съгласно данните се вижда, че периодът между 1990 и 2030/35 година е аналог на началото на 19-ти век. Бързото нарастване на ширините на пръстените след 1830/35-та година съответства по време на края на слънчевия Далтонов минимум.

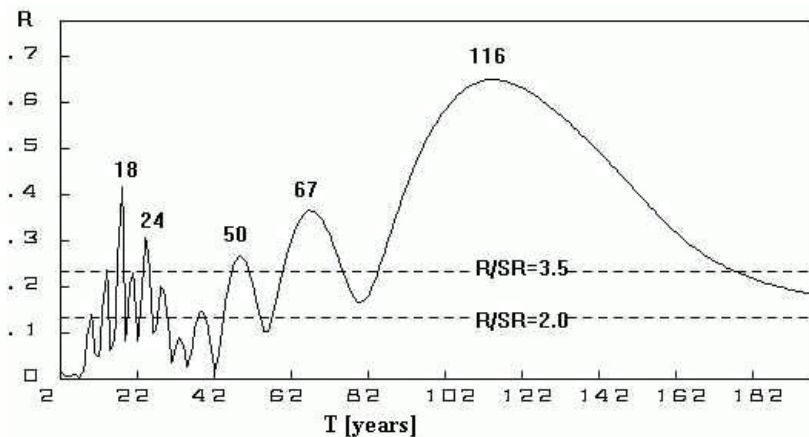
Да сравним получените резултати за “Росица – 01” с другия аналогичен изследван образец – “Гурково” – 01. Както вече бе посочено, той е получен през 1983 година. Пълното изследване за него беше направено още през 2000-та година.

То е описано в работата на Комитов и Владимиров от 2001 г. [9]. Там, както и във всички останали публикации, където са обсъждани резултати за този образец е използван етикета “Паисий – 01”. Той е преименуван на “Турково – 01” в съответствие приетата ситема за обозначение в каталога [11]. Прогнозният период за неговия модел е, както бе казано, 1980 – 2015 г. (напомняме, че данните за ширините на годишните пръстени са изгладени по 5 години). Това е много важно и ценно обстоятелство, тъй като тази прогноза на етапа на новото изследване (2013 – 2014 г.) се отнася за период, който вече фактически е в миналото. Това всъщност дава възможност да се направят някои сравнения доколко построяваните кинематични модели дават адекватни прогнози – най-напред по отношение на ширините на годишните пръстени на дърветата. След климатичната калибровка такава оценка може да се направи и по отношение на климатичните промени.



Фиг.20 Изгладеният временен ред на ширините на годишните пръстени на дървесната проба „Паисий” – 01.

На Фиг. 20 е показана графиката на изгладените стойности на ширините на годишните пръстени D_m на образца “Гурково – 01” (ВАЖНО: За разлика от фиг.19 вместо с точки данните за изгладените стойности са показани с непрекъснатата линия!). Самата T-R корелограма, за която е получен моделът на Фиг.19 е показана на Фиг. 21. Статистически достоверните цикли в него са с продължителност 18-24 (~21), 50, 67 и 116 години. За слънчевия произход на тези колебания бе споменато в предишните раздели на този текст.



Фиг.21. T-R корелограма на временния ред на изгладените ширини на годишните пръстени на пробата „Паусий“ – 01

От сравнението на Фиг.12 и Фиг. 20 се вижда, че във временните редове на двете редици (“Росица–01” и “Гурково–01”) има и прилики и разлики. Локалните минимуми на 20–22 годишния слънчев цикъл са групирани около минимумите на четните 11 годишни слънчеви цикли. И при “Гурково – 01” както и при “Росица – 01” се вижда, че растежът на дървесните екземпляри е протичал много идентично по времето на слънчевия Далтонов минимум. За “Гурково – 01” тази епоха на ниска слънчева активност е била неблагоприятна – растежът е бил бавен, а годишните кръгове са съвсем тесни, около и под 1мм. Както и при “Росица – 01” периодът около 1940-та година е

свързан също с бавен растеж и обратно – в края на 1960-те и през 1970-те години личи дългосрочен максимум.

Главната разлика е в края на 19-ти и началото на 20-ти век (слънчевият Минимум на Глайсберг-Гневишев). При “Росица – 01” този период е свързан с най-бързия растеж на дървесния екземпляр за целия му над 200 годишен живот. Обратно – растежът на “Гурково – 01” по същото време е много слаб, но все пак не колкото по време на Далтоновия минимум. При това по всичко изглежда, че дървесния екземпляр от района на мина “Паисий” е реагирал много силно именно на началото на Минимума на Глайсберг-Гневишев. Точно около 1897 – 98 година ширините на годишните кръгове на този образец достигат дълбок локален минимум. Същият не е свързан с минимум на четен слънчев 11 годишен цикъл, а с минимума между нечетния SC15 и четния SC14. Тъкмо този момент всъщност повечето изследователи отнасят към началото на Минимума на Глайсберг-Гневишев. Интересно е при това да се отбележи, че този “извънреден” по отношение на 20 – 22 годишния цикъл минимум по никакъв начин не е подтиснал редовния минимум, свързан с четния слънчев цикъл SC14, който при дървесния образец също е добре видим около 1905 – 1908 г.

Причината за тази разлика се разбира веднага, щом се сравнят T-R корелограмите на двете дървесни проби. За разлика от “Росица – 01” във временния ред на “Гурково – 01” не се окрива присъствие на квази 200 годишен цикъл. Точно с това е свързано, че Минимумът на Глайсберг-Гневишев, както и Минимума на Далтон за този образец са периоди на бавен растеж. Освен това 20 – 22 годишния цикъл личи доста добре по време на Минимума на Глайсберг-Гневишев, докато по време на Минимума на Далтон този цикъл е съвсем слабо забележим.

Според кинематичния модел на “Гурково – 01” (фиг. 19) растежът на дървото би следвало да се забави след 1980 – 81

г., което в съответствие с настъпването на низходящата фаза на 20 – 22 годишния цикъл. Около 1990 година ширината на годишните кръгове достига минимум и това съответства на максимума на четния слънчев цикъл (SC22). Тенденцията към ускорен растеж обаче е много бързо променена към низходяща само 3 – 4 години по-късно. Всъщност някъде около 1994 – 1995 година тенденцията към рязко намаляване на ширините на годишните кръгове се проявява в модела съвсем отчетливо. Максимумът на изгладените стойности около 2000 – 2003 година, свързан с нечетния слънчев цикъл 23 (SC23) изглежда съвсем символичен. Според модела абсолютният минимум в растежа на образеца би бил достигнат около 2010 – 2012 г.

Ако обаче се погледне лявата, т.е. ранната част на графиката на фиг. 20 ще забележим, че приблизително след 1790 година се вижда как поведението на растежа е много подобно на това, което моделът прогнозира за края на 20-ти и началото на 21-и век. На графиката много ясно личи, че първите няколко стойности след началната за редицата 1780-година са по посока на спад на растежа. Около 1788 – 1790 година, когато е максимумът на четния слънчев цикъл под номер 4 (SC4) би трябвало да се наблюдава локален минимум, след който растежът да се ускори и средната ширина на годишните пръстени да нарастне. Вместо това обаче се наблюдава “стъпало”, т.е. забавянето на растежа на дървесния екземпляр спира. Противно на очакването тенденцията да се обърне към възходяща, веднага след слънчевия максимум тя рязко тръгва надолу. С други думи, както през 1994 – 1995 г. така и около 205 години преди това настъпва внезапна промяна, свързана с рязко забавяне в растежа на дървото.

Тези две събития имат аналози в поведението на Слънцето. И в двата случая това е прелюдия към настъпващ свръхвекови слънчев минимум. В края на 18-ти век около 1791 – 92 г. това е прелюдия към Минимума на Далтон, който е започнал около 1798 година. В края на 20-ти век, около 1994 – 95 г. е

станало подобно събитие, което е своеобразен “предвестник” на съвременния свръхвекови далтоно-подобен минимум, започнал около 2008 година.

Двете събития много си приличат и в друго отношение. И в двата случая сривовете в растежа на образеца настъпват след максимум на мощен четен 11 годишен слънчев цикъл. Такива са циклите SC4, чийто пик е през 1788 г. и SC22 с пик през 1989 – 1990 г. И в двата случая мощните четни слънчеви цикли са последвани от по-слаби от тях нечетни цикли, съответно с номера 5 и 23.

Тук е мястото да се отбележи, че по-разпространеният случай в дългосрочното поведение на слънчевата активност е слънчевият 11 годишен цикъл с нечетен номер да бъде по-висок от предхождания го четен такъв. Това се нарича “амплитудно правило на Гневишев-Ол“ (G-O) или “Правило на Гневишев-Ол- Копецки” (G-O-K) [35]. В случая при двойките цикли SC4-SC5 и SC22-SC23 става въпрос за нарушение на това правило. Комитов и Бонев [36] показаха на базата анализ на Реда на Шове за последните 1700 години, че нарушаването на G-O е всъщност преиндикатор за настъпването на свръхвекови минимум от Далтонов тип. Какви точно събития са се случили на Слънцето около 1791 – 93 г. и 1993 – 1995 г. и защо те са преиндикатори за настъпването на свръхвекови далтоно-подобни минимума ще бъде дискутирано в & 5.

Би ли могло да се каже тогава, че кинематичният модел на изгладените ширини на годишните кръгове D_m , направен въз основа на данни до 1983 година, всъщност е предсказал не само сериозния дългосрочен спад в растежа на дървото, но също косвено и новия далтоно-подобен минимум?

Отговорът е положителен, особено ако се има в предвид, че временния ред на другия образец (“Росица – 01”) обхваща в най-късната си част именно последните 30 години до 2012 г. и те са свързани с тенденция за бавен растеж. По този начин сравнението с “Росица – 01” играе ролята на независимо

потвърждение за валидността на прогнозата, направена по модела на растежа на образеца “Гурконо – 01”.

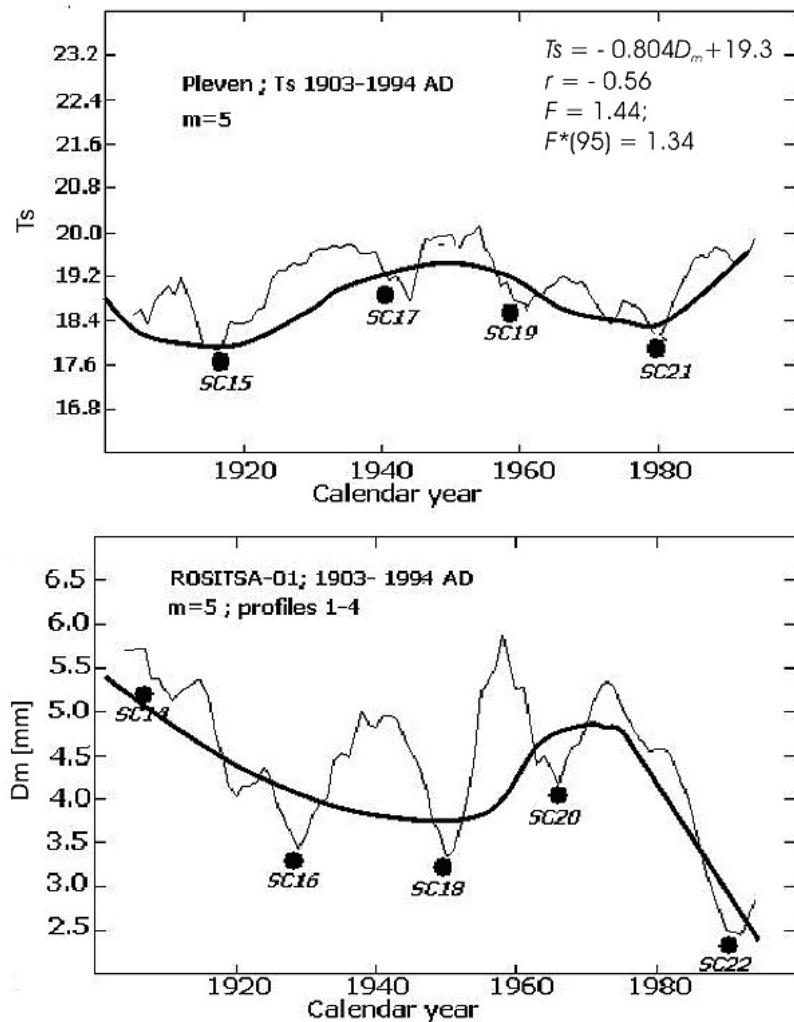
Как обаче измененията на ширините на годишните кръгове при двата образеца са свързани с измененията на климата за времевите интервали на данните?

4.2.3. Ширините на годишните пръстени на бука и климата на Западна и Средна Стара планина

Стара планина по време на Далтоновия минимум

Вън от всякакво съмнение факт е, че климатът на нашата страна се е затоплил съществено пред последните три десетилетия от края на 1970-те и началото на 1980-те години насам. От друга страна обаче за същият период е характерна и тенденция към засушаване. Двете свързани тенденции са особено добре изявени през лятото. И според двата модела за ширините на годишните кръгове (на “Росица – 01” и “Гурково – 01”), съвременната епоха се отличава с малки ширини на годишните пръстени и, следователно, със забавен растеж на дървесните образци. В такъв случай, означава ли това, изхождайки от рекордно малките ширини на годишните пръстени по време на годишните кръгове по време на Далтоновия минимум, че тогава климатът през топлото полугодие е бил горещ и сух? Вторият въпрос е – дали все пак анализът на данните дава някаква възможност да се направят и макар и груби изводи относно климата на студеното полугодие по време на Далтоновия минимум?

Ако наистина се окаже, че летата в Централна България са били по-горещи и сухи отколкото климатичната норма, то как това се вписва в представата за общо по- студен климат на Земята и на Северното полукълбо по време на Далтоновия минимум? Става ли тук въпрос за някакви регионални особености на проява на слънчево-климатични връзки?



Фиг. 22 Връзката между изгладените стойности на ширините D_m на годишните пръстени на образеца „Росица“-01 и средната температура през топлото полугодие T_s в станция Плевен за периода 1899 – 1994 г.

Сравняването на ширините на годишните пръстени на образеца “Росица – 01” с изгладените по 5 години стойности

на валежните суми и средните температури на топлото и студеното полугодие, получени от редиците с метеорологични данни в Габрово и Плевен позволиха да се получи една относително добра връзка. Тя е между изгладените ширини на годишните пръстени на образеца Dm и средната температура на топлото полугодие (T_s), измерени в Плевен. Дължината на извадката за метеорологичните данни, с която разполагаме обхващаща периода 1899 – 1994 г. Корелационните връзки с другите метеорологични редици и в двете станции са с много ниска статистическа значимост и не са ползвани за климатична калибровка. Опитите за подобряване на калибровката посредством изследване на двуфакторни регресионни връзки (например летни валежни L_s + средни температури T_s) не бяха успешни.

Намерената най-добра връзка между средната температура на топлото полугодие в Плевен и изгладените ширини на годишните пръстени на образеца “Росица-01” е от линеен тип. Същата е избрана за климатична калибровъчна функция и е показана на горния панел на Фиг. 22 с плътна тъмна линия. С тънката линия на същия панел са показани изгладените данни за T_s . На долния панел на Фиг. 22 по аналогичен начин са показани за сравнение изгладените стойности на Dm за тази част от тях, за която се отнася калибровката (1899 – 1994 г.). Връзката между Dm и T_s е обратна. Както се вижда на графиката едната величина е груб огледален образ на другата.

Коефициентът на корелация е отрицателен ($r = -0.56$). Съответният F -параметър е 1.44, докато праговата стойност за 95% достоверност на връзката е 1.34. Тези коефициент на корелация и F -параметър показват, че все пак температурата е главен фактор за ширините на пръстените на образеца “Росица-01”, но от друга страна остатъчната дисперсия, свързана с действието на други, може би и неклиматични, фактори е също много голяма.

Аналогични резултати бяха получени за образеца “Гурково – 01”. Намерените връзки обаче се оказаха значително по-добри. Най-тесни корелации бяха открити с валежните суми L_s и средните температури T_s през топлото полугодие в Стара Загора и Казанлък. Всички намерени най-добри връзки между климатичните параметри и изгладените ширини на годишните пръстени D_m , както и при “Росица – 01” се оказаха линейни.

Намерените коефициенти на корелация са както следва:

– за Казанлък – между L_s и D_m : $r = +0.72$; между T_s и D_m : $r = - 0.69$

– за Стара Загора – между L_s и D_m : $r = +0.71$; между T_s и D_m : $r = - 0.70$

F-параметърът за тези коефициенти на корелация при дължина на извадката от 81 години (за периода 1899-1979 г.) е приблизително 1.96. Съответните прагови стойности на F за 95% и 99% нива на достоверност са 1.34 и 1.60.

Правата връзка между L_s и D_m и близките по абсолютна стойност коефициенти на корелация L_s и T_s с D_m са закономерни – те следват от тясната обратна връзка между валежите и температурите през топлото полугодие в Южна България [6,7,8].

Следователно, от резултатите по климатичната калибровка на дървесните образци “Росица – 01” и “Гурково – 01” следва, че рекордно малките ширини на годишните пръстени по време на Далтоновия минимум съответстват на много сух и горещ климат през топлото полугодие по това време. Съвременната епоха на топли и сухи лета в България е аналог на Далтоновия минимум по отношение на климата. Тя обаче \square съответства и по отношение на процесите, протичащи на Слънцето (виж също и & 5).

Може ли да се направи някакъв по-определен извод за “зимното” (т.е. студеното) полугодие?

За съжаление букът е широколистно дърво и неговият вегетационен период е през топлото полугодие. Въпреки това беше намерена, макар и слаба връзка между изгладените ширини на пръстените Dm и изгладените средни температури за студеното полугодие T_w във Велико Търново. Съответният коефициент на корелация се оказа $r = +0.56$.

Този коефициент е доста слаб за сигурни изводи, но все пак показва тенденция, че на по-тесните годишни кръгове съответстват по-ниски температури през студеното полугодие. Най-вероятно студените и по-дълги зими забавят развитието на дървото поради закъснение на пролетта.

Оттук следва, че Минимумът на Далтон се е характеризирал в нашите земи освен с горещи и сухи лета, също и с по-студени зими или (по-вероятно) по-студена ранна пролет. Това от своя страна означава по-континентален климат.

5. Дискусия

Както бе посочено още в уводната част на този доклад, аналози на слънчевите цикли могат да се открият в голям брой дървесни образци. В същото време обаче резултатите показват, че дърветата като биологични обекти зависят от множество фактори. Понякога тези фактори имат случаен характер и са резултат от спорадични действия на природни процеси, водещи до “катастрофи” в близките околности на изследваните дървета. В други случаи те са резултат от постоянна или епизодична човешка намеса (дърводобив, инженерно-строителни дейности, залесяване). Другите, постоянните фактори – вид почва, надморска височина, ориентация на склона и др. също допринасят за това в крайна сметка изследваните дендрохронологични данни да съдържат прекалено много “статистически шум”, а в някои случаи дори да се стига до положение образци, сравнително близо разположени един до друг да имат много различаващ

се един от друг растеж (респективно и промени на ширините на годишните пръстени).

Ние приведохме няколко примера като доказателство за това, че различни образци от един и същи вид (бук) показват сериозни отклонения един спрямо друг във вида на наблюдаваните цикли и трендове (& 4.1.1). В привидното разнообразие обаче все пак се наблюдават водещи тенденции. За целта обаче трябва да се разгледа голям набор от примери, т.е. да се изследват възможно повече образци, върху които да се направи статистика относно наблюдаваните времеви тенденции. По този начин се вижда, че такива водещи тенденции има – това е преобладаването на цикъл с продължителност около 20 години в областта на десетилетните колебания и ~ 200 годишна цикличност в областта на вековите и свърхвекови колебания (Фиг. 16). Последният под формата на “хиперцикъл” се откроява в 6 от общо 7-те от най-старите образци – тези които са на възраст над 200 години. Слънчевият аналог на този цикъл е така нареченият цикъл на де-Ври или на Суес. Той е открит в редиците на “космогенните” радиоизотопи [28], а всъщност и преди това в историческите данни за слънчевата и геомагнитната активност. Такива например са писмените исторически сведения за полярните сияния [2].

20 – 22 годишният цикъл в климата на България е доказан на базата на анализ на инструментални данни още през 80-те години. Отделно в изследванията оттогава пък е показано, че най-вече той е изявен в климата на Южна България (без Западните котловинни полета) [6, 7, 8]. Фактът, че от нашата статистика 20 – 22 годишният цикъл има значително по-добра изявеност в Югоизточна България (ЮИДП, Фиг. 17), отколкото когато се изследва сумарната съвкупност от всички редици от четирите държавни предприятия (ЮЗДП, СЗДП, СЦДП и ЮИДП) е допълнително доказателство, че: 1. Този цикъл е наистина обективна реалност в дендрохронологичните данни; 2. Той е свързан с 20 – 22 годишния слънчево-климатичен цикъл и най-вероятно е причинен от него.

И така, има дървесни образци, в чийто временни редове на годишните кръгове се наблюдава добър синхрон със слънчевите цикли, както и добре личат специфични събития, свързани с дългосрочното поведение на слънчевата активност каквито са минимумите на Далтон и Глайсберг-Гневишев. Дали това обаче непременно означава, че тези образци са и добри индикатори за поведението на климата? Кой е критерият, чрез който да се разбере дали данните от даден дървесен образец могат да се използват за климатични реконструкции или не?

Единственият сигурен критерий е: Дали е намерена редица от данни за даден климатичен параметър, която да е в достатъчно силна връзка с дендрохронологичните данни от въпросния образец или не. Тоест, може ли въз основа на информацията от инструменталните метеорологични наблюдения да се направи успешна климатична калибровка или не.

Само успешна калибровка по климатичен параметър, за който има измерени достатъчно дълга редица от инструментални данни в относително близка станция, е гаранция за такова нещо. При това опитът с климатичната калибровка на двата образца (“Турково – 01” и “Росица – 01”) показва, че сама по себе си най-успешната калибровка може да бъде не с най-близко географски разположената станция, а с такава, която е относително близо, но чиито данни са представителни за по-голям район. Например, растежът на “Росица-01” по-добре корелира с температурните данни от Плевен, отколкото с която и да е от наличните редици климатични данни от много по-близко разположения Габрово. Очевидно климатът на Габрово има много специфични черти, обусловени от котловинния характер на района, в който градът е разположен. Обратно, данните от Плевен, който се намира в централната равнинна част на Дунавската равнина, са много по-добър индикатор на климата не само за централните равнинни части на Северна България, но също и за Предбалкана и северните

склонове на Средна Стара планина, където е разположено Държавно-ловно стопанство “Росица”.

Подобно е положението и с образеца “Гурково – 01”. Връзките през топлото полугодие с валежите в Стара Загора и Казанлък са силни и значими, докато със станциите Габрово и Сливен те практически отсъстват. Сравнително добрата връзка между дендрохронологичната редица и температурите през студеното полугодие във Велико Търново са индикатор най-вероятно за това, че през късната есен, зимата и ранната пролет температурните условия близо до билото, но от южната страна на Средна Стара планина в района на Прохода на Републиката са по-близки до тези на север от главното било, отколкото до тези в равнинните области на юг.

И при двете дендрохронологични редици, за които направихме климатична калибровка е характерно, че анализите на слънчевите цикли (20 – 22, 50 – 55, 60 – 67, 110 – 120, 200 – 210 г.) много добре личат. Дали това може да се очаква за всички образци, за които ще се получи добра климатична калибровка? По наше мнение отговорът е по-скоро “да”. Окончателно обаче това ще стане ясно, след като всички дървесни образци бъдат изследвани за връзки с климатични параметри.

Нека сега да се спрем на един друг въпрос: Как получените дотук в представеното изследване резултати се съотнасят към резултатите и изводите от други подобни изследвания? Какво говорят те за общата картина на връзката “Слънце – климат”?

Още в увода беше споменато за проведеното в края на 1970-те години обширно изследване на данни от дендрохронологични наблюдения с цел изучаване на дългосрочните тенденции в засушаванията в западната част на САЩ [40]. Времевият интервал, който е изследван обхваща последните близо 300 години, приблизително между 1650 и 1955 година. Екипът от изследователи установява, че на територията западно от река Мисисипи се наблюдават два вида циклични процеси. Едните са по-къси с продължителност около 20 – 22

години. Сухите периоди на тези цикли са около епохите на максимум на нечетните 11 годишни слънчеви цикли. Авторите на изследването свързват този цикъл на засушавания със слънчевия магнитен цикъл на Хейл.

Преди да обсъдим и да търсим обяснение на факта защо наблюдаваният в западните части на САЩ 20 – 22 годишен слънчево-климатичен цикъл е с фаза, противоположна на наблюдаваната у нас ще споменем за втория, по-дълъг тип циклични колебания, установен във въпросното изследване. Според авторите то е с продължителност около век. С него е свързано затихване на амплитудата на 20 – 22 годишния цикъл най-напред през втората половина на 17-ти век, след това в края на 18-ти-началото на 19-ти и накрая в края на 19-ти и началото на 20-ти век. Най-слаб е бил 20 – 22 годишния цикъл между 1650 – 1700 година, когато той практически не се виждал в ширините на годишните кръгове на дърветата. Малко по-добре видими, макар и силно отслабени са 20 – 22 годишните цикли в края на 18-ти – началото на 19-ти и началото на 20-ти век. Според авторите и трите епохи на отслабен 20 – 22 годишен цикъл са свързани с дълбоки засушавания.

От позициите на познанията на дългосрочните тенденции в поведението на Слънцето днес вече знаем, че споменатите минимума на растежа на дървесните годишни кръгове съвпадат със свръхвековите Маундеров и Далтонов минимум, както и с вековия Минимум на Глайсберг-Гневишев. От тази гледна точка нашите резултати си приличат с американските по това, че и в българските дървесни образци “Росица – 01” и “Гурково – 01” епохите на минимумите на Далтон и Глайсберг-Гневишев наистина съвпадат с ниски амплитуди на 20 – 22 годишния цикъл.

Има обаче и разлики. Така например слабите амплитуди на 20 – 22 годишните цикли в редицата на ширини на годишните кръгове на “Росица – 01” в началото на 20-ти век е наложена върху висока дългосрочна тенденция и тя е свързана с 200

годишния цикъл, който в данните от този образец добре личи. Амплитудата на 20 – 22 годишния цикъл по същото време наистина е слаба в данните за ширините на пръстените на образца “Гурково – 01”, но много по-ниска е тази амплитуда 20 години преди това (около 1880-та година), както и около 1940 година (Фиг. 21).

Следователно в проявите и на 20-22 годишния и на по-дългите слънчево – климатични цикли има регионални особености. Тези регионални особености произтичат от това, че голяма част от влиянието на Слънцето върху климата на Земята и другите планети се реализира НЕ чрез вариациите в светимостта, които се представят от индекса обща слънчева радиация TSI, който пък от своя страна е тясно свързан с петнообразуването. На практика влиянието на други процеси и явления, протичащи на Слънцето е много по-голяма.

Сред тях са вариациите на интензивността, структурата и знака на междупланетното магнитно поле, еруптивната слънчева активност вкл. слънчевите изригвания, изхвърлянията на коронална маса, вариациите на слънчевия вятър и свързаните с тях вариации на потока на галактичните космически лъчи (ГКЛ), появата и развитието на слънчевите коронални дупки и др. Всички посочени процеси, протичащи на Слънцето и в междупланетното пространство са тясно свързани с геомагнитната активност, естествения радиационен фон, микрофлуктуациите в околоосното въртене на Земята, електрическите полета в земната кора, електрическите потенциали между йоносферата и земната повърхност и др.

Тези явления от своя страна увеличават амплитудата на планетарните вълни в атмосферата, предизвикват промени в атмосферното налягане над големи райони на Земята, обхващащи милиони квадратни километри. Те влияят на режима на атмосферната циркулация, сериозно въздействат на специфични райони с важна климатоопределяща роля като например северните части на Атлантическия океан (Исландския

баричен минимум и свързания с него Азорски максимум), централните части на Тихия океан (район на действието на явлението Ел Ниньо/Ла Ниня), Алеутския минимум, Западносибирския антициклон и др.

Влиянието на слънчево обусловените въздействия върху атмосферната циркулация има различни проявления. Разглеждайки влиянието на активните процеси на Слънцето и структурата на междупланетното магнитно поле върху земните електрически токови системи и атмосферната циркулация на Земята Тинсли [38] разглежда три типа явления:

– “Ефект на Браун” – усилване на меридионалния пренос, промяна на траекторията на атмосферните фронтове; в случаите на усилване на потока на ГКЛ, както и проникването на енергетични слънчеви частици (СЕЧ, протони с висока енергия, равна или по-голяма от 10 MeV), траекториите на атмосферните фронтове се преместват по посока на екватора. Добре се наблюдава в северната част на Атлантическия океан.

– “Ефект на Уилкокс” – при усилване на потока на ГКЛ или СЕЧ, водещо до усилване на меридионалния пренос се усилва и завихреността на циклоните, т.е. на тъй наречения VAI индекс (Vorticity Atmospheric Index).

– “Ефект на Мансуров-Пейдж” – спадане на температурата над полярните райони на ниво 500 милибара при пресичане на секторна граница на междупланетното магнитно поле.

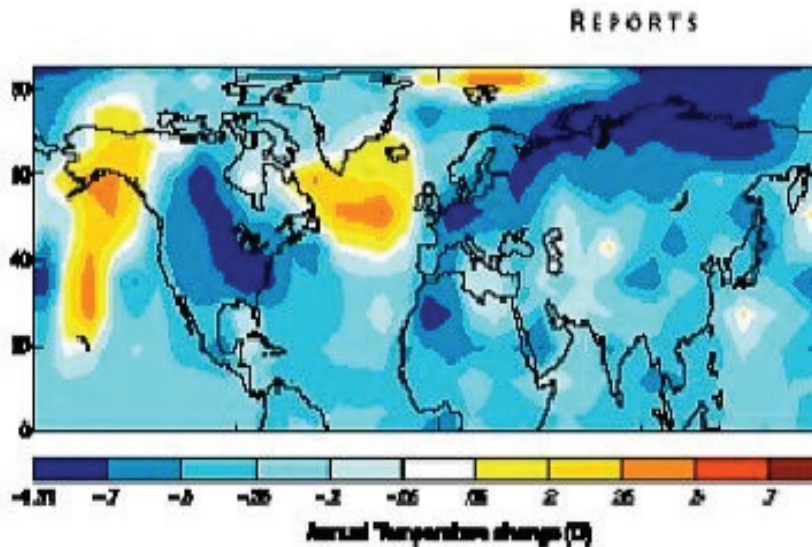
Всички тези, както и други процеси, свързани с влиянието на ГКЛ и СЕЧ водят до промяна в режима на общата атмосферна циркулация, а оттам и до портивоположни метеорологични тенденции в различни райони на Земята. Дългосрочните ефекти, свързани с тях водят до възникване на противоположни климатични тенденции, включително и в рамките на един широчинен пояс. Това е причината пора-

ди, която в различните части на света се наблюдават едни и същи обусловени от Слънцето цикли, но с различна фаза, включително и с противоположна фаза. Това означава, че ако дадено ниво на слънчевата активност и фаза на определен слънчев цикъл е свързан с определена климатична тенденция в някой район на Земята, то същите причини са свързани с ПРОТИВОПОЛОЖНИ климатични тенденции в друг район.

Такъв е случаят на констатираната разлика в проявата на 20 – 22 годишния цикъл в климата на западната част на САЩ и в България. Цикличността в режима на атмосферния пренос води до циклично планетарно преразпределение на валежите.

Отслабването на 10 – 11 и съответно на 20 – 22 годишните климатични цикли по време на вековете и свръхвековете слънчеви минимума е също планетарно явление. Това води до по-дългосрочни климатични тенденции – например продължаващи по няколко десетилетия периоди на студен и влажен климат или обратно – периоди на продължително затопляне и засушаване.

Както казахме, палеоклиматичните и историческите данни сочат, че времената на Далтоновия и Маундеровия минимум, са епохи на студен климат в планетарен мащаб. От друга страна обаче по същото време е имало, макар относително малко на брой и по площ райони, където климатът е бил по-топъл в сравнение с времето преди и след това. Така например районът на Североизточна Канада и Южна Гренландия е бил с климат, много по-топъл през 1680 година (т.е в най-дълбоката част на Маундеровия минимум) в сравнение например с климата на същия район, но 100 години по-късно, т.е. през 1780-та [39] (Фиг.23). По същото време на около 90% от Северното полукълбо се наблюдава застудяване, особено силно във вътрешността на Евразия и Северна Америка.

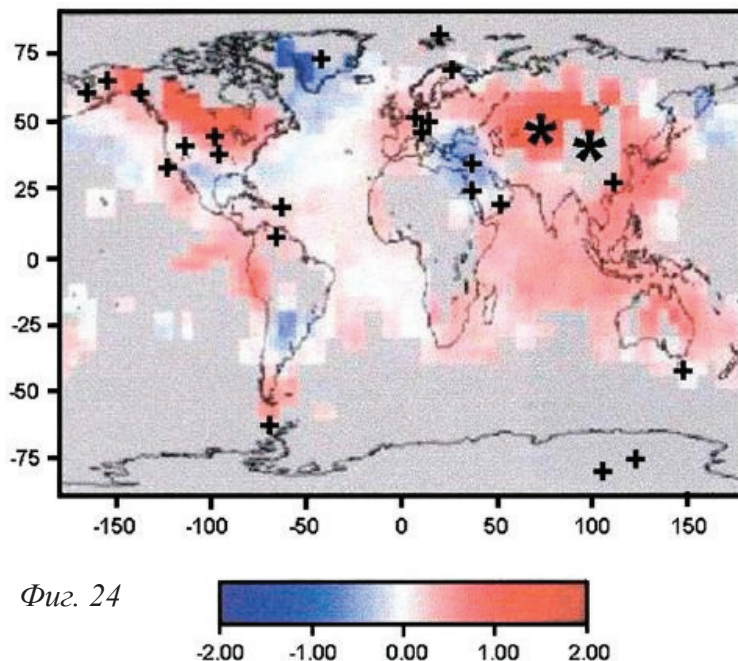


Изменение на температурните разлики 1850 г. – 2000 г.

Подобна ситуация се наблюдава и по време на Далтоновия минимум. Върху почти 75% от територията на Европа и Азия, както и по-голямата част от акваторията на Индийския океан, голяма част от Северна Америка тенденцията към застудяване на климата е в сила още през последните години на 18-ти век и продължава докъм 1835 – 40 г. В същото време се оказва, че над Близкия изток е било по-топло от обичайното, а Балканският полуостров е бил на границата между двете тенденции [43] (Фиг. 24).

Фиг. 24. Температурните вариации, свързани с 200 г. слънчев цикъл [3]. Околомаксимумните фази на 200 годишния слънчев цикъл съответстват на затопляне в районите, обозначени в червено и застудяване в районите обозначени със синьо (обратна връзка). По този начин червените области, съответстват на застудяване през Далтоновия минимум и в същото време на затопляне в районите оцветени в синьо.

Това твърдение по много интересен начин съответства на нашите резултати по отношение на началото на 19-ти век.



Фиг. 24

От една страна ние получаваме от анализа на временните редове и климатичната калибровка на образците “Росица – 01” и “Гурково – 01” картината на един горещ летен климат по времето на Минимума на Далтон. От друга страна обаче има и индикация за студени зими в Централна Северна България по същото време (от калибровката на “Гурково – 01” по температурните данни от станция Велико Търново). Един исторически писмен документ от това време дава независимо потвърждение за екстремално студена зима през 1810 година.

Означава ли това, че климатът на България в началото на 19-ти век е бил силно континентален – горещи и сухи лета и студени зими? На базата на казаното дотук отговорът трябва да е положителен. Твърдението обаче е базирано на твърде малко данни. Необходимостта от допълнителни изследвания върху колкото може повече образци на възраст над 200 години е очевидна. Едно бъдещо продължение на този научно-изсле-

дователски проект, задължително трябва да включва търсене и изследване на нови дървесни образци на възраст около и над 200 – 250 години.

Отслабването на амплитудите на 10 – 11 и 20 – 22 годишни слънчеви цикли по време на Далтоно-подобните минимума е явление, което е свързано със значителна промяна в структурата на конвективната зона на Слънцето, както и на процесите протичащи там. Това променя режима на т.нар. “слънчево динамо”, както обикновено се нарича съвкупността от физически процеси, свързани с промените в слънчевото магнитно поле. Последните са в основата на възникването и разрушаването на слънчевите активни центрове, тяхната мощност, както и характеристиките на конкретните петнообразователни и магнитни слънчеви цикли. Това, което знаем дотук за настъпването на свръхвековите далтоно-подобни минимума води до следната картина:

Началото на тези епохи започва със слизание на по-голяма дълбочина на конвективната зона, (евентуално) и с увеличаване на нейната дебелина. Последното става за сметка на понижението на нейната долна граница. Скоростта на конвекция на веществото силно се забавя, което в крайна сметка води до спадане на интензивността на общото магнитно поле на Слънцето и по-слабо образуване на активни центрове.

Общата външна проява на тези процеси е настъпването на период със слаби 11 и 22 годишни слънчеви цикли. Споменатите промени в конвективната зона на Слънцето са започнали много скоро след максимума на петнообразователния цикъл под номер 4 (SC4), някъде още около 1789 – 1790-та година. Това е довело до бърз спад в нивото на слънчевата активност особено добре видимо след 1793 година. Подобно събитие се е случило 200 – 205 години по-късно, приблизително три години след максимума на слънчевия петнообразователен цикъл под номер 22 (SC22), т.е. около 1993 – 1994 г. И в двата случая тези събития са подействали като шок върху

климата. Бързото отслабване на 20 – 22 годишния цикъл е довело и в двата случая до “отмяна” на неговата дъждовна фаза. Вместо десетилетия на хладни и дъждовни лета и в двата случая сухите периоди на практика са продължили и “преляли” в следващите сухи фази на 20 – 22 годишните климатични цикли. Както вече бе посочено, този ефект много добре се вижда в дендрохронологичните данни и моделите за образците “Гурково” – 01 и “Росица” – 01.

Един от най-интересните климатични феномени по време на Далтоновия минимум е така наречената “Година без лято” (1816 г.). Тя се отличава с необичайно студено време през пролетните и летните месеци над голяма част от Северното полукълбо, включително над Северна Америка и по-голямата част от Европа. На много места в Северното полукълбо не само, че е валиял сняг през юни, но и нещо повече – дори се е образувала трайна снежна покривка! Традиционно климатолозите свързват това събитие не с Минимума на Далтон, а с изригването на вулкана Тамбора в Индонезия, което се счита за най-мощното през последните 2000 години с вулканичен индекс $VEI = 7$. То е станало през месец септември на предната 1815 г. В атмосферата са изхърлени около 300 милиона кубически метра прах и голямо количество вулканични газове.

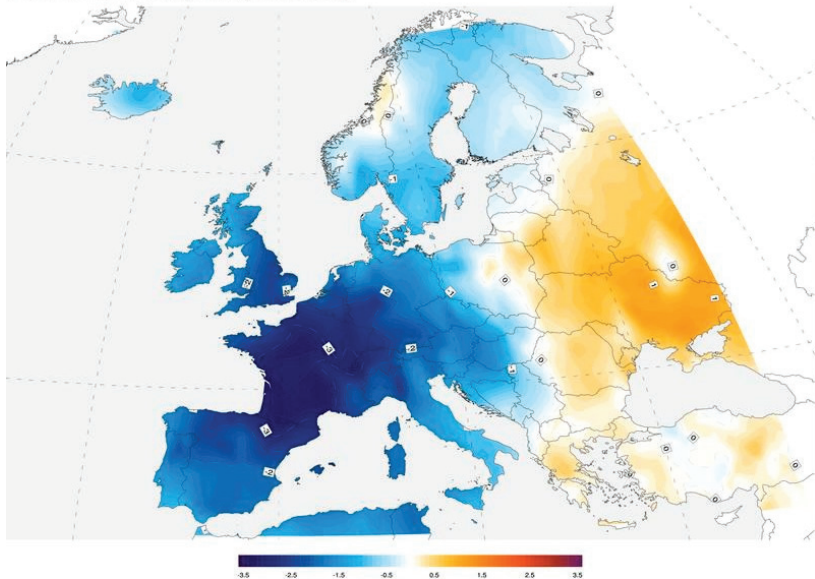
Възникват обаче два въпроса:

1. Дали изригването на вулкана Тамбора е единствената причина за “Годината без лято”?
2. Дали изригването на вулкана Тамбора е самостоятелна причина за “Годината без лято”?

1816 година освен, че е с много студено лято е и година, в която е достигнал своя пик слънчевият 11 годишен цикъл под номер 6 в Цюрихския ред (SC6). Средногодишната изгладена околномаксимумна стойност на Волфовото число е 46. През месец февруари, март и април обаче средномесечното Волфово число надхвърля с около 50 – 60% изгладената околномаксимумна 13 месечна стойност. Специално през месец

март и април е имало много мощна аврорална активност (полярни сияния), включително и сияния на средни ширини (MLA – Mid Latitude Aurora). Косвено това е доказателство за много мощна слънчева еруптивна активност и в частност изригвания и изхвърляния на коронална маса, за силни геомагнитни бури и слънчеви протонни изригвания.

1816 Summer Temperature Anomaly



Фиг. 25. 1816 г. “Годината без лято” в Европа – карта на температурните разлики през юни 1816 г. спрямо средната температура през същия месец за периода 1971 – 2000 г.

Тези слънчеви и геомагнитни явления са довели до силна дестабилизация на атмосферата, свързана с описаните по-горе в този раздел физически механизми. Изхвърлянето на голямо количество протони с висока енергия (слънчеви енергетични частици – СЕЧ; на английски Energetic Solar Particles – SEP) води до радиационни бури. Последните са довели до покачване на естествения радиационен фон на различни височини в атмосферата на Земята. Протоните с енергия около

или по-голяма от 300 MeV проникват и в тропосферата, създавайки слаба йонизация (от порядъка 10^{-3} до 10^{-4} йонно-електронни двойки в куб. сантиметър). Тези заредени частици в комбинация с наличието на водни пари, киселинни молекули от вулкански газове и прахови частици водят до високи скорости на образуване на аерозоли и облаци. Това е свързано с увеличаване на албедото на земната атмосфера и води до понижаване на приземната повърхност. Така, че най-вероятно “Годината без лято” е резултат от взаимодействие на два фактора – единият е изригването на вулкана Тамбора през есента на 1815 г., а вторият – много високата слънчева и геомагнитна активност в края на зимата и началото на пролетта на 1816 година.

Както бе казано в § 4.2.1 климатичният ефект от настъпването на Далтоновия минимум се е появил много преди 1816 г., фактически още около 1800-та година. Следователно, няма как общопланетарното застудяване на климата в началото на 19-ти век да е свързано само с изригването на вулкана Тамбора през 1815 г.

През последните 10 – 15 години се появиха много изследвания, от които се вижда, че тектоничната активност на Земята е силно повлияна от активните процеси на Слънцето. Обширен обзор относно изследванията по темата е даден в мултимедийната презентация на Б. Комитов от 2011 г. [44]. Там се обсъждат и възможните физически механизми, пораждащи подобни връзки. Тук само ще посочим, че в дългосрочен план епохите, в които се концентрират най-мощните тектонични явления – земетресения с магнитуд $M \geq 8.0$, както и вулканичните ерупции с индекс $VEI \geq 5$ са именно свръхвековите слънчеви минимуми от далтоно-подобен тип. По-специално по времето на Далтоновия минимум само в рамките на 20 – 25 години са станали 6 от общо 15-те най-мощни вулканични изригвания за периода 1500 – 2000 години. Най-мощното сред тях е изригването на Тамбора.

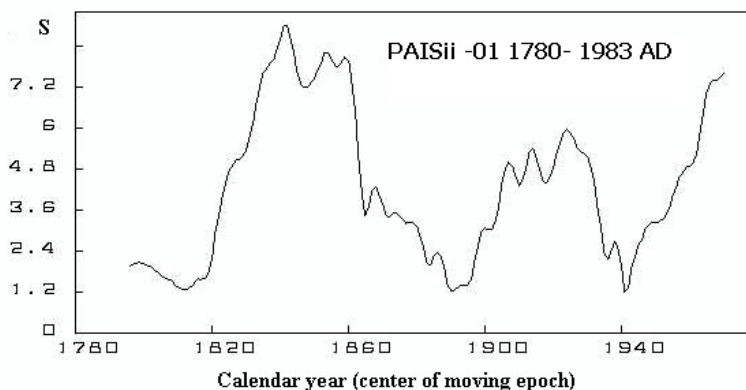
Резултатите от нашето дендрохронологично изследване сочат, че още в края на 18-ти век е започнало драстично намаляване на размера на годишните кръгове и при двата най-подробно изследвани от нас образци (“Росица – 01” и “Гурково – 01). Растежът на двата образца рязко се ускорява след 1830 – 35 година. Ако приемем, че това е отглас от конкретни специфични климатични условия, то те са свързани с целия период на Далтоновия минимум, а не с някакво конкретно събитие, каквото е “Годината без лято“ през 1816 г. Разглеждането на графиките на изгладените стойности на ширините на годишните кръгове на тези два образца показва слаб пик около 1805 и слаби колебания след 1810 докъм 1815 – 16 г. Това е по-скоро свързано със силно отслабен 20 – 22 г. цикъл, а няма никаква следа от “Годината без лято”. Нещо повече – около 1816 г. в ширините на годишните кръгове има слаб локален минимум и той добре съответства на максимума на четния слънчев цикъл 6 (SC6).

Подробният анализ на данните от другите пет образца на възраст над 200 години предстои. Все пак от предварителния оглед може да се каже, че при три от тях по-скоро се проявява влияние на Далтоновия минимум като цяло и то започва още около или дори малко преди 1800-та година. Оттук може да се направи предварителният извод, че ефектът от голямото застудяване в Северното полукълбо през лятото на 1816 г. (“Годината без лято”), който е бил изключително силен в Западна, Централна и Северна Европа практически не е оказал влияние върху климатичната обстановка по българските земи. Този резултат съответства на климатичната ситуация над Европа през лятото на 1816 г., показана на фиг. 25.

Изглежда, че известно изключение правят двата образца от крайните западни райони на страната (“Годеч – 01” и “Годеч – 02”). Това предстои да бъде проверено чрез по-детайлен анализ, включващ и климатична калибровка.

И в края на тази дискуссионна част ще се опитаме да хвърлим някаква светлина относно произхода на колебанията с продължителност между 50 и 70 години в поведението на годишните кръгове на дърветата и климата.

На фиг. 26 е показан интегралният мощностен S-параметър (виж Приложение 2), който е получен въз основа на T-R периодограмната процедура, приложена към данните от образеца “Гурково – 01” и характеризира измененията на амплитудата на колебанията в диапазона между 18 и 24 години. Всъщност това е диапазон чийто център е при период от 21 г. Графиката илюстрира, че 20 – 22 годишния цикъл има три периода за времето между 1780 и 1980 г, в които той е най-слаб. Те са – по време на Далтоновия минимум, в края на 19-ти век (т.е около 1880 – 1900 г.) и около 1940 г. Интересно е, че динамиката на този параметър през 20-ти век съответства много добре на определени промени в режима на пренос на вещество в конвективната зона на Слънцето, описани от Георгиева и Киров (2011). Както се вижда, процесът е цикличен, а неговата средна продължителност е около 60 години.



Фиг. 26. Интегрален мощностен параметър S (виж Комитов 1997) на квази 20 годишните осцилации във временния ред на изгладените стойности на ширините на годишните пръстени на пробата „Паусий“ – 01.

6. Изводи и заключителни бележки

Целта на този материал беше да представи най-важните получени до момента резултати и техният анализ в хода на изпълнението на научноизследователския проект на тема „Изследване на влиянието на слънчевата активност и климатичните промени върху популацията и качеството на дървесните видове“. Той се изпълнява по силата на договор сключен между Института по астрономия и НАО “Рожен” към БАН и Министерството на земеделието и храните на 14 ноември 2012 г.

От изнесените резултати, техният анализ и проведената дискусия могат да се направят следните по-важни изводи:

1. Ширините на годишните кръгове на дърветата са груб индикатор на промените на климата и връзката “Слънце – климат”. Наблюдаваните времеви закономерности (цикли и трендове), както и намерените връзки с климатични параметри в съседни станции много силно зависят от самия дървесен екземпляр, специфичните условия за дадената местност (теренни и почвени условия и съседна растителност) и множество случайни фактори като епизодична или постоянна човешка дейност в района и др.

2. Въпреки всички споменати в т. 1 обстоятелства все пак в статистическата съвкупност на временните редове на изследваните образци се наблюдават преобладаващи тенденции. Сред тях са квази 20 годишен цикъл, аналог на слънчевия цикъл на Хейл, както и 200 – 210 годишен хиперцикъл, аналог на слънчевия цикъл на Шове, де-Ври и Суес. 20 – 22 годишният цикъл се наблюдава в 27 от общо 44-те изследвани образци, а хиперцикълът със средна дължина 200 – 210 години е много силно изразен в 6 от общо 7-те образца на възраст над 200 години. Във временните редове на почти всички образци личат цикли с продължителност между 50 и 70 години, които също имат аналози в някои слънчеви, геомагнитни и климатични индекси.

3. За всичките 7 образци на възраст над 200 години се виждат специфични особености във временния ред на годишните кръгове в края на 18-ти и началото на 19-ти век. Те са свързани с настъпването на слънчевия свръхвекови Далтонов минимум (1798 – 1930/34 г.). Подробният анализ на временните редове на два от образците (“Росица – 01” и “Гурково – 01”) води до заключението, че климатът в Централна България, както на север, така и на юг от главното било на Стара планина е бил сух и горещ през топлото полугодие (май-октомври). На север от билото на Средна Стара планина е бил по-студен от средната норма за 20-ти век през студеното полугодие. Оттук се налага по-общият извод, че по време на Далтоновия минимум климатът на българските земи е имал ясно изразен континентален характер. Този извод не е окончателен. Необходимо е да се направи подробен анализ на данните от останалите 5 най-стари образци, както и да се изследват поне няколко допълнителни образци на възраст над 200 години.

4. От анализа на данните на този етап се вижда, че планетарното климатично събитие “Година без лято” е оказало незначителен или слаб ефект върху климата на българските земи около 1816 г. Този извод следва да бъде проверен върху по-голям обем наблюдателен материал.

5. Анализът на данните за хода на слънчевата активност в хода на предишния 11 годишен петнообразователен цикъл с цюрихски номер 23 (SC23) и настоящия SC24 показват, че на съвременния етап слънчевата активност е в началото на нов далтоно-подобен свръхвекови минимум, който по време ще покрие голяма част от настоящия 21-век. Неговото фактическо начало се отнася към 2008 година (дълбокият минимум между SC23 и SC24), но има наблюдавани “събития-предвестници”, които са давали индикация за такъв свръхвекови минимум още през 1990-те години. В тази връзка е интересно да се отбележи, че между климатът на България по времето на Далтоновия минимум преди около 200 – 220 години и съвре-

менния климат има много голяма аналогия – например много сухите и горещи лета, много студените зими през някои от последните 10 – 12 години. Това води до извода, че най-вероятно наблюдаваните климатични тенденции през последните 30 – 35 години са по-скоро явления от естествен, отколкото от антропогенен характер. С други думи, те са отражение на дългосрочни тенденции в хода на слънчевата активност и връзката “Слънце – климат”.

6. Въз основа на изследваните времеви тенденции (цикли и трендове) в данните на образците “Гурково – 01” и “Росица – 01” са построени кинематични модели за промените в ширините на годишните им пръстени. Те са екстраполирани за около 30 години напред във времето извън извадките, на базата на които са получени. Екстраполацията на модела на образаца “Гурково – 01” прогнозира настъпването на период на забавен растеж (тесни годишни кръгове), подобен на този по времето на Далтоновия минимум, но за периода между 1980 – 2015 г. От друга страна, привързването към климатичните данни показва настъпването на продължителен период на сухи и горещи лета. По този начин моделът на растежа на “Гурково” – 01 е своеобразен преиндикатор както за настъпването на далтоно-подобен слънчев минимум, така и свързаните с това климатични последици за българските земи през топлото полугодие. От позициите на 2013 – 2014 г. екстраполацията на модела на “Гурково – 01” има характер на пробна прогноза (епигноза). От своя страна както самите данни, така и моделът на образаца “Росица – 01” потвърждават прогнозата по данните от “Гурково – 01”.

На свой ред те показват, че съвременния период се характеризира със слаби колебания, свързани с 20 – 22 годишния цикъл, наложени върху дългосрочна тенденция на бавен растеж. Този период ще приключи към 2030 – 35 година. Тогава растежът на дървесната маса рязко ще се ускори, а

амплитудите на 20 – 22 годишния цикъл ще се усилят. Това е свързано с дългосрочните тенденции в поведението на Слънцето. Летата (топлите полугодия) ще претърпят слабо захлаждане и овлажняване в периода 2014 – 2015 г. до 2025 г. (между максимумите на SC24 и SC25). То ще бъде последвано от ново слабо затопляне и засушаване (но не колкото около 2000-та година и между 2007 и 2012 г.). Много бърза тенденция към захлаждане и овлажняване на топлото полугодие ще започне около 2030 г. и особено след 2035 г.

7. Тук е особено важно да се подчертае, че от използваните данни не могат да се изследват тенденции с времеви мащаб по-голям от 220 – 250 години. Ето защо в нашият анализ и свързаните с него изводи не могат да бъдат отчетени ефекти, свързани с по-дълги периоди от време. Така например, не може да бъде отчетен ефектът от съвременната възходяща фаза на 220 – 2400 годишния слънчев цикъл (Халщадтцайт). За неговото влияние върху съвременния климат можем само единствено да кажем, че той е довел до дългосрочна тенденция на затопляне, включително и до самия край на 20-ти век. Ефект от действието на Халщадтцайт е много труден за изследване върху дървесни образци от България. За целта е необходимо да има проби от дървета на възраст около или над 800 – 1000 години. Това обаче е много трудно както от чисто техническа, така и от законово-административна гледна точка.

Въз основа на досегашните резултати, техния анализ и направените изводи считаме, че изследванията по линия на този проект са много интересни и полезни както от чисто научен, така и в научно-приложен аспект. Ако действието на сключения договор бъде продължено през 2014 г. то по-нататъшната работа трябва да бъде с акцент върху следните направления:

1. Завършване на анализа на данните от измерените и включени в “Приложение – 1” 44 дървесни образци.

2. Допълване на каталога с данни от нови образци и тяхното изследване. Специално внимание трябва да се обърне на доставянето и изследването на стари образци на възраст над 200 години. От направения оглед на получения материал през 2013 г. се оказва, че най-перспективни в това отношение са районите на Средна и Западна Стара планина (старопланинските части на областите Стара Загора, Габрово, Велико Търново, Ловеч, Враца, Монтана, Видин, София – област и (вероятно) на област Пловдив около Карлово. Включването на данни за дървесни образци от районите на Средните Родопи (ЮЗДП-Смолян) и Североизточна България (СИДП- Шумен) е целесъобразно и желателно.

БЛАГОДАРНОСТИ

Изпълнението на настоящия проект и съставянето на каталога стана възможно благодарение на административната и техническа помощ на голям брой служители от структурните подразделения на Министерството на земеделието и храните, чийто предмет на дейност е в областта на горското стопанство. Ето защо авторският колектив на каталога изказва своята огромна благодарност на следните ръководители и служители на държавни предприятия (ДП), държавни горски стопанства (ДГС) и държавни ловни стопанства (ДЛС):

ЮГОЗАПАДНО ДЪРЖАВНО ПРЕДПРИЯТИЕ

(ЮЗДП) – гр. Благоевград

инж. Светослав ПЕТРОВ – директор на ЮЗДП

инж. Гинка Димитрова

ДЛС “Арамлиец” – гр. Елин Пелин

инж. Венцислав Георгиев - директор ДЛС

инж. Севдалин Белилов

ДГС “Пирдоп” – гр. Пирдоп

инж. Николай Гаджанов – директор на ДГС

Десислав Николов – лесничей
ДГС “Самоков” – гр. Самоков
инж. Антоанета Гергинова – заместник директор на ДГС
Александър Илиев – старши лесничей ГСУ Говедарци
ДГС “Симитли” – гр. Симитли
инж. Тодор Занков – директор на ДГС
Кирил Георгиев – лесничей
Даниел Кирилов – горски надзирател

**СЕВЕРОЗАПАДНО ДЪРЖАВНО ПРЕДПРИЯТИЕ
(СЗДП) - гр. Враца**

инж. Юри Миков – директор на СЗДП
ДГС “Миджур” – гр. Белоградчик
инж. Цветан Михайлов – директор на ДГС
ДГС “Борима” – с. Борима, община Троян, обл. Ловеч
инж. Марин Багаров – директор на ДГС
ДГС “Ботевград” – гр. Ботевград
инж. Веселин Нинов - директор на ДГС
ДГС Витиня”
инж. Тошко Пейков – директор на ДГС
ДГС “Враца” – гл. Враца
инж. Ивайло Ангелов – директор на ДГС
Борис Ангелов – лесничей
ДГС “Говежда”
инж. Милко Благоев – директор ДГС
ДГС “Годеч” – гр. Годеч
инж. Антон Попов – директор на ДГС
ДГС “Мездра” – гр. Мездра
инж. Евгения Христова – директор на ДГС
ДГС “Своге” – гр. Своге
инж. Сашо Георгиев – директор на ДГС
ДГС “Троян “ – гр. Троян
инж. Димитър Шишков – директор на ДГС

**СЕВЕРОЦЕНТРАЛНО ДЪРЖАВНО ПРЕДПРИЯТИЕ
(СЦДП) - гр. Габрово**

инж. Иван Недков – директор на СЦДП
инж. Тодор Бонев – заместник директор на СЦДП
инж. Красимира Дамянова
ДГС “Буйновци” – с. Буйновци, община Елена,
обл. Велико Търново
инж. Елка Котова – заместник директор на ДГС
Димитър Великов – старши лесничей
ДЛС “Воден – Ири Хисар” – с.Острово, община Завет,
обл. Разград
инж. Иван Глухарев – директор на ДЛС
ДЛС “Росица” – м. Лъгът, с. Стоките, община Севлиево,
обл. Габрово
инж. Иваничка Иванова – директор на ДЛС

**ЮГОИЗТОЧНО ДЪРЖАВНО ПРЕДПРИЯТИЕ
(ЮИДП) - гр. Сливен**

инж. Михаил Михайлов - заместник директор на ЮИДП
ДГС “Гурково“ – гр. Гурково
инж. Димчо Радев – директор на ДГС
инж. Иван Дончев – заместник-директор на ДГС
ДЛС “Мазалат” – с. Горно Сахране, община Павел Баня,
обл. Ст.Загора
инж. Веселин Велев – заместник директор на ДЛС
ДГС “Казанлък “ – гр. Казанлък
инж. Иван Славов – директор на ДГС
инж. Владимир Атанасов – заместник директор на ДГС
Кирил Кирилов – лесничей
ДГС “Мъглиж” – гр. Мъглиж
инж. Живко Стоянов – заместник директор на ДГС
Валентин Николов – началник-участък “Селце”
ДГС “Стара Загора” – гр. Стара Загора
инж. Севдалина Иванова – директор на ДГС

инж. Деян Белемезов – заместник директор на ДГС
 инж. Любомир Стойков – началник участък
 “Старозагорски бани”
 ДГС “Хасково” – гр. Хасково
 инж. Любомир Илиев – заместник директор на ДГС

Авторите на това изследване изказват своята специална благодарност на **г-жа Сребрина Бояджиева** за оказаната всестранна помощ при получаването, транспортирането и измерванията на образците от ЮИДП и СЦДП.

ЛИТЕРАТУРА

1. Fritz H., 1976, Tree Rings and Climate, Subsidiary of Harcourt Brace Jovanovich, Publ./ien, London, New York, San Francisco
2. Schove, D. J. 1955, The Sunspot Cycle 649 BC to AD 2000, J. Geophys. Res., 60, 127
3. Rassopov O.M., Dergachev V.A., Esper J., Kozyreva O., Frank D., Ogurtsov M., Kolstrom T., Shao X., 2008, PPP, 259 , 16
4. В. Дерменджиев, 1982 – частно съобщение
5. Комитов Б., 1981, Върху една възможност за дългосрочно прогнозиране на агроклиматичните условия в Горнотракийската низина на базата на 22-годишния слънчев цикъл, докл. 2-ра Нац. Конференция по космическо-земен технологичен трансфер и първи резултати от спътника “Интеркосмос-България-1300”, 8-10 окт. 1981, Ст. Загора
6. Гогошев М. и Комитов Б., 1983, Анализ на краткопериодичните вариации на климата в България през 20-и век и някои следствия, отнасящи се до народното стопанство, препринт на ЦЛКИ към БАН – Базова обсерватория Ст. Загора
7. Комитов Б., 1986, О возможном влиянии солнечных циклов на климат в Болгарии, Солн. данные, No 5, стр. 73 – 78
8. Комитов Б., 1986, Сезонные и вековые эффекты влияния солнечной активности на осадках в станции Пловдив (Болгария), Солн. данные, No 9, стр. 92 – 94

9. Комитов Б. и Владимиров В., 2001, Климатът през топлото полугодие в Централна България през 18-20-и век по дендрохронологични данни, 6-та Нац. конференция по слънчево-земни въздействия, София, дек.2001

10. Komitov B, Duchlev P., Vjandov G., Kirilova D., 2013, Trees Annual Rings and „Sun- Climate“ Connection, Bulgarian Astronomical Journal v. 19

11. Комитов Б., Духлев П., Кирилова Д., Бонев Т., Бяндов Г., Кискинова Н., Петров Н., Николов П., 2014, Каталог на дървесните образци събрани през 2013 г. от територията на България

12. Бонев Б., Пенев К., 2004, частно съобщение

13. Waldmeier M., 1961, The Sunspot Activity in Year 1610-1960, Zurich Schultes Co, Swizerland

14. Витинский Ю. И., 1973, Цикличность и прогнозы солнечной активности, изд. Наука, Москва

15. Komitov B. and Kaftan V., 2003 Solar Activity Variations for the Last Millenia. Will the Next Long-Period Solar Minimum be Formed?, International Journal of Geomagnetism and Aeronomy v.43, No5, 2003, pp 553-561

16. Schove D.J. ,1983, Sunspot Cycles (Stroudsburg: Hutchinson Ross, Pennsylvania.)

17. Anderson P.N., 1954, Journal of Geophys.Res., 59, p 455

18. Бонов А., 1957, Солн. данные, No 3

19. de Vries H. , 1958, Koninkl. Ned. Acad. Wetenshop. v. 861. pp 94-102

20. Дергачев В.А., 1994, Радиоуглеродный хронометр, Природа, 1994, No1

21. Gleissberg W., 1944, A table of secular variations of the solar cycle, Terr.Magn.Atm.Electr., v.49

22. Витинский Ю.И., Оль А. и Сазонов А., 1976, Солнце и атмосфера Земли, Гидрометеиздат, Ленинград

-
23. Komitov B., 1997, The Schove's series. Centural and Supercentural variations of the solar activity. Relationships between adjacent 11-year cycles, *Bulg.Geoph.J* 23, 74 –82
 24. Комитов Б., 2001, Т-Р периодограмният анализ (в "Биохронология и биометеорология в българската медицина, ред. Н. Маджирова), изд. Макрос, Пловдив
 25. Nagovitsyn, Yu.A., Ivanov, V.G., Miletsky, E.V., Volobuev, D.M.: 2005, *Solar Phys.* 224, 103
 26. Eddy, J. A. 1977, in *The Solar Output and its Variation*, ed. O. R. White (Boulder: Colorado Associated University Press)
 27. Damon, P. E. and Sonett, C.P., 1991, in *The Sun in Time*, ed. Sonett, C.P., Giampapa, M.S
 28. Дергачев В. А, Чистяков В.Ф., 1993, 210 и 2400 летние солнечные циклы и колебания климата, *Известия ФТИ*, стр. 112
 29. Komitov B. and Kaftan V., 2003 *Solar Activity Variations for the Last Millenia. Will the Next Long-Period Solar Minimum be Formed?*, *International Journal of Geomagnetism and Aeronomy*, v.43, No5, 2003, pp 553-561
 30. Komitov, B., Kaftan V., 2013, The sunspot cycle no. 24 in relation to long term solar activity variation, *Journal of Advanced Research*, Vol. 4, Issue 3, p. 279-282
 31. Denton, G. H., and W. Karlen, 1973, Holocene climatic changes, their pattern and possible cause, *Quaternary Research*, 3, 155-205
 32. Комитов Б., 2008, Въздействието на слънчевата активност върху климата в миналото и съвременността: Следствия за България, ISBN 978-954-9483-16-1, Алфамаркет, Ст. Загора
 33. Манчев В., 2006, "Спомени", част първа, редактирана от Соня Тодорова, [http://my.opera.com/Ohrid/blog/1825 – 1907](http://my.opera.com/Ohrid/blog/1825-1907)
 34. Слънчевите вариации и земният климат <http://www.heliotaraxy.com/PDF/NASANews130108.pdf>
 35. Гневъшев М., Оль А., 1948, *Астрон. журнал*, 38, стр 18 – 22

36. Komitov B. and Bonev B., 2001 Amplitude Variations of the 11-year Solar Cycle and the Current Maximum 23, *Astrophys. J. Lett* v.554, L119-L122, 2001 June 10

37. Mitchell, J. M., Jr., C. W. Stockton, and D. M. Meko, 1979: Evidence of a 22-year rhythm of drought in the western United States related to the Hale solar cycle since the 17th century. *Solar-Terrestrial Influences on Weather and Climate*, B. M. McCormac and T. A. Seliga, Eds., D. Reidel, pp125–144

38. Tinsley B.A., 2000, Influence of Solar Wind on the Global Electric Circuit and Inferred Effects on Cloud Microphysics, Temperature and Dynamics in the Troposphere, *Space Sci Rev.*, 00, 1-28

39. Shindell D, Schmidt G., Mann M., Rind D and Waple A., 2001, Solar Forcing of Regional

Climate Change During the Maunder Minimum, *Science*, v.294, p 2149-2152

40. Wang, Y., Cheng, H., Edwards, R.L., He, Y., Kong, X., An, Z., Wu, J., Kelly, M.J., Dykoski, C.A., Li, X., 2005. The Holocene Asian monsoon: links to solar changes and North Atlantic climate. *Science* 308, 854–857

41. Комитов, Б., 2011, Гелиогеотектоника, Науки о Земле (еж. журнал), мультимедия, выпуск 02-2011

ПРИЛОЖЕНИЕ 1.

Списък на дървесните образци дадени по нарастване на възрастта им

Образец	Клас	Вид	Възраст (год.)	Област и община	ДГС/ ДЛС	ДП
Росица – 01	широколистни	бук	245	Габрово, Община Севлиево	ДЛС Росица	СЦДП
Гурково – 05	широколистни	бук	243	Стара Загора, община Гурково	ДГС Гурково	ЮИДП
Годеч – 01	широколистни	бук	225	София, община Годеч	ДГС Годеч	СЗДП
Годеч – 02	широколистни	бук	225	София, община Годеч	ДГС Годеч	СЗДП
Гурково – 01	широколистни	бук	212	Стара Загора, община Гурково	ДГС Гурково	ЮИДП
Мездра – 01	широколистни	бук	210	Враца, община Мездра	ДГС Мездра	СЗДП
Казанлък – 03	широколистни	бук	205	Стара Загора, община Казанлък	ДГС Казанлък	ЮИДП
Мазалат – 02	широколистни	бук	185	Стара Загора, община Павел Баня	ДЛС Мазалат	ЮИДП
Воден – 01	широколистни	дъб	175	Разград, община Завет	ДЛС Воден	СЦДП
Буйновци – 03	широколистни	бук	170	Велико Търново, община Елена	ДГС Буйновци	СЦДП
Буйновци – 04	широколистни	бук	170	Велико Търново, община Елена	ДГС Буйновци	СЦДП
Буйновци – 02	широколистни	бук	170	Велико Търново, община Елена	ДГС Буйновци	СЦДП
Гурково – 04	широколистни	бук	165	Стара Загора, община Гурково	ДГС Гурково	ЮИДП
Пирдоп – 01	широколистни	бук	165	София, община Пирдоп	ДГС Пирдоп	ЮЗДП
Предел – 03	широколистни	бук	165	Благоевград, община Симитли	ДГС Симитли	ЮЗДП
Воден – 03	широколистни	дъб	165	Разград, община Завет	ДЛС Воден	СЦДП
Росица – 02	широколистни	бук	160	Габрово, Община Севлиево	ДЛС Росица	СЦДП
Миджур – 05	широколистни	бук	160	Видин, община Белградчик	ДГС Миджур	СЗДП
Мъглиж – 01	широколистни	бук	160	Стара Загора, община Мъглиж	ДГС Мъглиж	ЮИДП
Пирдоп – 02	широколистни	бук	155	София, община Пирдоп	ДГС Пирдоп	ЮЗДП
Буйновци – 01	широколистни	бук	150	Велико Търново, община Елена	ДГС Буйновци	СЦДП
Воден – 02	широколистни	дъб	150	Разград, община Завет	ДЛС Воден	СЦДП
Мъглиж – 02	широколистни	бук	145	Стара Загора, община Мъглиж	ДГС Мъглиж	ЮИДП
Гурково – 03	широколистни	бук	145	Стара Загора, община Гурково	ДГС Гурково	ЮИДП
Миджур – 04	широколистни	бук	140	Видин, община Белградчик	ДГС Миджур	СЗДП
Згориград – 01	широколистни	бук	135	Враца, община Враца	ДГС Враца	СЗДП

Образец	Клас	Вид	Възраст (год.)	Област и община	ДГС/ ДЛС	ДП
Говедарци – 02	широколистни	бук	135	София, община Самоков	ДГС Самоков	ЮЗДП
Говедарци – 01	иглолистни	смърч	134	София, община Самоков	ДГС Самоков	ЮЗДП
Троян – 01	широколистни	бук	130	Ловеч, община Троян	ДГС Троян	СЗДП
Елин Пелин – 01	широколистни	бук	130	София, община Елин Пелин	ДЛС Арамлиец	ЮЗДП
Предел – 01	широколистни	бук	125	Благоевград, община Симитли	ДГС Симитли	ЮЗДП
Казанлък – 02	широколистни	бук	120	Стара Загора, община Казанлък	ДГС Казанлък	ЮИДП
Казанлък – 01	широколистни	бук	115	Стара Загора, община Казанлък	ДГС Казанлък	ЮИДП
Витиня – 01	широколистни	бук	113	София, община Ботевград	ДГС Витиня	СЗДП
Шарения – 01	иглолистни	бял бор	110	Благоевград, община Симитли, с. Градево	ДГС Симитли	ЮЗДП
Бор № 6	иглолистни	черен бор	110	Благоевград, община Симитли, с. Градево	ДГС Симитли	ЮЗДП
Ботевград – 01	широколистни	бук	100	София, община Ботевград	ДГС Ботевград	СЗДП
Миджур – 01	широколистни	бук	80	Видин, община Белоградчик	ДГС Миджур	СЗДП
Ст. Загора – 01	широколистни	дъб	75	Стара Загора, община Стара Загора	ДГС Ст. Загора	ЮИДП
Ст. Загора – 02	широколистни	дъб	75	Стара Загора, община Стара Загора	ДГС Ст. Загора	ЮИДП
Хасково – 01	широколистни	дъб	72	Хасково, община Хасково	ДГС Хасково	ЮИДП
Троян – 03	широколистни	бук	70	Ловеч, община Троян, с. Бели Осъм	ДГС Троян	СЗДП
Мъглиж – 03	иглолистни	бял бор	70	Стара Загора, община Мъглиж	ДГС Мъглиж	ЮИДП
Ст. Загора – 03	широколистни	дъб	65	Стара Загора, община Стара Загора	ДГС Ст. Загора	ЮИДП

ПРИЛОЖЕНИЕ 2: T-R периодограмен анализ

*(Съдържанието е идентично с това в статията
“T-R периодограмен анализ” (виж Комитов, 2001))*

Съществуват голям брой числени процедури, за които се счита, че са подходящи за разкриването на цикли във временните редове – линеен автокорелационен анализ, различни модификации на спектралния анализ, методът на максималната ентропия и др. Всички те обаче имат различни недостатъци, които ги правят неефективни когато става въпрос за изследване на временни редове от хелиофизични, геофизични, биомедицински или икономически данни. В най-общ план тези недостатъци са следните :

1. Слаба информативност в областта на ниските честоти /големите периоди/.

Процедурите, основани на ползуването на Фуриеров ред се обвързват с периоди, които са кратни на дължината N на изследвания временен ред / $N, N/2, N/3, N/4 \dots\dots$ /. Това означава, че ако реално присъстващите във временния ред дълги цикли се различават съществено от периодите на съответните хармоники те могат да бъдат „пропуснати“ или установени твърде неточно.

2. Липсата на статистически критерий за достоверност на амплитудите на установяваните цикли. Амплитудата, като мощностна характеристика на дадена хармоника в много случаи не гарантира, че съответният цикъл е статистически достоверен.

3. Някои от най-често използваните методи /напр. нейният автокорелационен анализ/ работят само с целочислени стойности на периодите.

4. Резултатите се ползват трудно за целите на прогнозирането, а често пъти това е и невъзможно.

В настоящата работа за разкриването на цикли се използва процедура, в която посочените по-горе недостатъци са преодолени в много голяма степен. За пръв път тя е описана накратко и приложена от автора в средата на 80-те години (Комитов, 1986). За тази процедура е възприето названието „Т-R периодограмен анализ“ (Комитов, 1997). Тя включва следните работни етапи:

1. Изследваният временен ред се апроксимира по метода на най-малките квадрати /МНК/ със серия от прости периодични функции от вида

$$f(t) = A_0 + A \cos(2\pi t/T) + B \sin(2\pi t/T) \quad (2-1)$$

където : A_0 е средната стойност на членовете на временния ред, а коефициентите A и

$$\sum_{i=1}^N (y_i - A_0) \cos \frac{2\pi(i-1)}{T} = A \sum_{i=1}^N \cos^2 \frac{2\pi(i-1)}{T} + B \sum_{i=1}^N \sin \frac{2\pi(i-1)}{T} \cos \frac{2\pi(i-1)}{T}$$

$$\sum_{i=1}^N (y_i - A_0) \sin \frac{2\pi(i-1)}{T} = A \sum_{i=1}^N \cos \frac{2\pi(i-1)}{T} \sin \frac{2\pi(i-1)}{T} + B \sum_{i=1}^N \sin^2 \frac{2\pi(i-1)}{T}$$

B се намират от решаването на системата (I-2)

В случая е положено, че

$$y_i = f(t), t = i - 1 = 0, 1, 2 \dots$$

Периодът T варира от избрана начална до някаква максимална стойност със стъпка ΔT . Пределната минимална стойност на T е 2. Тъй като се разглежда временен ред с равноотстоящи по време стойности, то е твърде удобно да се използва за единица време интервалът между две съседни стойности /напр. година, ако данните представляват средногодишни стойности на изследваната величина/. От своя страна ΔT може да приема както целочислени, така и дробни стойности, изразени във възприетата единица за време /стъпка на временния ред/.

За всяка една от намерените прости периодични функции се изчислява коефициентът на линейна корелация R между нея и временния ред и грешката на същия

$$SR = \frac{1 - R^2}{\sqrt{N}}$$

където N е дължината на временния ред. Получената последователност от стойности на $R(T)$ /T-R корелограма/ има локални максимуми, около тези стойности на периода T , които съответствуват на потещиалните цикли, присъстващи в изследвания временен ред. Амплитудата /мощността/ на цикъла може да се изчисли по формулата:

$$a(T) = \sqrt{A^2(T) + B^2(T)}$$

Проверява се за статистическата достоверност на намерените цикли. За целта се използват два критерия. Според първия от тях /сигма-тест/ коефициентът на корелация трябва да отговаря на условието $R/SR > 1.96$. Твърде често обаче в редиците от псевдослучайни числа, възникват слаби цикли, удовлетворяващи този критерий, които при това много добре личат след прилагането на процедура на пълзящо усредняване. Вторият, по-твърд критерий е установен емпирично, на базата на анализа на повече от 2000 редици от псевдослучайни числа. В съответствие с него, ако коефициентът на корелация отговаря на условието

$$R/SR = 454/N^2 + 3.46$$

то установената околоразмайна стойност на R е нетипична за редиците от случайни числа. В този случай цикълът не е случайно възникнал, а е реален и причинно обусловен. Ако локалният максимум на R попада между праговите граници на двата критерия, то въпросът за това дали намереният слаб цикъл е реален или не, следва да се решава по преценка на изследователя на базата на допълнителна информация.

Като критерий за общата мощност на цикличните колебания в дадена област с граници T_1 и T_2 може да се използва величината :

$$S = \int_{T_1}^{T_2} a(T) dT$$

С помощта на статистически достоверните цикли от T-R – корелограмата може да се построи регресионен тригонометричен полином

$$\varphi(t) = A_0 + \sum_{j=1}^m (A_j \cos \frac{2\pi t}{T_j} + B_j \sin \frac{2\pi t}{T_j})$$

(2 – 4)

Намирането на коефициентите A_j и B_j става по МНМК, като левите страни на уравненията на съответната система са същите както в (I – 2), но вместо един период T , се задават m на брой такива. Последният се избира по преценка на изследвателя и би могъл да бъде от 1, ако е включен само доминиращ цикъл, за който R удовлетворява изискването на F -теста за $k_1 = N - 1$ и $k_2 = 2m$ степени на свобода, до всички достоверни цикли от T-R корелограмата, за които $R/SR > 1.96$. Схемата на работа е подобна на тази при многофакторния регресионен анализ. Моментите t приемат за стойности номерата на съответните числени данни във временния ред, т.е. 0, 1, 2 ...

С получения по този начин тригонометричен регресионен полином може успешно да се прави и екстраполация на стойностите на временния ред, т.е. да се използва за прогнозиране.

ПРИЛОЖЕНИЕ 3: 200 – 210 и 2200 – 2400 годишни колебания на Слънцето и климата

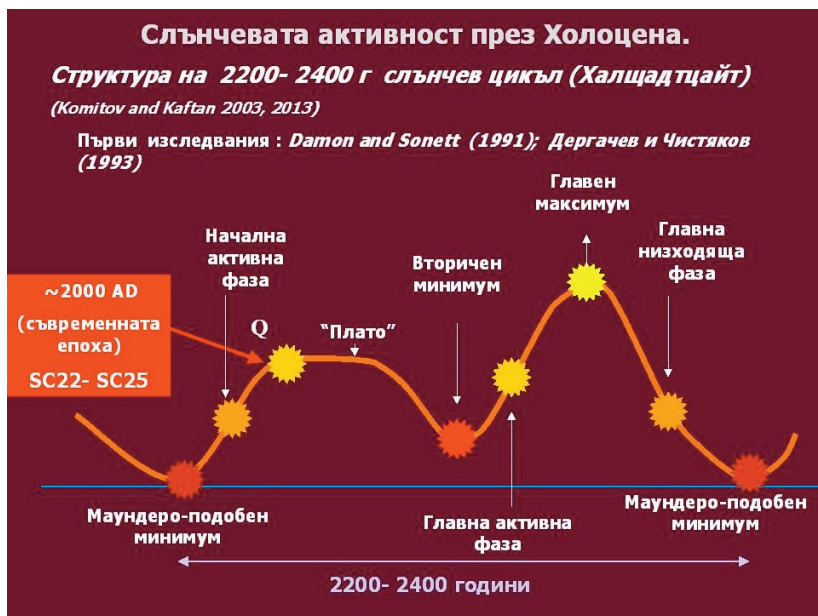
Структура на 2200 – 2400 годишния слънчев цикъл (Халщадтцайт)

2200 – 2400 годишният слънчев цикъл започва с маундеро-подобен минимум, който съвпада с “малък ледников период”. 11 годишните петнообразователни цикли на Швабе-Волф са силно подтиснати, а среднопланетарната температура е с около 1.5 градуса по-ниска от съвременната. Следва началната активна фаза на Халщадтцайт, която продължава около 300 – 350 години. Мощността на 11 годишните цикли постепенно нараства, а климатът бързо се затопля. Процесът обаче не е съвсем гладък. На 2 – 3 пъти през това време той се забавя и задържа за по 20 – 30 години в резултат на минимумите на двувековия и вековия цикъл. Трета фаза на Халщадтцайт се нарича “плато”. Тя е един доста продължителен и сравнително спокоен период, който продължава по 400 – 500 години. 11 годишните цикли са сравнително мощни, а климатът остава като цяло топъл. През това време има кратки периоди на захладжане от около 0.4 – 0.8 градуса, свързани с минимумите на двувековите цикли. След платовидната фаза започва “вторичният минимум”, който продължава до 300 – 400 години. Амплитудата на 11 годишните цикли намалява, а климатът застудява с около 1 градус. Следва “главната активна фаза”, продължаваща близо 400 години. Климатът бързо се затопля, достигайки своя максимум в рамките на Халщадтцайт. Среднопланетарната температура е с около 0.5 – 1 градуса по-висока от съвременната. Последната подобна фаза е бил Средновековният температурен максимум. Последната низходяща фаза на 2200 – 2400 годишния цикъл продължава 600 – 700 години. Свръхвековите слънчеви ми-

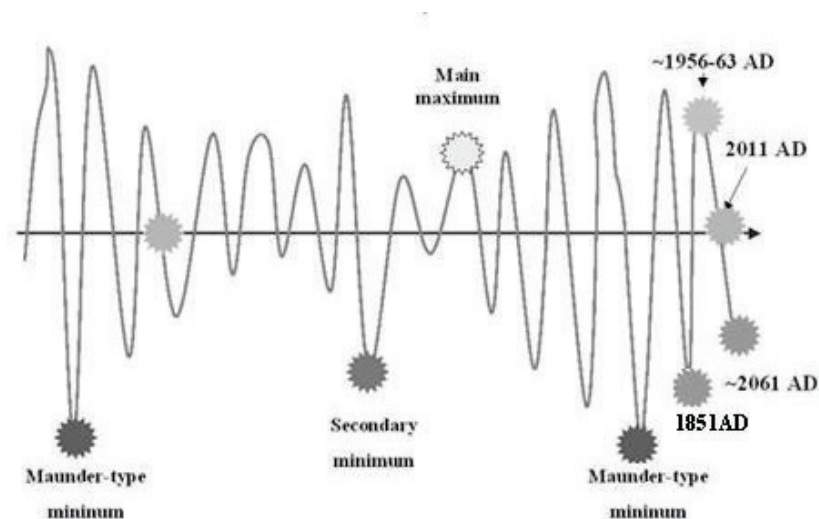
нимуми стават все по-дълбоки, а климатът застудява. Всичко завършва с нов маундеро- подобен слънчев минимум и “малък ледников период”.

Амплитудни вариации на квази 200-годишния цикъл в рамките на Халщадтцайт.

Важна особеност на 200-годишния цикъл е, че той се модулира по амплитуда от Халщадтцайт (Damon and Sonett, 1991; Boney et al., 2004; Komitov and Kaftan, 2013). Най-добре изразен е 200 годишният цикъл в низходящите фази на последният и маундеро-подобните минимуми, (Фиг. 3 – 2). Най-слабо личи двувековият цикъл в околорексимумните епохи на Халщадтцайт. На графиката са показани приблизителните календарни моменти на последният минимум и максимум на 200 – 210 годишния цикъл, които са съответно около 1850 – 51 и 1956-1963 г. (цюрихския 11 годишен цикъл под номер 19), а следващия ще бъде около 2061 г. От друга страна 200 годишното колебание се намира в поредната начална фаза на затихване, макар и все още да е твърде мощен. От показаната схема се вижда също така, че в момента Слънцето трябва да е в началото на Далтоно-подобен, минимум, свързан преди всичко с низходящата фаза на дву-вековия цикъл.



Фиг. 3–1. Структурна на 2200–2400 годишния слънчев цикъл. С червена стрелка е показана съвременната епоха (~2000 г. от н.е.)



Фиг. 3–2. Амплитуда на 200–210 годишния слънчев цикъл

В тази студия са представени първите резултати и анализи от изследването на дървесните образци, събрани през 2013 г. в съответствие с Рамковото Споразумение за сътрудничество и съвместна дейност между Института по астрономия с Национална астрономическа обсерватория (ИА с НАО) и Министерството на земеделието и храните (МЗХ) от 14 ноември 2012 г. Дейността в тази насока протича в рамките на проекта “Изследване на влиянието на слънчевата активност и климатичните промени върху популацията и качеството на дървесните видове”.

Основната цел на проучванията е реконструкцията на климата и съответните нива на слънчевата активност в миналото като основа за създаването на по-реалистични модели и прогнози за поведението на климата напред във времето. Използвани по такъв начин, дендрохронологичните изследвания са перспективна насока за решаването на важни задачи както от научен, така и от приложен (стопански) характер.

