

**El vent i la pluja a les comarques  
meridionals de l'Ebre**

ESTUDI DE RECURRÈNCIA





UNIVERSIDAD NACIONAL DE EDUCACIÓN A DISTANCIA  
CENTRO ASOCIADO DE TORTOSA

# EL VENT I LA PLUJA A LES COMARQUES MERIDIONALS DE L'EBRE

ESTUDI DE RECURRÈNCIA

DR. JOSEP MARIA FRANQUET BERNIS

ESTUDI QUE DESENVOLUPA LA LLIÇÓ DE CLAUSURA  
DEL CURS ACADÈMIC 1991/92  
que l'autor impartí al Centre de Tortosa-UNED el 15 de maig de 1992

© Josep Maria Franquet i Bernis

Edita: UNED – Tortosa. C/ Cervantes, 17. 43500 Tortosa (Tarragona)

La reproducció total o parcial d'aquesta obra per qualsevol procediment, comprenent-hi la reprografia i el tractament informàtic, com també la distribució d'exemplars mitjançant lloguer i préstec, resten rigorosament prohibides sense l'autorització escrita de l'editor i estaran sotmeses a les sancions establertes per la llei.

ISBN: 84-930671-1-3

Dipòsit Legal: T. - 495-2001

Imprimeix: Cooperativa Gràfica Dertosense. C/ Cervantes, 21. Tel. 977 44 00 28. 43500 Tortosa

Imprès a Espanya

*Printed in Spain*

La publicació d'aquest llibre ha estat possible gràcies al patrocini de les següents institucions i empreses:



Excm. Ajuntament de Tortosa



Excma. Diputació de Tarragona



Metròpolis S.A. de Seguros



**Caixa Tarragona**



Excm. Ajuntament de Cambrils



Universitat Nacional d'Educació a Distància



# ÍNDIX

0.	INTRODUCCIÓ	9
1	ELS MÈTODES ROBUSTOS EN ESTADÍSTICA .....	9
2.	LIMITACIÓ PER L'EFECTE DEL VENT .....	13
2.1.	Conceptes previs. Períodes de retorn.....	13
2.2.	Els vents i l'agricultura .....	14
2.3.	L'acció dinàmica del vent .....	16
2.3.1.	Normativa existent sobre el vent a Espanya .....	16
2.3.2.	Velocitat característica i pressió dinàmica .....	21
2.4.	Càlcul dels períodes de retorn.....	23
2.4.1.	Les dades del problema.....	23
2.4.2.	Metodologia.....	25
2.4.3.	Càlcul dels períodes de retorn per als vents màxims absoluts anyals .....	27
2.4.3.1.	Període d'estudi de les dades meteorològiques .....	27
2.4.3.2.	Quadres de càlcul dels diferents períodes de retorn....	29
2.4.3.3.	Altres consideracions metodològiques.....	33
2.5.	Ajust no lineal de la funció de retorn.....	34
2.6.	Determinació de la bonesa de l'ajust de la funció de retorn .....	37
2.7.	Fiabilitat del coeficient de correlació no lineal.....	40
2.8.	Data més probable .....	42
3.	LIMITACIÓ PER LES PRECIPITACIONS MÀXIMES .....	43
3.1.	Màxima intensitat mitjana de la pluja crítica.....	43
3.1.1.	Càlcul amb dades pluviomètriques .....	43
3.1.2.	Relació quantia-intensitat màxima de pluja .....	54
3.1.3.	Càlcul amb dades pluviogràfiques .....	54
3.2.	Exemple d'aplicació .....	56
	BIBLIOGRAFIA I FONTS DOCUMENTALS .....	63
	ANNEX Núm.: 1. DADES CLIMÀTIQUES .....	65
	1. ESTACIONS METEOROLÒGIQUES DEL BAIX EBRE.....	66
	2. ESTACIONS METEOROLÒGIQUES DEL MONTSIÀ .....	73

ANNEX Núm:2. ALTRES ESPECIFICACIONS METODOLÒGIQUES .....	83
I. DISTRIBUCIÓ TEÒRICA I MÈTODE DE GUMBEL .....	83
1. DISTRIBUCIÓ DE VALORS EXTREMS .....	83
1.1. Mètode de Gumbel .....	83
1.1.1. Conceptes previs .....	83
1.1.2. Ajust per mínims quadrats ordinaris .....	85
1.2. Ajust per la probabilitat màxima (Fisher) .....	86
2. CONSIDERACIONS SOBRE L'ÚS DEL MÈTODE DE GUMBEL A L'ESTUDI DE LES PRECIPITACIONS MÀXIMES .....	91
3. FÓRMULES D'ALÇADA-DURACIÓ-FREQÜÈNCIA .....	93
II. LA PROVA DEL TXI-QUADRAT .....	95
1. Freqüències observades i teòriques .....	95
2. DEFINICIÓ DE $\chi^2$ .....	96
3. ASSAIGS DE SIGNIFICACIÓ .....	98
4. La prova txi-quadrat per a la bonesa de l'ajust .....	98
5. TAULES DE CONTINGÈNCIA .....	98
6. CORRECCIÓ DE YATES PER A LA CONTINUITAT .....	100



# **EL VENT I LA PLUJA A LES COMARQUES MERIDIONALS DE L'EBRE ESTUDI DE RECURRENCIA**

## **0. INTRODUCCIÓ**

Quan se'm va proposar formalment, per part del Sr. Javier Martínez Palacio, Director del nostre Centre Associat, l'immerescut honor d'impartir la lliçió final del curs acadèmic 1991-92 (que tingué lloc, el divendres 15 de maig de 1992, al Saló d'Actes del Centre), em vaig preguntar, com és lògic, quin caire se l'hi hauria de donar a l'acte i quina fita havia d'assolir. Mentalment em vaig situar davant d'aquelles matèries a les quals havia professat una dedicació especialment estimada, i em vaig trobar amb la Planificació Territorial, l'Economia agrària, la Matemàtica aplicada i la Universitat i vaig continuar preguntant-me si existia alguna justificació per parlar d'alguna cosa que em subjugava profundament, potser allò que poguessin representar des d'un punt de vista utilitari aquelles matèries per a la Universitat, considerada com un bloc. Concretament, la política sectorial agrària gaudeix d'una importància particular per als interessos dels homes i les dones de les nostres Terres de l'Ebre. També el propi Javier Martínez, una tarda d'abril d'aquell ja llunyà 1992 (front d'una amigable tassa de cafè al veí Hotel Ramon Berenguer IV), trobà adient el tema i, curiosament, tres anys després, a la Universitat de Barcelona, el desenvolupament d'aquesta recerca em portava a la defensa de la meua tesi doctoral en Economia titulada "Estructura de la Propietat Agrària (aplicació a la regió catalana de l'Ebre)". Al 1998, sota els auspicis de la UNED i amb el títol: *Les limitacions dels conreus per les temperatures extremes. Aplicació a les comarques meridionals de l'Ebre*, ja vaig tenir ocasió de tractar la incidència de la recurrència d'aquests importants fenòmens meteorològics en l'agricultura regional (pel que es refereix, més específicament, a l'àmbit subregional del Baix Ebre i del Montsià). De fet, l'estudi que desenvolupem a continuació, referit al vent i a la pluja, és també un extracte del capítol 3r. de l'esmentada tesi.

## **1 ELS MÈTODES ROBUSTOS EN ESTADÍSTICA**

La utilització de les modernes tècniques de la "inferència estadística robusta", -encara que, sense dubte, sense oferir grans variacions en els

resultats finals- podrien afinar encara més alguns dels resultats obtinguts mitjançant l'aplicació de les diverses tècniques de l'Estadística clàssica. Aquests estudis podrien complementar-se, endemés, amb una aplicació més sistemàtica dels mètodes LOWESS, així com desenvolupar més el tema de la "cointegració" de les series temporals i analitzar, àdhuc, funcions periòdiques i series de Fourier mitjançant el Càlcul de Variacions clàssic.

Encara que pot afirmar-se que la Estadística té el seu origen en els censos romans de població<sup>1</sup>, els seus mètodes, tal i com els coneixem avui en dia, es deuen fonamentalment a Sir Ronald Fisher, que en el seu treball de 1922 (*Sobre els fonaments matemàtics de l'Estadística Teòrica*) va establir els principis a partir dels quals es varen desenvolupar les diverses tècniques i mètodes que actualment utilitzem. Però sens dubte, la seva correcta aplicació requereix dues condicions molt rígides, així com un model probabilístic fix (habitualment, la distribució normal) en el qual tan sols queden indeterminats un o dos paràmetres (la mitjana i/o la variança). Però tal restricció o condicionant suposa un veritable problema, ja que els models probabilístics més utilitzats poques vegades s'ajusten bé al fenomen aleatori observat (en el nostre cas, la evolució de la força del vent), raó per la qual els resultats obtinguts sota aquests supòsits deixen d'ésser vàlids fins i tot en situacions molt properes a la modelitzada baix la qual es van obtenir.

Per aquestes raons van sorgir els anomenats "Mètodes Robustos", encara que el seu origen se suposa remot. Rey (1978) els situa a la antiga Grècia, on els assetjants contaven les capes o fileres de totxos d'alguns murs de la ciutat assetjada i prenen la moda (valor més freqüent de la distribució de probabilitat) dels recomptes a l'objecte de determinar la llargària de les escales que havien d'utilitzar en l'assalt. D'aquesta forma, la estimació realitzada no es veia pas afectada pels valors extrems de la variable aleatòria estadística, procedents de muralles molt altes o molt baixes. No obstant això, fou al 1964 quan, de la mateixa manera que els treballs de R.A. Fisher dotaren a l'Estadística del rigor matemàtic del que fins llavors mancava, l'article de Peter Huber titulat *Estimació robusta d'un paràmetre de localització* va obrir les portes de la precisió matemàtica en robustesa i, a més a més, les del reconeixement científic. Posteriors treballs seus, així com les aportacions fonamentals de Frank Hampel en els anys 1971 i 1974, en les quals va definir els conceptes de "robustesa qualitativa" i la "corba d'influència", acabaren de posar els fonaments sòlids dels mètodes robustos, tal i com son coneguts avui en dia.

---

1. Entre ells, el més famós probablement, l'ordenat per l'emperador César August i que obligà a traslladar-se a Josep i Maria a la ciutat de Betlem de Judea, on nasqué Jesús (de Natzareth) en un humil pessebre.

De fet, la introducció progressiva dels Mètodes Robustos en Estadística fou motivada -bàsicament, encara que no de forma exclusiva- per la gran sensibilitat a les *dades anòmales* (*outliers* en la terminologia anglosaxona) dels estimadors generalment utilitzats. No obstant això, a pesar de la relació existent entre l'anàlisi d'*outliers* i els Mètodes Robustos, ambdós camps d'investigació han seguit desenvolupaments i camins independents.

Una de les primeres idees que suggereix la presència de dades anòmales en una sèrie històrica de fenòmens meteorològics, entesos aquests sempre com a xifres sorprenentment allunyades del grup principal d'observacions, és la del seu rebuig o eliminació, amb la finalitat de *reparar* o *netejar* la sèrie, abans de realitzar inferències amb ella. Aquesta idea es troba en nombroses publicacions existents sobre el tema. Així, per exemple, pot llegir-se en el treball de Ferguson (1961) que "... el problema que es planteja en el tractament de les dades anòmales és el d'introduir algun grau d'objectivitat en el seu rebuig...", donant per suposat que les dades anòmales són necessàriament errònies i que, per tant, han de ser eliminades. Però això no és més que una de les possibles opcions a considerar en el tractament de les dades anòmales, puix que no sempre són necessàriament errònies.

En definitiva, les dades poden ser o semblar anòmales en relació amb el model suposat, per la qual cosa podem afirmar que una possible alternativa al seu rebuig és, tot just, la de la seva *incorporació*, ampliant el model. Això ens portaria a una nova definició d'*outlier* com "aquella observació que sembla ser inconsistent amb la resta dels valors de la sèrie, en relació amb el model suposat". Per suposat, en la definició anterior apareix una component certament subjectiva en la qualificació o conceptualització d'una dada com "anòmala". Existeix, tanmateix, una manera més objectiva de poder arribar a tal conclusió. Es tracta d'utilitzar uns tests d'hipòtesis, denominats *tests de discordància*, que estan basats en uns estadístics per als quals és possible determinar, o al menys tabular, la seva distribució en el mostreig. Mitjançant aquests tests podem qualificar a una o varies dades com *discordants* –o sia, valors que resulten significatius en un test de discordància- i com a conseqüència podem, com hem vist, procedir del següent mode:

- *Rebutjar-los*, eliminant-los de la resta de la sèrie.
- *Identificar-los*, tot ressaltant algun aspecte que pogués resultar interessant.
- *Incorporar-los*, ampliant la distribució-model proposada.

A pesar de l'esforç realitzat per tal d'aconseguir una qualificació objectiva de les dades, el caràcter subjectiu roman inalterable, en certa mesura, en els tests de discordància, tant en el seu nivell de significació com en la pròpia elecció del contrast d'hipòtesi a considerar. A més, com a qualsevol test d'hipòtesi, els tests de discordància no són simètrics; és a dir, no són tractades d'igual manera la hipòtesis nul·la d'absència d'*outliers* en la sèrie que la alternativa de, per exemple, l'existència de tres *outliers* a la dreta. I una vegada acabat el test, haurien de considerar-se els dos tipus d'error associats al test. Però el més perillós de procedir d'aquesta manera, rebutjant els *outliers* i després utilitzant els mètodes clàssics, es la pèrdua d'eficiència respecte a la utilització de Mètodes Robustos.

Un altre problema addicional relacionat amb el tractament d'*outliers* és que aquests no només es presenten en situacions simples, sinó que també apareixen en situacions més estructurades, com pot ser el cas de les sèries cronològiques de fenòmens meteorològics que ens ocupen. En aquestes situacions, les dades anòmales tendiran a ser menys aparents, essent en ocasions la discrepància amb el model proposat allò que conferirà "anomalía" a la dada. Així, per exemple, en una regressió mínimo-quadràtica la anomalia consistirà en no estar alineat amb la resta de les observacions. Ara bé, el ser anòmal no consisteix precisament en ser extrem; pot trobar-se en el grup principal d'observacions i ésser tractat com "anòmal". Al respecte, pot veure's l'exemple de la figura següent, en la qual apareix la representació gràfica d'una sèrie cronològica de velocitats màximes del vent (també podríem treballar amb una sèrie de pluges màximes), així:

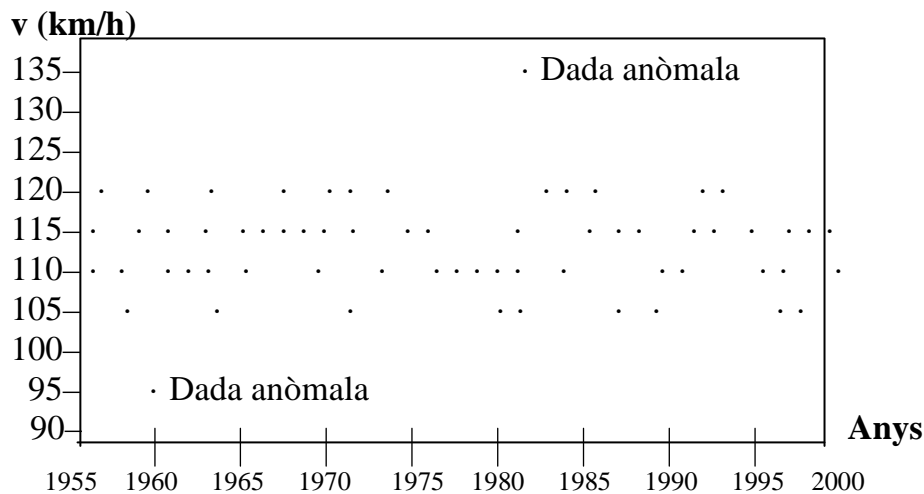


FIG. 1. Núvol de punts en una sèrie cronològica de vents màxims.

Per tant, el terme *model*, en la definició d'*outlier* que hem donat anteriorment, s'ha d'entendre en un sentit prou ampli.

Diguem, com a resum i síntesi de l'exposat en el present apartat del nostre llibre, que mentre els tests de discordància tenen com a objectiu l'estudi dels *outliers* en sí mateixos, proposant com a acció -davant la presència d'un *outlier*- algun dels tres punts anteriorment ressenyats, els Mètodes Robustos estan dissenyats per tal de realitzar inferències sobre el model, reduint la possible influència que pogués tenir la presència de les dades anòmales. De fet, els Mètodes Robustos són denominats, en ocasions, *Tècniques d'acomodació d'outliers*. És a dir, en els tests de discordància, els *outliers* constitueixen l'objectiu, mentre que als Mètodes Robustos, en què llur aplicació a l'estudi dels fenòmens meteorològics aquí propugnem, són precisament el mal a evitar.

En qualsevol cas, ens limitarem aquí a fer esment d'aquestes avançades tècniques estadístiques sense aplicar-les directament al nostre estudi, per òbvies raons d'espai i oportunitat.

## **2. LIMITACIÓ PER L'EFECTE DEL VENT**

### **2.1. Conceptes previs. Períodes de retorn**

És evident que els factors que configuren el medi físic d'un cert territori constitueixen condicions notòriament determinants de les actuacions antròpiques que s'hi desenvolupen. Això ens ha fet creure en la importància que, per tal de conèixer i analitzar l'estructura de la propietat agrària a la part meridional de la Regió catalana de l'Ebre (comarques del Baix Ebre i Montsià), podria tenir, doncs, la coneixença -amb el major grau de precisió possible- de les singulars característiques climàtiques de la zona que ens ocupa. Això s'ha fet mitjançant la distribució estadística teòrica de probabilitat de Gumbel, calculant els anomenats "períodes de retorn o de recurrència" d'algunes variables climàtiques d'interès: les temperatures extremes anyals (màximes i mínimes) i el gradient tèrmic absolut, que ja foren estudiats per aquest mateix autor a la publicació del nostre Centre Associat de la UNED (1998) titulada *Les limitacions dels conreus per les temperatures extremes (aplicació a les comarques meridionals de l'Ebre)*, que desenvolupava -com ja hem fet esment a la Introducció d'aquest treball- la lliçó de clausura del curs acadèmic 1991/92. Ara, com a continuació d'aquell estudi, ens ocuparem del vent màxim absolut anyal i de les precipitacions màximes en 24 hores a la zona en qüestió (aquest últim

treball, de gran aplicació en el disseny de les infraestructures viàries i hidràuliques).

A la regió catalana de l'Ebre, concretament a les comarques meridionals del Baix Ebre i Montsià, té un especial interès el conreu dels cítrics de diferents varietats, com es pot observar en els darrers anys. Ara bé, el risc de danys per l'acció del vent als agres és bastant elevat i, per tal de quantificar aquest risc de la forma més acurada possible, hem estudiat els períodes de retorn o recurrència dels vents màxims absoluts que es produeixen a la zona. Els efectes del vent també es manifesten en altres conreus propis de la zona, com ara les oliveres, els garrofers, l'arrossar i l'horta.

De tots és prou coneguda la importància del vent com a factor limitant de certs conreus o bé de les pràctiques culturals a la Regió catalana de l'Ebre. Per això, pot tenir interès l'estudi d'aquest meteor des del punt de vista de la seva freqüència i intensitat. En aquest sentit, s'anomena *període de retorn* d'un determinat vent màxim el nombre mitjà d'anys que han de transcórrer perquè es produeixi una sola vegada una ventada anyal de velocitat màxima igual o superior a la dita. És a dir, si  $v_p$  és la velocitat màxima anyal del vent corresponent a un període de retorn de  $n$  anys, significarà que, per terme mitjà, es dona una ventada superior o igual a  $v_p$  una vegada cada  $n$  anys. La funció de distribució teòrica de probabilitat més utilitzada, per la bonesa dels seus resultats, per tal d'estudiar els valors extrems de les variables meteorològiques, és la funció de Gumbel, que es detalla més endavant així com a l'annex núm 2 d'aquest mateix treball.

## 2.2. Els vents i l'agricultura

Els vents, amb la seva diferent intensitat, grau d'humitat, temperatura, etc., exerceixen una influència directa sobre la vegetació i, fins i tot, sobre els sòls cultivats.

En general, s'ha de dir que tenen una influència beneficiosa ja que:

- Renoven l'aire que envolta la part aèria de les plantes, i, per tant, faciliten la descomposició del gas carbònic necessari per a l'assimilació del carboni per part del vegetal.
- Faciliten la fecundació de les plantes, especialment d'ésser dioiques, és a dir, que tenen peus amb flors femenines i peus amb flors masculines.

- Provoquen moviments a les tiges joves, tot facilitant la circulació interior de la saba (ascendent i descendent).
- Dificulten la proliferació dels fongs (problema aquest especialment greu als cítrics), especialment quan es tracta de vents secs, com els de component N i NW.
- Pareix que afavoreixen l'arrelament dels cereals; envigoreixen, als arbres, les fibres de fusta i el desenvolupament de les arrels.
- Eviten, o al menys dificulten, les temibles gelades d'irradiació.
- Faciliten l'oreig i l'assecat dels farratges recentment segats.

Però si els vents són molt forts poden causar destrosses greus com poden ésser:

- Arrabassament de fulles, trencament de branquetes i, alguns cops, inclús abatiment d'arbres.
- Transport d'insectes, espores i llavors d'herbes paràsites.
- Provoquen variacions brusques de la temperatura (com el "Xaloc" i el "Mestral") que perjudiquen greument els vegetals.
- A les zones muntanyenques, on bufa el vent amb més intensitat, l'arbratge va perdent banques i roman en formes rebaixades amb clars símptomes d'eolotropisme.

D'altra banda i amb independència de la seva intensitat, a les zones costeres els vents procedents de la mar porten, en suspensió, partícules d'aigua salada que, en dipositar-se sobre el fullam, poden arribar, fins i tot, a destruir-lo.

L'acció del vent sobre el sòl es tradueix en fenòmens de formació del mateix gràcies a l'arrossegament d'elements de roques esmicolades per les gelades; altres vegades destrueix la capa fèrtil pel seu efecte d'erosió eòlica, o bé per invasió de terres cultivades amb grans quantitats d'arena, anomenades "dunes". Més freqüents són els fenòmens d'enduriment del sòl després de regs o pluges abundoses (10-IESSC, 1971).

A més a més, com les indicacions sobre els vents poden ésser de gran utilitat en l'estudi del medi agrari en general (i a la regió catalana meridional de l'Ebre, en particular), recollim, en el quadre següent, les característiques i efectes dels vents amb la correspondència entre algunes de les escales més freqüentment emprades per a la seva mesura, a saber:

**QUADRE 1.**  
**CARACTERÍSTIQUES I EFECTES DELS VENTS.**

GRAUS	FORÇA	NOMS	VELOCITAT		CARACTERS
			m/s	km/h	
0	I calma	CALMA	0-0'2	1	Fum vertical
1	I calma	VENTOLINA	0'3-1'5	1-5	El fum s'inclina
2	II fluix	MOLT FLUIX	1'6-3'3	6-11	Mou les fulles dels arbres Se sent al rostre
3	II fluix	FLUIX	3'4-5'4	12-19	Agita les fulles dels arbres Mou les banderoles
4	III moderat	BONANCIBLE	5'5-7'9	20-28	Mou les branquetes. Aixeca els papers lleugers
5	III moderat	FRESQUET	8'0-10'7	29-38	Mou arbrets
6	III moderat	FRESC	10'8-13'8	39-49	Mou branques grans. Xiula en els fils elèctrics
7	IV fort	DUR	13'9-17'1	50-61	Mou arbres. Dificil caminar contra el vent
8	IV fort	MOLT DUR	17'2-20'7	62-74	Esqueixa rames. Impideix caminar
9	IV fort	COP DE VENT	20'8-24'4	75-88	Remou teules i trenca xemeneies
10	V temporal	FORT COP DE VENT	24'5-28'4	89-102	Arrenca arbres; destrosses als edificis
11	V temporal	TEMPESTA	28'5-32'6	103-117	Desperfectes greus
12	V temporal	HURACÀ	≥ 32'7	≥ 118	Catastròfic

### 2.3. L'acció dinàmica del vent

#### 2.3.1. Normativa existent sobre el vent a Espanya

La normativa existent a Espanya, referent a l'acció del vent sobre l'edificació, es redueix a:

- Norma BÀSICA DE L'EDIFICACIÓ NBE-AE/88 "Accions en l'edificació".
- Norma NTE-ECV 1988. 1ª Revisió. Càrregues de vent.



La primera de les dues normes, la NBE-AE/88, dedica el seu Capítol V a aquest tipus de sol·licitació. Degut tant a la seva poca expansió com a la falta d'estudis complets sobre l'acció del vent en l'època de la seva publicació, planteja, per a la seva aplicació a la construcció, els següents problemes:

1.- Una rígida definició de les pressions dinàmiques del vent, referides exclusivament a dos tipus de situació: normal o exposada.

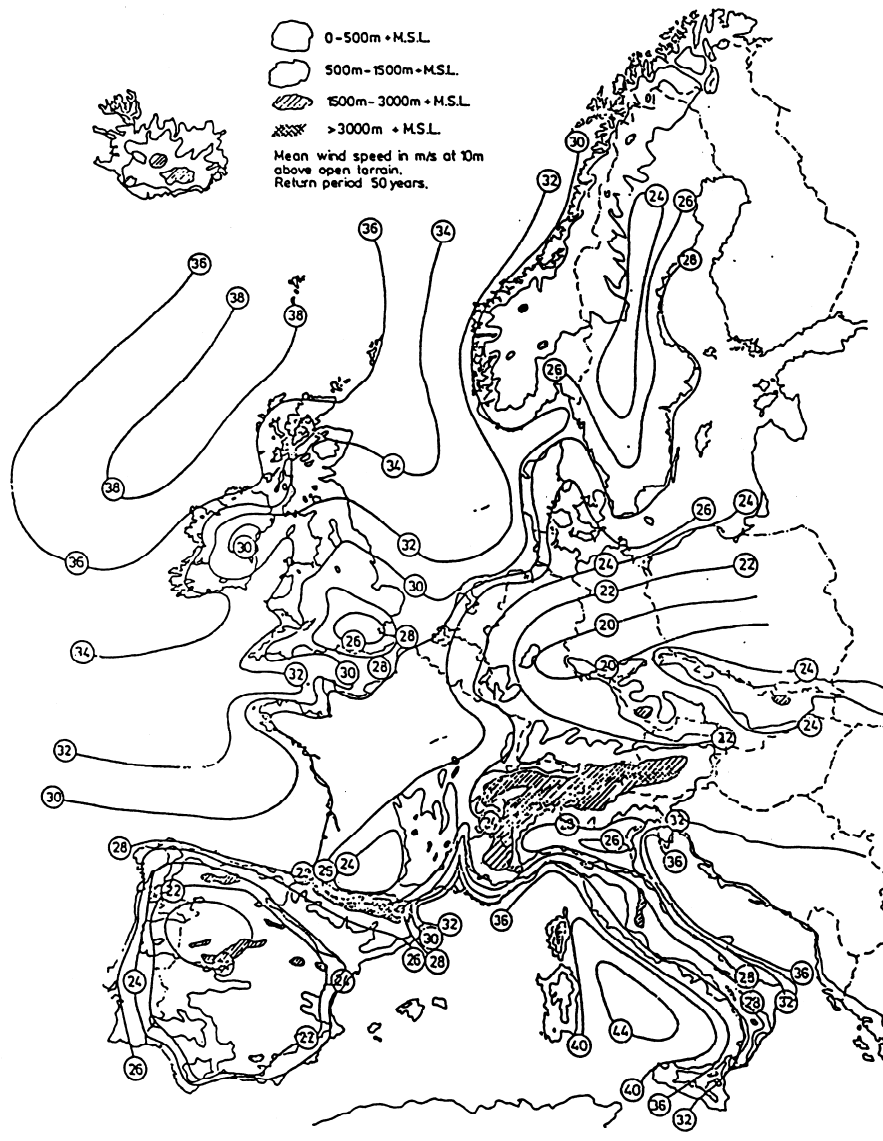
2.- No aborda la tipologia a la qual ens referim, quedant l'aplicació de la Taula 5.2 en quant a superfícies corbes, rugoses o molt llises, sempre molt del costat de la seguretat. Afirmació aquesta que ens permetem efectuar després de comparar els factors eòlics indicats respecte dels obtinguts amb l'aplicació de la Recomanació Europea o bé de la Norma Nordamericana.

Sobre la Norma NTE-ECV 1988, 1<sup>a</sup> revisió, CÀRREGUES DE VENT, tan sols podem indicar que és un intent d'aplicació de la normativa actual de vent utilitzada en diversos països sobre casos molt particulars d'edificació; presenta la novetat d'incloure una classificació eòlica de les diferents zones del país; aquest fet seria vàlid, ja que serviria d'aplicació a un altre tipus de construccions i ampliaria l'ús de la NBE-AE/88, sempre que si junt a la classificació inclogués velocitats del vent en les diferents zones.

En la majoria dels països existeixen Codis o Reglamentacions referents a l'acció del vent sobre les edificacions, no tan sols a nivell de normes d'aplicació exclusiva a tot tipus d'edificació, sinó també per a casos particulars d'estructures com poden ser les torres de refrigeració, les antenes de televisió, les línies de transmissió, etc. I en trobar-nos amb una total falta de normativa a Espanya que cobreixi la totalitat de les construccions, ens hem vist obligats a efectuar un estudi del tractament que se'ls dona en diferents països, arribant com així es veurà, a una adaptació de les Recomanacions de la Comunitat Econòmica Europea de la Construcció Metàl·lica, sobre els efectes del vent sobre les construccions.

En el primer estudi comparatiu del qual disposem sobre el plantejament i desenvolupament de les diferent normes de vent aplicades a construccions lleugeres, observem que, dins d'uns marges quantitius, el tractament que se li ha donat sempre ha sigut similar. Existeixen gràfics que indiquen la analogia que hi ha entre diverses normes (pressió dinàmica en funció de l'altura). La data de la seva publicació coincideix amb els criteris de l'antiga norma MV-101/1962 espanyola (adaptació de la DIN 1055 de l'any 1938), que es fa servir de base a l'actual Norma Bàsica de la Edificació

NBE-AE/88, i allò que a simple vista poden semblar grans divergències entre els valors de les càrregues de vent, es justifica per un estudi de la Carta de Vents simplificada per a Europa Occidental (Fig.2), la qual està basada en dades meteorològiques.



Vitesse de base du vent de calcul de période de retour  $t : 50$  ans  $V_{m,50,10}^{II}$  en m/s

FIG. 2. Carta de vents per a l'Europa Occidental.

És evident que l'equivalència entre els diferents països no es basa exclusivament en aquestes dades; existeixen, com és lògic, altres criteris, com poden ser els econòmics, encara que si ens fixem en els valors per a França que ens dona la taula de vents, tenim que per a una situació normal de vent ens ofereix velocitats de 24 m/s i per a una situació exposada de 32 m/s, que corresponen respectivament a pressions dinàmiques de 36 i 64  $\text{kp/m}^2$ , valors similars als recollits en la Fig. 2. Si en canvi adoptem els 36 m/s d'Anglaterra en zona "ventosa" veiem que aplicant l'equivalència a pressió dinàmica, aquesta és solament de 81  $\text{kp/m}^2$ .

La discrepància que indiquem existeix en l'últim valor donat, que ve compensat amb diferents paràmetres que recull la Recomanació Europea, però que per a aquest cas d'aplicació al qual ens estem referint, l'esmenem amb la definició de velocitat característica del vent, valor que aplicarem, com després es veurà, i que a aquest últim valor el passaria a 143  $\text{kp/m}^2$ , equivalent a 48 m/s.

L'acció del vent sobre una construcció és una pressió variable tant sobre la superfície com en el temps. Per simplificar el càlcul es reemplaça per la pressió estàtica del vent de càlcul, on els efectes són considerats equivalents als efectes màxims d'un vent real.

Els mètodes de càlcul proposats en l'actualitat estan fundats en la distribució semi-probabilística del vent (NIVELL 1 de càlcul d'estats límits), i s'enquadren en el principi de la verificació de la seguretat de l'estructura pel mètode dels estats límits, la qual cosa permet calcular les sol·licitacions i les deformacions a considerar en l'estudi de les construccions baix la base d'ACCIÓ CARACTERÍSTICA DEL VENT.

Les recomanacions de la CECM (*Convention Européene de la Construction Métallique*), defineixen la velocitat base de càlcul del vent  $V_{m.t.10}$  com:

- La velocitat mitjana en 10 minuts.
- Periòdica en un període de retorn de  $t$  anys, és a dir, la velocitat que es produeix almenys una vegada tots els anys (valor mitjà en el període indicat).
- Mesurada a una altura de 10 m. sobre el nivell del sòl.
- En terrenys plans sense obstacles (classe II que es definirà).

La velocitat base ve referida a la mesura dels valors màxims (mitjana dels màxims mesurats en 10 minuts), en un període mitjà de retorn de 50 anys.

El valor característic  $V_K$  II de la velocitat del vent proposem s'agafi igual a:

$1.33 \cdot V_{mt10}$  II per a les construccions sensibles principalment al vent en una sola direcció (sentit predominant).

Quan una construcció és igualment sensible al vent en direccions diferents, és preferible agafar com a velocitat característica:  $1.43 \cdot V_{mt10}$  II. Aquest criteri està recollit en la "METODOLOGIA DE DETERMINACIÓ DELS VALORS CARACTERÍSTICS DE LES ACCIONS DE DIFERENTS TIPUS" del Codi mode CEB-FIP i modificat per alguna interpretació del EUROCODI Núm.1, actualment en estudi.

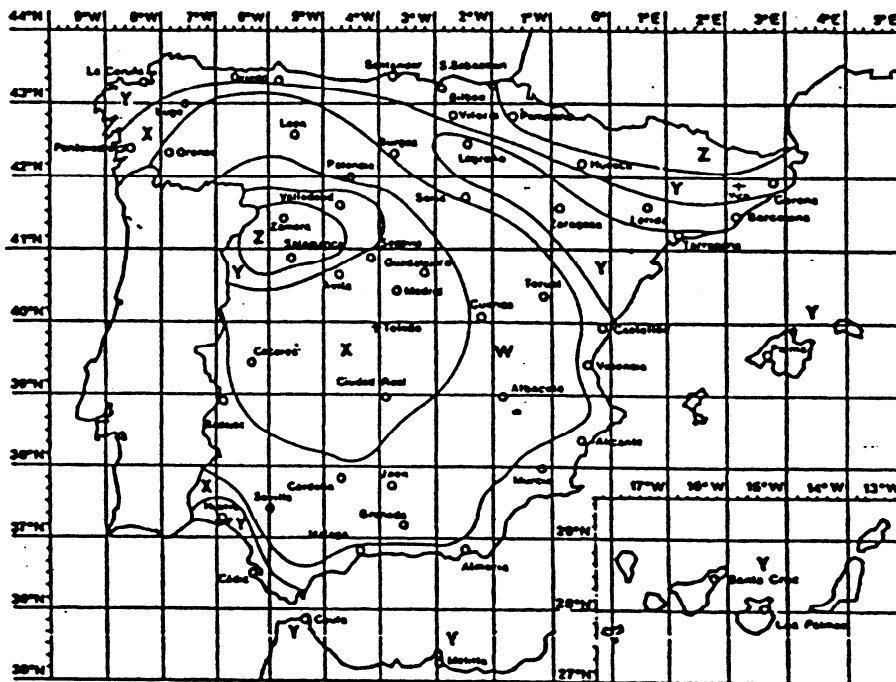


FIG. 3. Mapa d'Espanya extret de la Norma NTE-CÀRREGUES DEL VENT ECV-I.

Les diferents zones eòliques es determinen per les coordenades geogràfiques de l'emplaçament segons el mapa adjunt de la Fig. 3, extret de la Norma NTE-CÀRREGUES DEL VENT ECV-I, revisió 1988, del Ministeri d'Obres Públiques i Urbanisme. Comparant aquest mapa amb les recomanacions CECM per a vent (veure Fig.2), arribem a establir les següents velocitats bases de càlcul i característiques per a les diferents zones:

ZONA	W	X	Y	Z	UNITATS
$V_{mt10}^{II}$	22	24	26	28	m/s
$V_k^{II}$	30	32	35	37	m/s
	108	115	126	133	km/h

En cas de preveure l'aparició de turbulències, les velocitats per a les diferents zones són:

ZONA	W	X	Y	Z	UNITATS
$V_k^{II}$	31	34	37	40	m/s
	112	122	133	144	km/h

A ser possible, els valors de  $V_{mt10}^{II}$  s'obtidran dels facilitats per les estacions meteorològiques, i hauran de calcular-se per a la situació concreta de cada construcció. Efectuant l'estudi en funció de la seva situació geogràfica i relacionant aquesta amb l'estació meteorològica més pròxima. Així mateix és desitjable corregir el valor obtingut en funció del grau d'exposició de l'emplaçament de la construcció.

Per últim, vegem que les pressions dinàmiques del vent, en funció de les velocitats característiques de cada zona eòlica, són les següents:

ZONA	W	X	Y	Z	UNITATS
$V_k^{II}$	108	115	126	133	km/h
$q_k^{II}$	56	64	77	86	kp/m <sup>2</sup>

### 2.3.2. Velocitat característica i pressió dinàmica

Per tenir una idea de la importància i repercussió d'aquest fenomen sobre l'agricultura, en general (conreus, construccions agrícoles, etc.), cal tenir present que el vent de velocitat  $v$  (m./seg.) produeix una pressió dinàmica  $w$  (kp./m<sup>2</sup>), als punts on la seva velocitat s'anul·la, de valor:

$$w = \rho \cdot v^2 / 2 \cdot g, \text{ on:}$$

**g** és l'acceleració de la gravetat (9'806 m./seg.<sup>2</sup>)

**ρ** és el pes específic de l'aire (kp/m<sup>3</sup>). En tractar-se d'aire sec i pur, a 15°C de temperatura i 1 bar de pressió atmosfèrica, és: **ρ** = 1'225 kp./m<sup>3</sup>

Amb tot això, l'expressió anterior queda simplificada en:

$$w = v^2/16,$$

de la qual cosa podem deduir el següent quadre:

**QUADRE 2.**  
VELOCITAT DEL VENT I PRESSIÓ DINÀMICA.

VELOCITAT DEL VENT		PRESSIÓ DINÀMICA
v		w
m./seg	km./h.	kp./m <sup>2</sup>
28	100'8	49
34	122'4	72
40	144'0	100
45	162'0	127
49	176'4	150

**FONT:** Elaboració pròpia.

De fet, sobre cada element superficial, tant si està orientat a sobrevent com a sotavent, el vent produeix una sobrecàrrega unitària **p** (kp./m<sup>2</sup>) en la direcció de la seva perpendicular o normal, que és positiva (pressió) o bé negativa (succió), el qual valor vindrà donat per l'expressió:

$$p = c \cdot w$$

essent **w** la pressió dinàmica del vent i **c** el coeficient eòlic, positiu per a pressió i negatiu per a la succió, que depèn de la configuració física de l'element afectat, de la seva posició (grau d'exposició de la situació topogràfica) i de l'angle **α** d'incidència del vent en la superfície de l'element.

Considerem, per exemple, una pressió dinàmica del vent de:  $w = 72$  kp./m<sup>2</sup>, equivalent a una velocitat de 122'4 km./h. (34 m./seg), que correspon, donades les característiques suposades de la zona d'estudi, a una situació topogràfica "exposada". Segons la norma oficial NB-AE/88 d'"Accions a l'edificació" (aprovada pel Reial Decret 1.370/1988, d'11 de

novembre, i publicada en el BOE núm. 276 del 17/11/1988), per a un element donat, un coeficient eòlic de:  $c = 0'2$ , amb la qual cosa tindrem:

$$p = c \cdot w = 0'2 \times 72 = 14'4 \approx 15 \text{ kp./m}^2$$

que serà la sobrecàrrega unitària corresponent per l'acció del vent.

## 2.4. Càlcul dels períodes de retorn

### 2.4.1. Les dades del problema

Amb una metodologia similar a l'anteriorment emprada en l'estudi de les temperatures extremes (màximes i mínimes), caldrà, en primer lloc, establir el quadre corresponent a la sèrie cronològica o històrica dels vents màxims anuals registrats a l'Observatori de l'Ebre (N = 24 anys). A saber:

**QUADRE 3.**  
VENTS MÀXIMS ABSOLUTS ANYALS  
(N=24 ANYS)

<i>ANY</i> (1)	<i>OBSERVATORI</i> <i>DE L'EBRE</i> (2)	<i>Dia</i> (3)	<i>Núm. Ordre</i> (4)
1959	119'0	17-IV	(189)
1960	126'0	12-I	(94)
1961	121'0	25-XII	(76)
1962	113'0	31-X	(21)
1963	129'0	20-III	(161)
1964	142'6	28-XII	(79)
1965	119'5	21-I	(103)
1966	132'1	13-II	(126)
1967	118'4	5-I	(87)
1968	122'4	10-I	(92)
1969	118'0	4-XII	(55)
1970	120'6	4-III	(145)
1971	93'0	21-I/19-II	(103,132)

<i>ANY</i> (1)	<i>OBSERVATORI</i> <i>DE L'EBRE</i> (2)	<i>Dia</i> (3)	<i>Núm. Ordre</i> (4)
1972	98'0	13-II/14-IV	(154,186)
1973	118'0	25-II	(138)
1974	123'0	28-XI	(49)
1975	130'0	9-III	(150)
1976	127'0	13-III	(154)
1977	96'0	15-XI	(36)
1978	114'0	27-XI	(48)
1979	127'0	31-XII	(82)
1980	126'0	11-X	(1)
1981	155'0	18-XII	(69)
1982	108'0	27-I/24-X	(109,14)

**FONT:** Observatori de l'Ebre i elaboració pròpia.

$V$  mitjana = 120'692 km./h.;  $S_v$  = 13'622 km./h.;  $CV$  = 0'113 (11'3%)

Aquest darrer és el coeficient de variació de Pearson, que assenyala la dispersió relativa (en el qual s'ha eliminat la influència de la unitat de mesura dels valors de la variable aleatòria estadística "vent màxim absolut anyal").

El mètode de Gumbel que aquí fem servir resulta força atractiu per la seva relativa senzillesa, sobretot pel fet d'utilitzar un gran volum de dades. De fet, aquest mètode ha estat utilitzat extensivament en molts països, particularment en treballs hidrològics, i la justificació principal del seu ús és que, en estar sotmès a prova, en nombroses ocasions, ha donat resultats força satisfactoris a la pràctica. Per això, també hem decidit d'aplicar-ho al nostre cas de l'estudi dels vents màxims absoluts anyals, com també ho fem en l'estudi anterior sobre les temperatures extremes.

A continuació, es pot veure una figura basada en el quadre anterior, on s'observa gràficament l'evolució dels vents màxims en el període d'estudi 1959-1982, a saber:



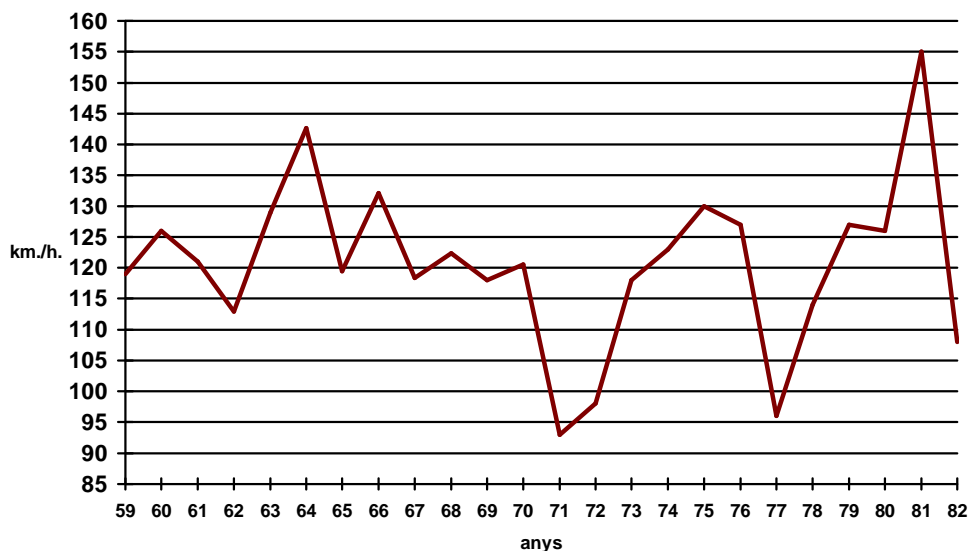


FIG. 4. Vents màxims absoluts enregistrats a l'Observatori de l'Ebre.

#### 2.4.2. Metodologia.

La funció teòrica de distribució de Gumbel ve donada per la formulació analítica:

$$p = e^{-e^{-y}} \quad (1)$$

Expressa una relació de quantia-freqüència, en la qual  $p$  és la probabilitat que el vent màxim absolut anual sigui inferior a un cert valor  $v_p$ . Per tant,  $1-p$  serà la probabilitat del succés contrari o complementari, o sigui, que el vent màxim absolut anual sigui major o igual a  $v_p$ . La variable  $y$  és una variable intermèdia, i  $e$  és la base dels logaritmes neperians o naturals ( $e = 2.7182818284\dots$ ).

De fet, pot succeir que només es disposi dels registres dels vents corresponents a una curta sèrie cronològica d'anys, la qual cosa no permet de conèixer, per altres procediments iteratius, les ventades màximes corresponents a períodes de retorn superiors al nombre d'anys coneguts de la sèrie històrica. Per això pot ésser d'interès recórrer a mètodes com el que es desenvolupa a continuació.

Si a un nombre suficientment gran d'anys  $N$  s'han donat  $V$  vegades una ventada absoluta anyal superior o igual a  $v_p$ , es complirà que:

$$1-p \approx V/N$$

i com el període de retorn corresponent a  $v_p$  és:

$$n = N/V$$

es compleix que:  $1-p \approx 1/n$ , d'on:

$$n \approx 1/(1-p)$$

Per tant, de fixar el període de retorn  $n$ , podem deduir  $p$  mitjançant l'expressió aproximada:

$$1-p = 1/n \quad ; \quad p = 1 - 1/n = (n-1)/n .$$

Prenent logaritmes naturals a l'equació inicial (1), obtindrem:

$$\ln p = -e^{-y} = -\frac{1}{e^y} \quad ; \quad e^y = -\frac{1}{\ln p} \quad ;$$

$$y = \ln \left( \frac{-1}{\ln p} \right) = \ln \left( \frac{1}{-\ln p} \right) = -\ln(-\ln p) = -\ln \left( \ln \frac{1}{p} \right) = \text{coln}(\text{coln } p) \quad (2)$$

El valor  $v_p$  es calcula mitjançant la següent fórmula:

$$v_p = \bar{v} - S_t K$$

essent:

$\bar{v}$  = valor mitjà dels vents màxims absoluts anyals.

$S_t$  = desviació típica o "standard" mostral dels vents màxims absoluts anyals.

$$K = \frac{|\bar{y} - y|}{S_y} \text{ a la qual:}$$

$y$  ve donada per l'equació (2)

$\bar{y}$  és la mitjana dels valors:  $y_i = -\ln\left(\ln\frac{n+1}{i}\right)$ ,  $\forall i = \{1, 2, \dots, n\}$

$S_y$  és la desviació típica dels valors anteriors  $y_i$  (desviació quadràtica mitjana, típica o "standard" de la mostra).

#### 2.4.3. Càlcul dels períodes de retorn per als vents màxims absoluts anyals

##### 2.4.3.1. Període d'estudi de les dades meteorològiques

Quan es disposa de les observacions corresponents a una llarga sèrie d'anys, es planteja sovint el problema de seleccionar-ne un període determinat per a l'estudi de les dades meteorològiques que es pretenen. Existeixen nombrosos estudis sobre la periodicitat del clima, sense que s'hagi arribat a un acord definitiu sobre el tema, que ha estat objecte de moltes teories, de vegades, i fins i tot, discrepants.

Una d'aquelles teories estableix que el clima presenta una pseudo-periodicitat amb cicles d'onze anys de durada, que és, així mateix, el període de les taques solars, les quals, pel que sembla, exerceixen una forta influència vers el clima del nostre planeta. Cal, però, estudiar el tema més acuradament.

El professor J. JAGSICH<sup>2</sup>, en un prolix estudi sobre la temperatura mitjana, la pressió i la humitat de Buenos Aires i de Córdoba, a partir de l'any 1856, conclou que les corbes representatives d'aquests fenòmens ens ensenyen que en cap element meteorològic es perfila l'existència d'un període d'onze anys manifest, com correspondria si l'activitat solar, per mitjà de les taques, màcules, etc., exercís una influència decisiva sobre el temps a Argentina. A judici del professor JAGSICH, aquest país està situat ja fora dels límits de la regió tropical, dins de la qual pot ésser comprovada la influència solar amb suficient i expressiva claredat.

Però, si hem de creure el mateix autor, apareix en tots els elements meteorològics i, per tant, també al vent, i en tots els llocs analitzats, amb una nitidesa admirable, un període de 15 anys poc més o menys. Aquest seria, en conseqüència, un període que, junt amb el període de 3,5 anys, determina els

---

2. Vegeu l'article titulat *Métodos sencillos para el propósito de la intensidad de las heladas*, aparegut al diari "La Prensa" de Buenos Aires, el 6 de gener de 1935.

trets característics del clima de l'Argentina a través dels anys. La causa d'aquest període, ja descobert pel professor A. WAGNER<sup>3</sup> de la Universitat d'Innsbruck, a Àustria, no residiria en el sol, si més no en les característiques geogràfiques del globus terrestre. El seu centre d'irradiació seria l'immens continent asiàtic, com també ho són els deserts del Sàhara i d' Austràlia, per al període de 3,5 anys.

Per tal de trobar els períodes majors que, segons tota probabilitat, afecten el temps a l'Argentina, i en particular la temperatura mitjana de l'aire, donant la sensació d'un creixement continuat de la mateixa, va continuar les seves investigacions el professor J. JAGSICH<sup>4</sup> formant períodes de 20 anys. La representació gràfica dels valors obtinguts li va fer sospitar de l'existència d'una gran ona o cicle, d'uns 90 anys de durada (període d'Easton), com també s'adonà de la presència d'una altra ona més curta i menys pronunciada, amb una duració mitjana d'uns 35 anys (període de Brücker)<sup>5</sup>.

És curiós, al respecte, observar els anells concèntrics de creixement anyal dels troncs dels arbres centenaris: els més gruixosos corresponen als anys més plujosos, i els especialistes en Dendrocronologia poden estudiar la climatologia d'una determinada regió, fins i tot d'èpoques prehistòriques, ajudats en la seva tasca pels troncs trobats a les ruïnes de ciutats ja desaparegudes. Als anells sembla trobar-se, efectivament, una periodicitat en els seus gruixos de creixença, que podrien coincidir amb els períodes d'onze anys de la freqüència de les taques solars, als quals ens hem referit abans.

Fonamentat en aquesta teoria, un criteri molt utilitzat és el de considerar períodes mínims d'11 anys per a l'estudi de les dades meteorològiques, encara que és preferible estudiar períodes múltiples d'11, com ara 22, 33, 44 anys, etc.<sup>6</sup>

En el nostre cas, hem estudiat un període de 24 anys, (2×12), compresos entre l'any 1959 i el 1982, puix que disposàvem d'aquestes dades amb gran fiabilitat, tot sense perjudici d'altres consideracions operatives que se'n puguin fer sobre el particular.

---

3. Extret de la publicació de Ignacio Puig *El problema de las Heladas*.

4. Vegeu l'article titulat *Factores que determinan la intensidad de las heladas*, publicat al diari "La Prensa" de Buenos Aires, el 18 de novembre de 1934.

5. Es pot veure el llibre *El problema de las heladas*, del Director de l'Observatori de San Miguel de l'Argentina IGNACIO PUIG, S.J.

6. Es pot veure el llibre *Drenaje agrícola y recuperación de suelos salinos*, de F. PIZARRO.

De qualsevol manera, per tal d'estimar els paràmetres del nostre estudi poden utilitzar-se diferents mètodes, si bé aquí s'ha adoptat el de l'ajust regressional no lineal per mínims quadrats ordinaris. De fet, també es pot aplicar el sistema de **probabilitat màxima** de Fisher que, encara que s'acostuma a considerar com el millor per trobar els esmentats paràmetres, no s'utilitza generalment ja que requereix la realització d'uns càlculs matemàtics prou complicats i laboriosos.

#### 2.4.3.2. Quadres de càlcul dels diferents períodes de retorn

##### A) Període de retorn de 3 anys

$$p = (n-1)/n = 2/3 = 0'67$$

$$y = -\ln (\ln 1/p) = 0'90387$$

El quadre corresponent de càlcul dels diferents valors de la  $y_i$ , en funció dels anys, és el següent:

**QUADRE 4.**  
PERÍODE DE RETORN DE 3 ANYS.

i	$y_i = -\ln [\ln(n+1)/i]$
1	-0'32208
2	0'36673
3	1'25537

**FONT:** Elaboració pròpia.

$$\bar{y} = 0'43329$$

$$S_y = 0'79075$$

$$v_p = 120'692 + 0'5951059 \times 13'622 = 128'8 \text{ km./h.}$$

$$K = \frac{|y - \bar{y}|}{S_y} = \frac{|0'90387 - 0'43329|}{0'79075} = 0'5951059$$

##### B) Període de retorn de 4 anys

Operant de la mateixa manera, s'obté:

$$p = (n-1)/n = 3/4 = 0'75$$

$$y = -\ln (\ln 1/p) = 1'25527$$

**QUADRE 5.**  
PERÍODE DE RETORN DE 4 ANYS.

i	$y_i = -\ln [\ln(n+1)/i]$
1	-0'47623
2	0'08774
3	0'66745
4	1'50058

**FONT:** Elaboració pròpia.

$$\bar{y} = 0'44489$$

$$S_y = 0'84459$$

$$v_p = 120'692 + 0'95949 \times 13'622 = 133'8 \text{ km./h.}$$

$$K = \frac{|y - \bar{y}|}{S_y} = \frac{|1'25527 - 0'44489|}{0'84459} = 0'95949$$

**C) Període de retorn de 5 anys**

Operant de la mateixa manera, s'obté:

$$p = (n-1)/n = 4/5 = 0'80$$

$$y = -\ln (\ln 1/p) = 1'49994$$

**QUADRE 6.**  
PERÍODE DE RETORN DE 5 ANYS.

i	$y_i = -\ln [\ln(n+1)/i]$
1	-0'58222
2	0'08618
3	0'36673
4	0'90387
5	1'70375

**FONT:** Elaboració pròpia.

$$\bar{y} = 0'46119$$

$$S_y = 0'88559$$

$$v_p = 120'692 + 1'1732291 \times 13'622 = 136'7 \text{ km./h.}$$

$$K = \frac{|y - \bar{y}|}{S_y} = \frac{|1'49994 - 0'461191|}{0'88559} = 1'1732291$$

#### D) Període de retorn de 10 anys

Operant de la mateixa manera, s'obté:

$$p = (n-1)/n = 9/10 = 0'90$$

$$y = -\ln(\ln 1/p) = 2'2634$$

El quadre corresponent de càlcul dels diferents valors de la  $y_i$ , en funció dels anys, és el següent:

**QUADRE 7.**  
PERÍODE DE RETORN DE 10 ANYS.

i	$y_i = -\ln[\ln(n+1)/i]$
1	-0'87547
2	-0'55389
3	-0'26236
4	-0'00995
5	0'23826
6	0'50418
7	0'78307
8	1'15836
9	1'61445
10	2'35388

**FONT:** Elaboració pròpia.

$$\bar{y} = 0'49505$$

$$S_y = 1'00578$$

$$v_p = 120'692 + 1'7581877 \times 13'622 = 144'6 \text{ km./h.}$$

$$K = \frac{|y - \bar{y}|}{S_y} = \frac{|2'2634 - 0'49505|}{1'00578} = 1'7581877$$

### E) Període de retorn de 15 anys

Operant de la mateixa manera, s'obté:

$$p = (n-1)/n = 14/15 = 0'93$$

$$y = -\ln(\ln 1/p) = 2'688$$

El quadre corresponent de càlcul dels diferents valors de la  $y_i$ , en funció dels anys, és el següent:

**QUADRE 8.**  
PERÍODE DE RETORN DE 15 ANYS.

i	$y_i = -\ln[\ln(n+1)/i]$
1	-1'01885
2	-0'73237
3	-0'51282
4	-0'32930
5	-0'14842
6	0'01816
7	0'18754
8	1'36673
9	0'55165
10	0'75502
11	0'99155
12	1'25527
13	1'57504
14	1'91054
15	2'84731

**FONT:** Elaboració pròpia.

$$\bar{y} = 0'514$$

$$S_y = 1'063$$

$$v_p = 120'692 + 2'0451552 \times 13'622 = 148'6 \text{ km. / h.}$$

$$K = \frac{|y - \bar{y}|}{S_y} = \frac{|2'688 - 0'5141|}{1'063} = 2'0451552$$



### 2.4.3.3. Altres consideracions metodològiques

Endemés, hem de fer constància del fet que, tal com ja hem explicat abans, en funció dels períodes de retorn, les probabilitats escaients segueixen la relació:

$$p = (n-1)/n$$

amb la qual cosa, els tres períodes estudiats de 25, 50 i 100 anys, suposen unes probabilitats respectives, certament elevades, de:

$n = 25 \rightarrow p = 24/25 = 0'96 \text{ (96\%)}$
$n = 50 \rightarrow p = 49/50 = 0'98 \text{ (98\%)}$
$n = 100 \rightarrow p = 99/100 = 0'99 \text{ (99\%)}$

Vegem que la transformació semilogarítmica esmentada, adopta la configuració analítica:

$$v_p = A + B \cdot \ln n,$$

amb la qual cosa:

$$dv_p/dn = B/n$$

i, d'aquesta manera, la pendent de la corba decreix fermament a mesura que augmenta el període de retorn  $n$ .

L'inversa d'aquesta funció és:  $n = e^{-A/B} \cdot e^{v_p/B}$ , que, de forma abreujada, vendria donada per l'expressió simplificada:

$$n = \alpha \times \beta^{v_p}, \text{ on:}$$

$$\alpha = e^{-A/B} \quad \beta = e^{1/B}$$

Altres consideracions conceptuals i metodològiques a fer deriven, precisament, de l'estudi d'aquesta funció explícita i real de variable real. Efectivament, hi ha una asímptota o branca hiperbòlica vertical coincident amb l'eix d'ordenades, ja que:

$$\lim_{n \rightarrow 0} (A + B \times \ln n) = +\infty$$

Per un altre costat, quan  $n \rightarrow \infty$  també la  $v_p \rightarrow \infty$ , la qual cosa podria fer pensar en l'existència d'alguna asímptota obliqua, circumstància aquesta que caldria esbrinar. En efecte:

$$\begin{aligned}
m &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{v_p}{n} = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{A}{n} + \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{B \times \ln n}{n} = 0 + B \times \lim_{n \rightarrow \infty} \ln n^{1/n} = 0 + B \times \lim_{n \rightarrow \infty} \ln \sqrt[n]{n} = \\
&= (\text{criteri de STOLZ de l'arrel}) = 0 + B \times \ln \lim_{n \rightarrow \infty} \sqrt[n-(n-1)]{\frac{n}{n-1}} = 0 + B \times \ln \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n}{n-1} = \\
&= 0 + B \times \ln 1 = 0
\end{aligned}$$

raó per la qual existeix una branca parabòlica horitzontal (segons l'eix d'abscisses).

## 2.5. Ajust no lineal de la funció de retorn

Endemés, procedirem a ajustar mínimo-quadràticament una funció no lineal semi-logarítmica (donats els bons resultats obtinguts per a l'anterior determinació realitzada per a les temperatures extremes, mínimes i màximes) del tipus:

$$v = A + B \cdot \ln n$$

obtenint-se els següents valors dels paràmetres:

$A = 116'6113895$ (terme constant) $B = 12'02013119$ (coeficient de regressió) $r = 0'995592163$ (coeficient de correlació) $R = r^2 = 0'991203755$ (coeficient de determinació o crític)
--

que configura l'equació:

$$v = 116'6113895 + 12'02013119 \cdot \ln n$$

amb una correlació pràcticament perfecta i directa entre ambdues variables del problema ( $n$  i  $v$ ).

Per als períodes de retorn de 25, 50 i 100 anys, haurem respectivament, uns valors previsibles de les velocitats màximes anyals del vent de:

$v (n = 25) \rightarrow 155'3 \text{ km/h.}$ $v (n = 50) \rightarrow 163'6 \text{ km/h.}$ $v (n = 100) \rightarrow 172'0 \text{ km/h.}$
---

De l'estudi de la corba es dedueix, també, l'existència d'una branca parabòlica horitzontal (segons l'eix de les abscisses), circumstància aquesta de fàcil apreciació si observem el gràfic corresponent de la funció de retorn calculada (veure FIG. 5).

De la mateixa manera, el punt d'intersecció amb l'eix d'abscisses serà el de coordenades:  $(e^{-A/B}, 0)$ . En aquest cas, a aquest punt li correspon, justament, un període de retorn de:

$$n = e^{-A/B} = \frac{1}{\frac{116'6113895}{e^{12'02013113}}} \cong 0$$

pràcticament, ens trobaríem a l'origen de coordenades. Això és raonable, puix que la corba és asimptòtica en relació a l'eix de les ordenades, perquè:

$$\lim_{n \rightarrow 0} (A + B \times \ln n) = -\infty$$

Així doncs, i com a resum de totes les determinacions efectuades fins ara de les funcions de retorn de les velocitats màximes anyals del vent (ràfegues màximes enregistrades per l'anemocinemògraf de l'Observatori de l'Ebre, a Roquetes), podríem elaborar el següent quadre o taula, a saber:

**QUADRE 9.**  
PERÍODES DE RETORN DELS VENTS (Observatori de l'Ebre)

Període de retorn (anys)	V		PROBABILITATS	PRESSIÓ DINÀMICA	
	m/seg	Km/h		W (kp/m <sup>2</sup> )	W (Mpa)**
3	35'8	128'8	0'67	80'1	0'0007849
4	37'2	133'8	0'75	86'5	0'0008477
5	38'0	136'7	0'80	90'3	0'0008849
10	40'2	144'6	0'90	101'0	0'0009898
15	41'3	148'6	0'93	106'6	0'0010446
25*	43'1	155'3	0'96	116'1	0'0011377
50*	45'4	163'6	0'98	129'4	0'0012681
100*	47'8	172'0	0'99	142'8	0'0013994

**FONT:** Observatori de l'Ebre i elaboració pròpia.

**NOTA:\*** Valors estimats per regressió no lineal mínimo-quadràtica.

\*\* 1 Kp/m<sup>2</sup> = 0'000009806 MPa

A continuació, es pot veure la corresponent funció de retorn dels vents màxims, subministrada pel quadre anterior, que relaciona els períodes de recurrència amb les velocitats de l'esmentat meteor expressades en m./seg. i km./h. A saber:

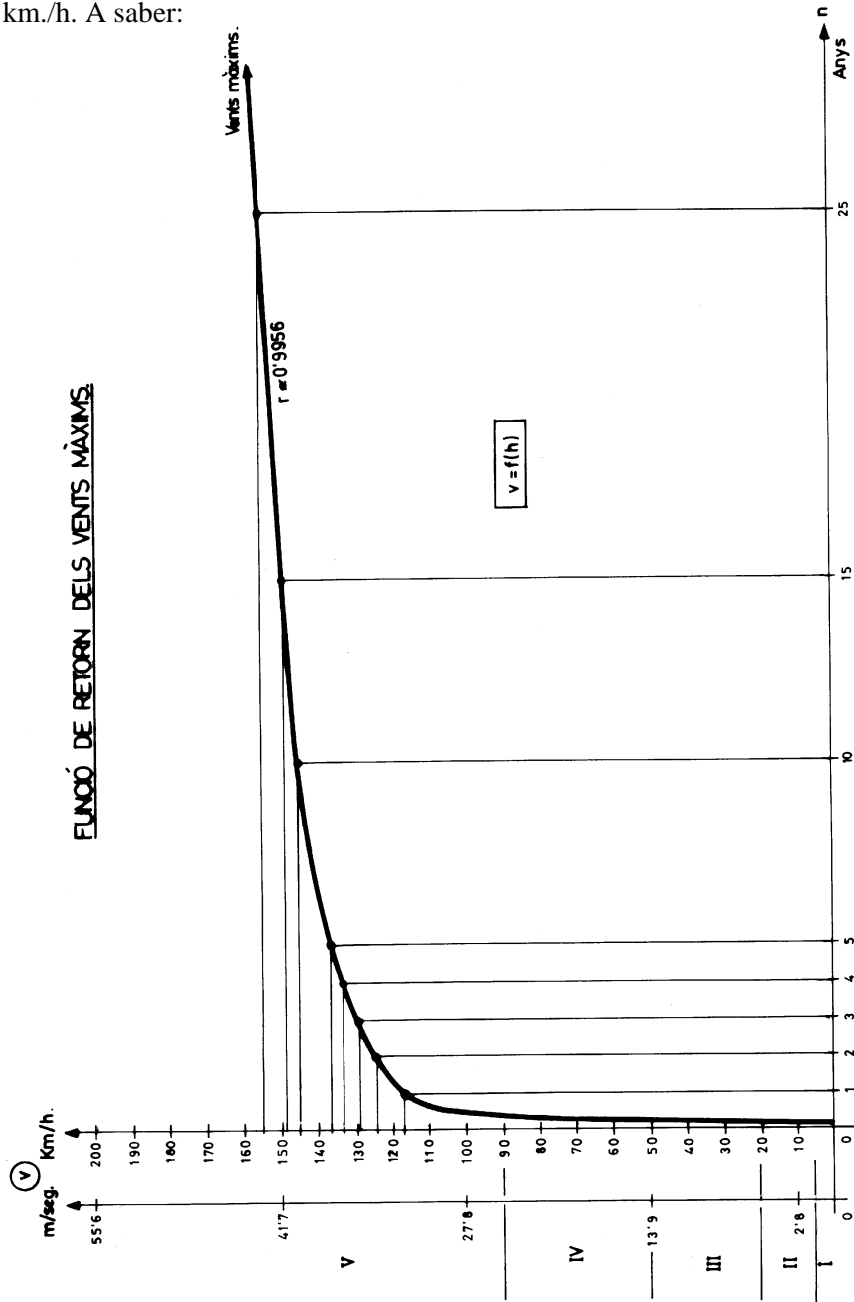


FIG. 5. Funció de retorn dels vents màxims.

## 2.6. Determinació de la bonesa de l'ajust de la funció de retorn

Cal contrastar, complementàriament a la determinació ja efectuada del coeficient de correlació no lineal entre ambdues variables del problema ( $\mathbf{v}_p$  i  $\mathbf{n}$ ), la bonesa de l'ajust de la regressió semi-logarítmica portada a terme mitjançant un contrast d'hipòtesi del tipus "txi-quadrat", emprant l'estadígraf  $\chi^2$  (\*)<sup>7</sup> de Pearson, amb (n-1) graus de llibertat, a saber:

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^K \frac{(o_j - e_j)^2}{e_j}, \quad \text{amb } \sum_{j=1}^K o_j = \sum_{j=1}^K e_j$$

on les  $o_j$  són els vents màxims realment observats i  $e_j$  els vents màxims absoluts teòrics que es dedueixen de l'aplicació dels models de regressió no lineal esmentats, amb  $K=5$ .

La prova  $\chi^2$  pot ser emprada per tal de determinar de quina manera algunes distribucions teòriques de probabilitat, com la normal, binomial, de Poisson, de Student, hipergeomètrica, etc., s'ajusten a distribucions empíriques, és a dir, aquelles que s'obtenen de les dades mostrals.

Endemés, existeix la propietat aditiva de la  $\chi^2$ . En aquest sentit, suposem ara que els resultats dels experiments repetits ofereixen valors mostrals de  $\chi^2$  representats per:  $\chi_1^2, \chi_2^2, \chi_3^2, \dots$  amb  $\nu_1, \nu_2, \nu_3, \dots$  graus de llibertat, respectivament. Aleshores, el resultat de tots aquests experiments pot considerar-se equivalent a un  $\chi^2$  de valor donat pel sumatori:  $\chi_1^2 + \chi_2^2 + \chi_3^2 + \dots$  amb  $\nu_1 + \nu_2 + \nu_3 + \dots$  graus de llibertat.

De la mateixa manera que s'acostuma a fer per a les distribucions normal  $Z$  i  $t$ , es poden definir per a la distribució  $\chi^2$  límits i intervals de confiança del 95%, 99% o altres diferents, mitjançant una taula de la distribució de  $\chi^2$  com la que es pot veure a la pàgina següent. D'aquesta forma es pot estimar, dintre d'uns determinats límits de confiança, la desviació típica o "standard" de la població  $\sigma$  a partir de la desviació típica mostral  $s$ .

---

7. Aquest peu de plana referent a la Prova del Txi-quadrat, es podrà veure suficientment desenvolupat a l'epígraf II de l'annex núm.: 2.

**QUADRE 10.**  
PERCENTILS DE LA DISTRIBUCIÓ  $\chi^2$

gll.	Per cent									
	.5	1	2.5	5	10	90	95	97.5	99	99.5
1	.000039	.00016	.00098	.0039	.0158	2.71	3.84	5.02	6.63	7.88
2	.0100	.0201	.0506	.1026	.2107	4.61	5.99	7.38	9.21	10.60
3	.0717	.115	.216	.352	.584	6.25	7.81	9.35	11.34	12.84
4	.207	.297	.484	.711	1.064	7.78	9.49	11.14	13.28	14.86
5	.412	.554	.831	1.15	1.61	9.24	11.07	12.83	15.09	16.75
6	.676	.872	1.24	1.64	2.20	10.64	12.59	14.45	16.81	18.55
7	.989	1.24	1.69	2.17	2.83	12.02	14.07	16.01	18.48	20.28
8	1.34	1.65	2.18	2.73	3.49	13.36	15.51	17.53	20.09	21.96
9	1.73	2.09	2.70	3.33	4.17	14.68	16.92	19.02	21.67	23.59
10	2.16	2.56	3.25	3.94	4.87	15.99	18.31	20.48	23.21	25.19
11	2.60	3.05	3.82	4.57	5.58	17.28	19.68	21.92	24.73	26.76
12	3.07	3.57	4.40	5.23	6.30	18.55	21.03	23.34	26.22	28.30
13	3.57	4.11	5.01	5.89	7.04	19.81	22.36	24.74	27.69	29.82
14	4.07	4.66	5.63	6.57	7.79	21.06	23.68	26.12	29.14	31.32
15	4.60	5.23	6.26	7.26	8.55	22.31	25.00	27.49	30.58	32.80
16	5.14	5.81	6.91	7.96	9.31	23.54	26.30	28.85	32.00	34.27
18	6.26	7.01	8.23	9.39	10.86	25.99	28.87	31.53	34.81	37.16
20	7.43	8.26	9.59	10.85	12.44	28.41	31.41	34.17	37.57	40.00
24	9.89	10.86	12.40	13.85	15.66	33.20	36.42	39.36	42.98	45.56
30	13.79	14.95	16.79	18.49	20.60	40.26	43.77	46.98	50.89	53.67
40	20.71	22.16	24.43	26.51	29.05	51.81	55.76	59.34	63.69	66.77
60	35.53	37.48	40.48	43.19	46.46	74.40	79.08	83.30	88.38	91.95
120	83.85	86.92	91.58	95.70	100.62	140.23	146.57	152.21	158.95	163.64

**NOTA:** Per a valors grans dels graus de llibertat es pot utilitzar la fórmula aproximada:

$$\chi^2_{\alpha} = n \left( 1 - \frac{2}{9n} + Z_{\alpha} \sqrt{\frac{2}{9n}} \right)^3$$

essent  $Z_{\alpha}$  la desviació normal i  $n$  el nombre de graus de llibertat. Així, v.gr.:

$$\chi^2_{99} = 60 \left( 1 - 0.00370 + 2.326 \sqrt{0.06086} \right)^3 = 60(1.1379)^3 = 88.4$$

per al percentil 99 amb 60 graus de llibertat.

Així, doncs, es rebutja la hipòtesi nul·la i, com a conseqüència, *l'ajust efectuat per regressió no lineal a una funció semilogarítmica és perfectament acceptable*, tal com tindrem ocasió de comprovar posteriorment.

D'altra banda, ja que estem aplicant a dades discretes els resultats per a una distribució contínua, procedeix la realització de la correcció de YATES per a la continuïtat, comparant posteriorment els valors de l'estadístic  $\chi^2$  corregit i sense corregir. Si ambdós valors condueixen a la mateixa conclusió, per a un determinat nivell de significació, rarament es presentaran dificultats; si porten a conclusions diferents, i tenint en compte la impossibilitat legal d'incrementar les mides de la mostra en el nostre cas, ens podríem veure obligats a usar mètodes de probabilitat exactes, d'acord amb la distribució multinomial. En qualsevol cas, per a mostres grans, els resultats que s'obtenen a partir de l'esmentada correcció són més dignes de confiança que els resultats no corregits (6-FRANQUET, 1991). En el nostre cas, curiosament, la correcció de YATES anul·la a la pràctica el resultat final, donada l'escassíssima quantia de les discrepàncies existents entre les freqüències teòriques i les realment observades.

Altrament, es pot estudiar la relació de causalitat entre les dues variables del problema,  $v_p$  i  $n$  (que sembla prou evident) contrastant la hipòtesi nul·la d'absència de relació o dependència entre elles, tal com ho farem també, posteriorment, raó per la qual ens hi referim per a la consecució de majors especificacions metodològiques.

Això ens portarà a la formació del següent quadre:

**QUADRE 11.**  
TEST  $\chi^2$

Període de retorn (anys)	V (km/h.)			$\frac{(o_j - e_j)^2}{e_j}$
	$o_j$	$e_j$	$o_j - e_j$	
3	128'8	129'8	-1'0	0'0077041
4	133'8	133'3	0'5	0'0018754
5	136'7	136'0	0'7	0'0036029
10	144'6	144'3	0'3	0'0006237
15	148'6	149'1	-0'5	0'0016767
$\sum_{j=1}^5$	692'5	692'5	$\pm 0'0$	0'0154828

**FONT:** Elaboració pròpia.

Efectivament, es tindrà:

$$\chi^2 = \frac{1'0^2}{129'8} + \frac{0'5^2}{133'3} + \frac{0'7^2}{136'0} + \frac{0'3^2}{144'3} + \frac{0'5^2}{149'1} = 0'0154828$$

valor aquest que, òbviament, resulta prou baix.

A continuació, es pot consultar la taula de percentils de la distribució  $\chi^2$  del quadre núm. 10. El valor teòric de l'estadígraf  $\chi^2$  amb:  $v = k-1 = 5-1 = 4$  graus de llibertat és de  $9'49 \gg 0'0154828$  (5%), o bé:  $13'28 \gg 0'0154828$  (1%), raó per la qual, **l'ajust efectuat semilogarítmicament és perfectament acceptable**. Aquesta conseqüència resulta confirmada mitjançant la corresponent correcció de YATES per a la continuïtat.

Per últim, l'estudi de la relació de causalitat entre les dues variables  $v_p$  i  $n$  ens porta a que:  $r_{0'025} = 0'878$  per a  $n = 5$  (al 5% de nivell de significació del contrast d'hipòtesi). Com sigui que:  $r \approx 0'996 > 0'878$ , hauríem de descartar la hipòtesi d'independència, així com també els nivells de significació del 2% ( $r_{0'010} = 0'934$ ) i del 1% ( $r_{0'005} = 0'959$ ). Amb tota seguretat, doncs, podem tenir la certesa que aquestes dues variables estan relacionades entre si.

## 2.7. Fiabilitat del coeficient de correlació no lineal

Els cinc parells de valors ( $n$  i  $v_p$ ) de les dues variables del nostre problema poden ésser concebuts com una mostra de la població de tots els parells possibles. Com estan implicades les dues variables, direm que es tracta d'una població de doble variació.

Es pot pensar en un coeficient de correlació poblacional teòric que anomenarem  $\rho$ , estimat pel coeficient de correlació  $r$  de la mostra. Els assaigs de significació o contrast d'hipòtesi corresponents a diferents valors requereixen el coneixement de la distribució mostral de  $r$ . Per a  $\rho = 0$ , aquesta distribució és simètrica i es pot utilitzar un estadístic amb una distribució de Student (Gosset) amb  $(n-2)$  graus de llibertat, així:

$$t = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}}$$



Ara bé, per a  $\rho \neq 0$  la distribució és biaixada i, aleshores, una certa transformació -deguda a FISHER- genera un estadístic que es distribueix de manera aproximadament normal.

D'altra banda, i per concloure les consideracions metodològiques aquí realitzades, hauríem d'estudiar la fiabilitat del coeficient de correlació  $r$  trobat per a l'ajust mínim-quadràtic corresponent a les ventades màximes absolutes anyals enregistrades a l'estació meteorològica que ens ocupa. Recordem que aquest valor, certament elevat, ha estat el següent:

$$r \approx +0'9956 \quad (v_p \text{ màx.})$$

Per això, definirem la variable aleatòria o estadígraf (anomenada "transformació de Fisher") següent:

$$z = 1'1513 \log [(1+r)/(1-r)] = 1/2 \ln [(1+r)/(1-r)] \quad ; \quad \text{d'on:}$$

$e^{2z} = (1+r)/(1-r)$ , que es distribueix de manera aproximadament normal amb:

$$\rho = 0'9956 \quad \text{i} \quad n = 5.$$

Es tracta, aleshores, de determinar un interval de valors entre els que pugui, raonablement, esperar-se (amb una probabilitat del 95%) que es trobi  $r$ , amb una mitjana de:

$$\mu_z = \frac{1}{2} \ln \frac{1+\rho}{1-\rho} = \frac{1}{2} \ln \frac{1'9956}{0'0044} = 3'059$$

i una desviació típica o "standard" de:

$$\sigma_z = \frac{1}{\sqrt{n-3}} = 0'707$$

L'interval serà, doncs:

$$z = \mu_z \pm 2\sigma_z = 3'059 \pm 1'414 = 4'473 \text{ i } 1'645$$

que corresponen, respectivament, a:  $r_1 = 0'9997$  i  $r_2 = 0'9282$ , amb la qual cosa, la probabilitat que es compleixi la desigualtat o monotonia:

$$0'9282 < r < 0'9997, \text{ és del } 95\% .$$

Encara que les relacions precedents simplifiquin notòriament el problema de determinar l'exactitud de  $\mathbf{r}$  com a estimador de  $\mathbf{p}$ , tenen el desavantatge de no ésser fiables si les dues variables analitzades no posseeixen una distribució normal conjunta. Conseqüentment, llevat el cas d'estar prou segur que les esmentades variables gaudeixen de la dita distribució -si més no amb bona aproximació- hom no ha de confiar massa en els resultats obtinguts.

## 2.8. Data més probable

En base als càlculs efectuats i a les dades dels vents màxims absoluts anyals, és possible la determinació probabilística de la data en la qual més probablement es produirà la ventada màxima. Aquest càlcul es pot realitzar de diverses maneres, bé tenint en compte la mitjana aritmètica simple o bé la resultant de la ponderació de les dates amb la quantia de la ventada màxima. Així:

### *Mitjana aritmètica ponderada:*

$$312.421'1/2.896'6 = 107'857 \approx \mathbf{108} \rightarrow \text{que correspon al dia 26 de gener}$$

### *Mitjana aritmètica simple:*

$$2.653/27 = 98'2 \approx \mathbf{98} \rightarrow \text{que correspon al dia 16 de gener}$$

, o sia, el vent màxim es pot produir, amb major probabilitat, per la tercera o quarta setmana del mes de gener de cada any, a la zona d'estudi.

### 3. LIMITACIÓ PER LES PRECIPITACIONS MÀXIMES

#### 3.1. Màxima intensitat mitjana de la pluja crítica

##### 3.1.1. Càlcul amb dades pluviomètriques

El cas més comú és el de que l'observatori en qüestió (cas de l'Observatori de l'Ebre, a Roquetes) disposi d'una llarga sèrie pluviomètrica, és a dir, observacions diàries de la quantia, sense indicació de la durada o intensitat de la pluja. En aquest cas, el procediment a seguir es basa en un estudi de la freqüència de les precipitacions, on es determina la pluja que succeeix un cop cada T anys (període de retorn o de recurrència).

La metodologia emprada es pot veure especificada a l'annex núm.: 2 ("Altres especificacions metodològiques"), a la qual ens remetrem per a la consecució de majors concrecions i detalls.

S'han fet diverses determinacions d'utilitat per al nostre estudi. Les dades pluviomètriques procedeixen del pluviògraf Fuess, controlat pels totalitzadors Hellmann-Fuess i Tonnelo de 40 cm<sup>2</sup>. Els d'humitat relativa per l'hidrògraf Negretti-Zambra, corregits en funció de les diferències de temperatura marcades pels termòmetres Ricard, corregits per la màxima FUESS i la mínima Zegretti-Zambra. Per últim, la direcció dels vents que es consigna per la seva influència a l'estat higromètric, és presa mitjançant l'anemocinèmetre Fuess.

A continuació, s'exposa el quadre particionat de les precipitacions màximes anuals en 24 hores, corresponents a la sèrie històrica o cronològica dels anys 1910-1990, ordenats temporalment i també per quanties, segons les dades obtingudes a l'Observatori de l'Ebre. A saber:

**QUADRE 12.**  
PRECIPITACIONS MÀXIMES ANUALS, PER ANYS (24 H.)

ANY	MAX.	MAX.	mm	DESVIACIÓ	DESVIACIÓ QUADRAT
	DIA	MES		D	D2
1910	29	MAIG	77,00	(6,19)	38,32
1911	15	OCTUBRE	54,80	16,01	256,32
1912	29	ABRIL	23,90	46,91	2.200,55
1913	21	FEBRER	71,30	(0,49)	0,24
1914	19	AGOST	51,60	19,21	369,02
1915	18	MAIG	43,00	27,81	773,40

ANY	MAX.	MAX.	mm	DESVIACIÓ	DESVIACIÓ QUADRAT
	DIA	MES		D	D2
1916	4	JULIOL	51,70	19,11	365,19
1917	16	FEBRER	34,00	36,81	1.354,98
1918	5	MARÇ	60,30	10,51	110,46
1919	26	SETEMBRE	85,60	(14,79)	218,74
1920	26	JULIOL	51,50	19,31	372,88
1921	22	FEBRER	80,70	(9,89)	97,81
1922	17	JUNY	80,10	(9,29)	86,30
1923	22	MAIG	49,10	21,71	471,32
1924	23	SETEMBRE	24,60	46,21	2.135,36
1925	16	NOVEMBRE	27,30	43,51	1.893,12
1926	31	AGOST	93,00	(22,19)	492,40
1927	15	OCTUBRE	42,20	28,61	818,53
1928	26	FEBRER	53,10	17,71	313,64
1929	11	JUNY	57,90	12,91	166,67
1930	18	OCTUBRE	49,20	21,61	466,99
1931	2	MAIG	33,70	37,11	1.377,15
1932	14	JUNY	94,00	(23,19)	537,78
1933	8	DESEMBRE	58,80	12,01	144,24
1934	15	NOVEMBRE	23,00	47,81	2.285,80
1935	21	MARÇ	45,00	25,81	666,16
1936	18	SETEMBRE	107,10	(36,29)	1.316,96
1937	26	SETEMBRE	106,50	(35,69)	1.273,78
1938	24	OCTUBRE	54,00	16,81	282,58
1939	5	AGOST	40,00	30,81	949,26
1940	20	OCTUBRE	127,40	(56,59)	3.202,43
1941	10	GENER	66,30	4,51	20,34
1942	15	ABRIL	58,90	11,91	141,85
1943	16	SETEMBRE	265,60	(194,79)	37.943,14
1944	31	OCTUBRE	91,30	(20,49)	419,84
1945	19	NOVEMBRE	76,10	(5,29)	27,98
1946	25	OCTUBRE	52,80	18,01	324,36
1947	8	JULIOL	70,50	0,31	0,10
1948	11	SETEMBRE	47,20	23,61	557,43
1949	23	SETEMBRE	90,30	(19,49)	379,86
1950	6	DESEMBRE	48,90	21,91	480,05
1951	20	OCTUBRE	113,00	(42,19)	1.780,00
1952	2	MAIG	50,60	20,21	408,44
1953	5	DESEMBRE	72,60	(1,79)	3,20
1954	13	SETEMBRE	71,90	(1,09)	1,19

ANY	MAX.	MAX.	mm	DESVIACIÓ	DESVIACIÓ QUADRAT
	DIA	MES		D	D2
1955	14	AGOST	53,50	17,31	299,64
1956	23	MAIG	44,70	26,11	681,73
1957	29	MAIG	119,50	(48,69)	2.370,72
1958	18	NOVEMBRE	36,80	34,01	1.156,68
1959	20	SETEMBRE	107,10	(36,29)	1.316,96
1960	28	OCTUBRE	54,60	16,21	262,76
1961	4	SETEMBRE	61,60	9,21	84,82
1962	25	FEBRER	99,80	(28,99)	840,42
1963	13	SETEMBRE	63,30	7,51	56,40
1964	30	SETEMBRE	69,30	1,51	2,28
1965	19	OCTUBRE	177,00	(106,19)	11.276,32
1966	4	OCTUBRE	62,30	8,51	72,42
1967	8	NOVEMBRE	71,90	(1,09)	1,19
1968	29	NOVEMBRE	55,90	14,91	222,31
1969	4	OCTUBRE	80,10	(9,29)	86,30
1970	8	JUNY	87,30	(16,49)	271,92
1971	7	NOVEMBRE	140,10	(69,29)	4.801,10
1972	21	SETEMBRE	90,10	(19,29)	372,10
1973	5	JUNY	109,30	(38,49)	1.481,48
1974	11	MARÇ	59,00	11,81	139,48
1975	28	MAIG	78,80	(7,99)	63,84
1976	10	OCTUBRE	60,50	10,31	106,30
1977	1	JUNY	81,00	(10,19)	103,84
1978	4	SETEMBRE	33,10	37,71	1.422,04
1979	10	OCTUBRE	55,00	15,81	249,96
1980	22	FEBRER	49,00	21,81	475,68
1981	27	JUNY	58,80	12,01	144,24
1982	21	OCTUBRE	133,00	(62,19)	3.867,60
1983	16	NOVEMBRE	70,90	(0,09)	0,01
1984	13	NOVEMBRE	56,10	14,71	216,38
1985	26	SETEMBRE	70,30	0,51	0,26
1986	13	OCTUBRE	68,20	2,61	6,81
1987	8	NOVEMBRE	77,40	(6,59)	43,43
1988	4	ABRIL	61,10	9,71	94,28
1989	16	NOVEMBRE	74,90	(4,09)	16,73
1990	13	JUNY	37,00	33,81	1.143,12
		MITJANA	70,81	(0,09)	101.277,70

El mateix quadre anterior, però ordenat per les quanties creixents de les precipitacions màximes anuals caigudes en 24 hores, ofereix el següent resultat:

**QUADRE 13.**  
PRECIPITACIONS MÀXIMES ANUALS, PER QUANTIES (24 H.)

NÚM D'ORDRE	ANY	MAX.	MAX.	$P_i$ (mm)	$M^*100/N+1$
		DIA	MES		
1	1934	15	NOVEMBRE	23,00	1,22
2	1912	29	ABRIL	23,90	2,44
3	1924	23	SETEMBRE	24,60	3,66
4	1925	16	NOVEMBRE	27,30	4,88
5	1978	4	SETEMBRE	33,10	6,10
6	1931	2	MAIG	33,70	7,32
7	1917	16	FEBRER	34,00	8,54
8	1958	18	NOVEMBRE	36,80	9,76
9	1990	13	JUNY	37,00	10,98
10	1939	5	AGOST	40,00	12,20
11	1927	15	OCTUBRE	42,20	13,41
12	1915	18	MAIG	43,00	14,63
13	1956	23	MAIG	44,70	15,85
14	1935	21	MARÇ	45,00	17,07
15	1948	11	SETEMBRE	47,20	18,29
16	1950	6	DESEMBRE	48,90	19,51
17	1980	22	FEBRER	49,00	20,73
18	1923	22	MAIG	49,10	21,95
19	1930	18	OCTUBRE	49,20	23,17
20	1952	2	MAIG	50,60	24,39
21	1920	26	JULIOL	51,50	25,61
22	1914	19	AGOST	51,60	26,83
23	1916	4	JULIOL	51,70	28,05
24	1946	25	OCTUBRE	52,80	29,27
25	1928	26	FEBRER	53,10	30,49
27	1938	24	OCTUBRE	54,00	32,93
28	1960	28	OCTUBRE	54,60	34,15
29	1911	15	OCTUBRE	54,80	35,37
30	1979	10	OCTUBRE	55,00	36,59
31	1968	29	NOVEMBRE	55,90	37,80
32	1984	13	NOVEMBRE	56,10	39,02
33	1929	11	JUNY	57,90	40,24

NÚM D'ORDRE	ANY	MAX.	MAX.	P <sub>i</sub> (mm)	M*100/N+1
		DIA	MES		
34	1933	8	DESEMBRE	58,80	41,46
35	1981	27	JUNY	58,80	42,68
36	1942	15	ABRIL	58,90	43,90
37	1974	11	MARÇ	59,00	45,12
38	1918	5	MARÇ	60,30	46,34
39	1976	10	OCTUBRE	60,50	47,56
40	1988	4	ABRIL	61,10	48,78
41	1961	4	SETEMBRE	61,60	50,00
42	1966	4	OCTUBRE	62,30	51,22
43	1963	13	SETEMBRE	63,30	52,44
44	1941	10	GENER	66,30	53,66
45	1986	13	OCTUBRE	68,20	54,88
46	1964	30	SETEMBRE	69,30	56,10
47	1985	26	SETEMBRE	70,30	57,32
48	1947	8	JULIOL	70,50	58,54
49	1983	16	NOVEMBRE	70,90	59,76
50	1913	21	FEBRER	71,30	60,98
51	1954	13	SETEMBRE	71,90	62,20
52	1967	8	NOVEMBRE	71,90	63,41
53	1953	5	DESEMBRE	72,60	64,63
54	1989	16	NOVEMBRE	74,90	65,85
55	1945	19	NOVEMBRE	76,10	67,07
56	1910	29	MAIG	77,00	68,29
57	1987	8	NOVEMBRE	77,40	69,51
58	1975	28	MAIG	78,80	70,73
59	1922	17	JUNY	80,10	71,95
60	1969	4	OCTUBRE	80,10	73,17
61	1921	22	FEBRER	80,70	74,39
62	1977	1	JUNY	81,00	75,61
63	1919	26	SETEMBRE	85,60	76,83
64	1970	8	JUNY	87,30	78,05
65	1972	21	SETEMBRE	90,10	79,27
66	1949	23	SETEMBRE	90,30	80,49
67	1944	31	OCTUBRE	91,30	81,71
68	1926	32	AGOST	93,00	82,93
69	1932	14	JUNY	94,00	84,15
70	1962	25	FEBRER	99,80	85,37
71	1937	26	SETEMBRE	106,50	86,59
72	1936	18	SETEMBRE	107,10	87,80

NÚM D'ORDRE	ANY	MAX.	MAX.	P <sub>i</sub> (mm)	M*100/N+1
		DIA	MES		
73	1959	20	SETEMBRE	107,10	89,02
74	1973	5	JUNY	109,30	90,24
75	1951	20	OCTUBRE	113,00	91,46
76	1957	29	MAIG	119,50	92,68
77	1940	20	OCTUBRE	127,40	93,90
78	1982	21	OCTUBRE	133,00	95,12
79	1971	7	NOVEMBRE	140,10	96,34
80	1965	19	OCTUBRE	177,00	97,56
81	1943	16	SETEMBRE	265,60	98,78
MITJANA DE LES PRECIPITACIONS MÀXIMES				$\bar{P}=70,81$	

Les operacions efectuades, han estat les següents:

Desviació típica o *standard*:  $S = (d*d/n)^{1/2} = (101.277,70/81)^{1/2} = 35'360$  mm, on:

n = nombre d'anys de la sèrie, en el nostre cas 81.

d = desviació.

$$P_d = P_o - 1/a \ln \ln(T/T-1) ; \text{ essent: } P_o = \bar{P} - 0'577/a$$

$\bar{P}$  = Mitjana aritmètica de les dades observades de les precipitacions màximes anuals, a saber:  $\bar{P} = (\sum P_i)/n = 70'81$  mm.

Tenim també els següents càlculs auxiliars o complementaris:

$$1/a = 0'78 \quad S = 0'78 \cdot 35,360 = 27,581 ; \text{ amb la qual cosa:}$$

$$P_o = 70,81 - 0,577 \cdot 27,581 = 54,896 \text{ mm.}$$

Altrament, el coeficient de variació de Pearson, que és una mesura de dispersió relativa dels valors de la variable aleatòria estadística que ens ocupa (precipitacions), valdrà:

$$CV = S / \bar{P} = 35'36 / 70'81 \approx 0'5 \text{ (50\%)}$$

La màxima precipitació diària (24 hores) previsible, per a un període de retorn de 500 anys, és:

$$P_d = P_o - 1/a \ln \ln(T/T-1) = 54,896 - 27,581 \ln \ln(500/499) = 54'896 + 27'581 \cdot 6'2136 = 226,274 \text{ mm.} \approx 226 \text{ mm.}$$

Amb aquestes dades, l'equació de la recta de regressió és la següent (vegeu l'annex núm.: 2 "Altres especificacions metodològiques"):



$$x_T = \bar{x} + \frac{y_T - \bar{y}_n}{S_n} \times S_x = 70'81 + \frac{y_T - 0'5570}{1'1945} \times 35'36 =$$

$$= 70'81 + 29'602y_T - 16'49 = 29'602y_T + 54'32$$

D'altra banda, la variable reduïda per a un període de retorn de 500 anys, serà:

$y_T = -\ln \ln(T/T-1) = -\ln \ln(500/499) = 6'2136$ , amb la qual cosa, la precipitació màxima per a un període de retorn de  $T = 500$  anys, fóra de:

$$x_T = 70'81 + \frac{6'2136 - 0'5570}{1'1945} \times 35'36 = 238'259 \text{ mm.} \equiv 238 \text{ mm.}$$

que varia poc de l'obtinguda anteriorment (226'274 mm.).

Les precipitacions màximes diàries (24 h.), per als diferents períodes de retorn, són les següents, a partir de l'aplicació de les fórmules anteriors:

**T = 400 anys:**

$$y_{400} = -\ln \ln(400/399) = 5'9902;$$

$$x_{400} = 29'602 \times y_{400} + 54'32 = 231'64 \approx 232 \text{ mm.}$$

**T = 300 anys:**

$$y_{300} = -\ln \ln(300/299) = 5'7021;$$

$$x_{300} = 29'602 \times y_{300} + 54'32 = 223'11 \approx 223 \text{ mm.}$$

**T = 200 anys:**

$$y_{200} = -\ln \ln(200/199) = 5'2958;$$

$$x_{200} = 29'602 \times y_{200} + 54'32 = 211'09 \approx 211 \text{ mm.}$$

**T = 100 anys:**

$$y_{100} = -\ln \ln(100/99) = 4'6001;$$

$$x_{100} = 29'602 \times y_{100} + 54'32 = 190'494 \approx 191 \text{ mm.}$$

**T = 50 anys:**

$$y_{50} = -\ln \ln(50/49) = 3'9019;$$

$$x_{50} = 29'602 \times y_{50} + 54'32 = 169'824 \approx 170 \text{ mm.}$$

**T = 25 anys:**

$$y_{25} = -\ln \ln(25/24) = 3'1985;$$

$$x_{25} = 29'602 \times y_{25} + 54'32 = 149'003 \approx 149 \text{ mm.}$$

**T = 10 anys:**

$$y_{10} = -\ln \ln (10/9) = 2'2504;$$

$$x_{10} = 29'602 \times y_{10} + 54'32 = 120'936 \approx 121 \text{ mm.}$$

**T = 5 anys:**

$$y_5 = -\ln \ln (5/4) = 1'4999;$$

$$x_5 = 29'602 \times y_5 + 54'32 = 98'720 \approx 99 \text{ mm.}$$

Això ens permet, a l'igual que hem fet en el cas dels vents màxims absoluts anuals, d'establir la funció de retorn de les precipitacions aquoses màximes diàries (en 24 hores) mitjançant un ajust no lineal –per mínims quadrats ordinaris– a una funció més senzilla que la propugnada anteriorment sobre un paper logarímic de probabilitat extrema. Així, en definitiva, la funció polinòmica trobada d'ordre 6 (paràbola de 6è grau), constitueix una correlació positiva i pràcticament perfecta (amb un coeficient de correlació no lineal de:  $r = + 0'99985$ , i un coeficient de determinació o crític de:  $R = r^2 = 0'9997$ ), d'equació representada a la Fig. 7:

$$P_d = 0'0103 \cdot T^6 - 0'3073 \cdot T^5 + 3'5815 \cdot T^4 - 20'822 \cdot T^3 + 61'949 \cdot T^2 - 62'231 \cdot T + 116'47, \text{ essent:}$$

$P_d$  = pluja màxima previsible (en 24 h) per a un període de retorn T, en mm. = l/m<sup>2</sup>.  
T = període de retorn, en anys.

La taula núm 14 corresponent als càlculs anteriors és la següent:

**QUADRE 14. AJUST DE LA FUNCIO DE RETORN.**

Ajust funció de retorn			
Període de retorn	Pluja	Probabilitats	
T (anys)	$P_d$ (mm.)	$P=(T-1)/T$	%
5	98,72	0,8000	80,00
10	120,94	0,9000	90,00
25	149,00	0,9600	96,00
50	169,82	0,9800	98,00
100	190,49	0,9900	99,00
200	211,09	0,9950	99,50
300	223,11	0,9967	99,67
400	231,64	0,9975	99,75
500	238,26	0,9980	99,80

El gràfic corresponent a la taula anterior és el següent (Fig. 6):

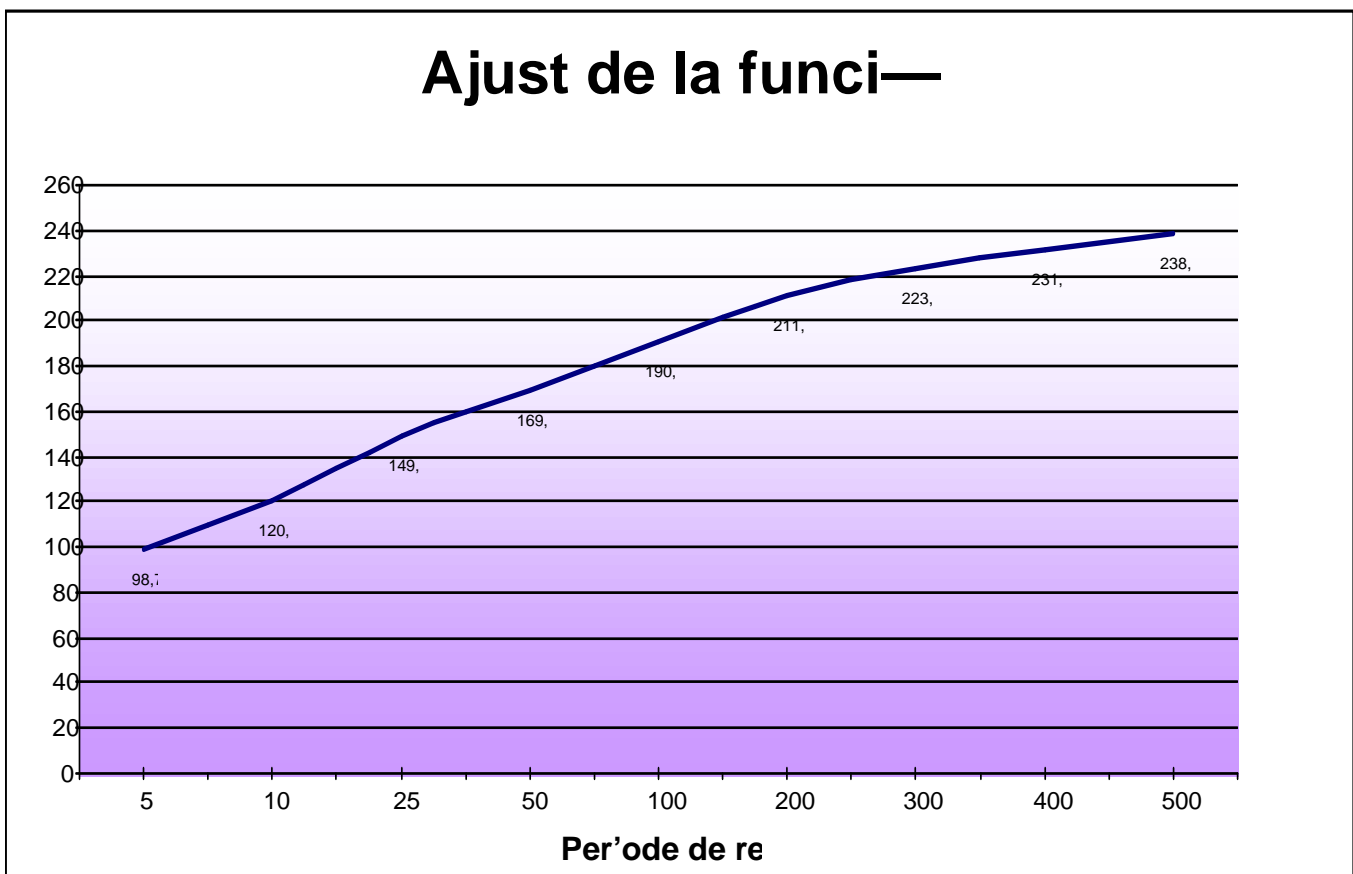
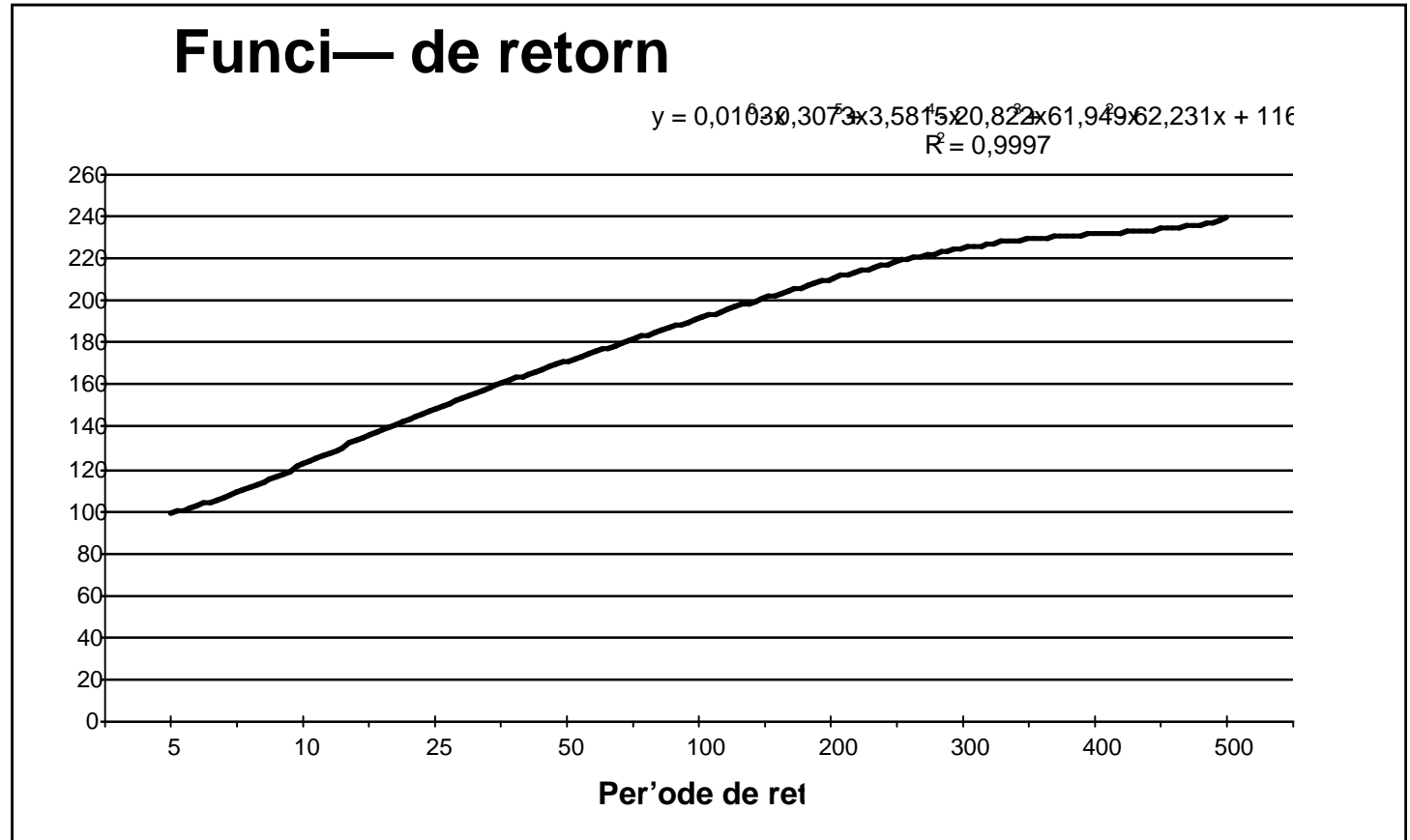


FIG. 6. Ajust de la funció de retorn.

De la mateixa manera, el gràfic de la funció de retorn ajustada, que ens permet la determinació ràpida de les variables del problema  $P_d$  i  $T$ , és el següent:

FIG. 7. Funció de retorn ajustada.



La gràfica resultant, en darrera instància, sobre un paper de probabilitat extrema, que facilita molt aquest tipus de càlculs, és la següent:

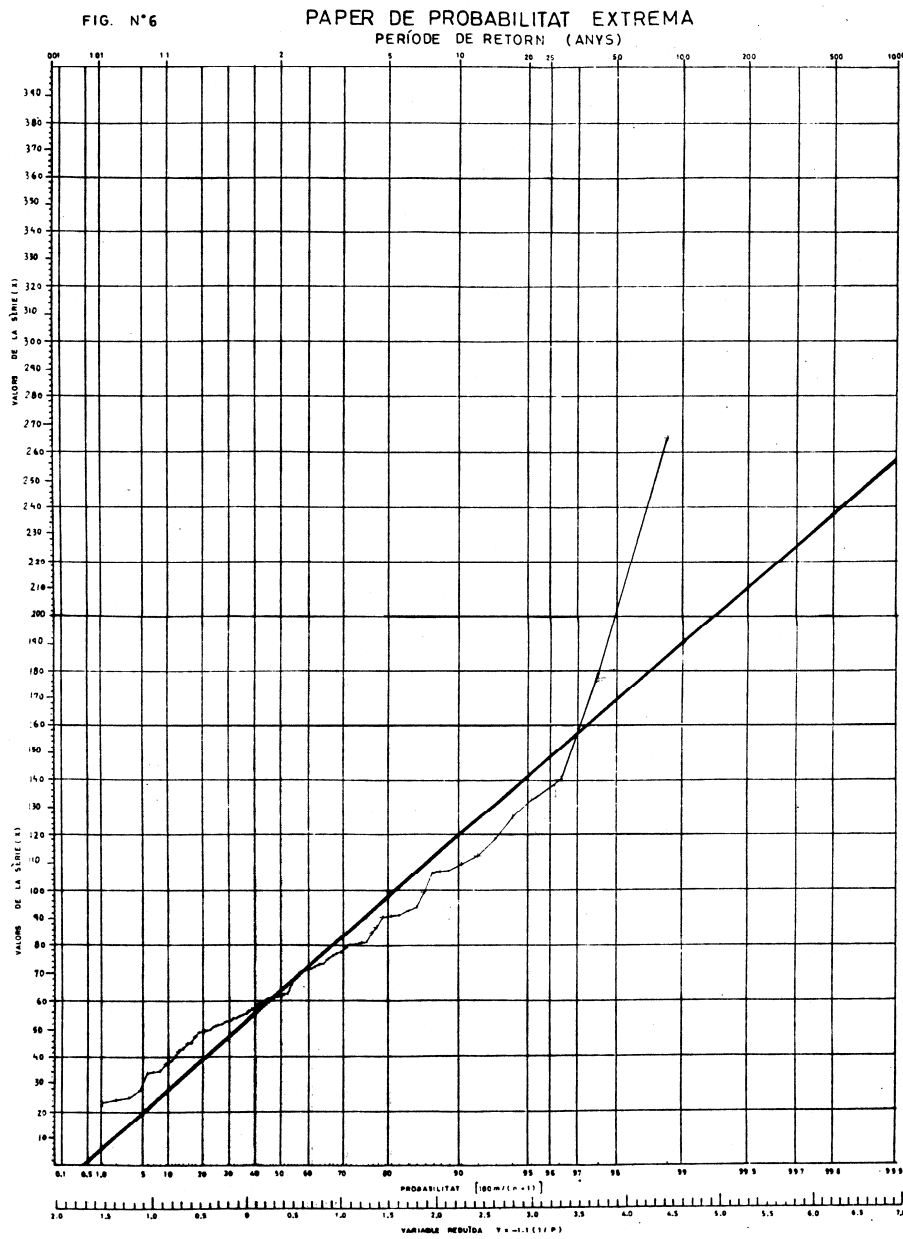


FIG. 8. Paper de probabilitat extrema.

### 3.1.2. Relació quantia-intensitat màxima de pluja

Per a alguns problemes relacionats amb el drenatge agrícola o el sanejament urbà (càlcul de desguassos, col·lectors o emissaris) o la construcció d'infraestructures de comunicació (carreteres, ferrocarrils, etc.), és necessari conèixer la intensitat de la pluja per tal d'eliminar l'escorrentia d'una certa conca aportadora d'aigües.

La intensitat d'una pluja varia mentre es produeix i existeixen períodes d'alta intensitat i altres de baixa. Per al càlcul de l'escorrentia superficial interessa conèixer la màxima intensitat durant un determinat període, que es coneix amb el nom de "temps de concentració" de la conca. Si una pluja determinada es descompon en períodes de durada "t" minuts i s'observa la intensitat "I<sub>t</sub>" en cadascun d'aquests períodes, tenim que, entre t i el valor més gran de I<sub>t</sub> observat, existeix la següent relació, deguda a Yarnell i Hathaway:

$$I_t = K \cdot t^{-\alpha}$$

on els valors de K i  $\alpha$  varien per a les diferents parts del món. Concretament, per al nostre país Jaume Nadal ha trobat els següents valors:

$$\alpha = 0'55 ; K = 9'25 \times I_h \text{ i altrament: } I_h = 0'25 \times P_d$$

on I<sub>h</sub> és la màxima intensitat de pluja corresponent a un període d'una hora i P<sub>d</sub> és la quantia de pluja en un període de 24 hores enregistrada mitjançant un pluviòmetre. Substituint a les equacions anteriors s'obté, finalment, la coneguda fórmula de Nadal. La màxima intensitat mitjana I per a una durada de la precipitació t<sub>c</sub> (temps de concentració de la conca), doncs, vindrà donada per la següent fórmula (adoptada per la Instrucció de Carreteres del Ministeri de Foment):

$$I = 2'3125 \times P_d \times t_c^{-0'55}$$

### 3.1.3. Càlcul amb dades pluviogràfiques

Els pluviògrafs són aparells que enregistren la quantia, durada i intensitat de la pluja. Quan es disposa d'informació pluviogràfica fiable, s'analitzen les pluges que es produeixen, almenys, una vegada cada T anys, agrupant-les segons la seva durada i considerant els intervals de classe de, per exemple, 10 minuts d'amplitud. De cada grup es pren la de major quantia. A partir d'aquí, seguirem un exemple genèric<sup>8</sup>:

---

8. Vide el llibre de F. Pizarro "Drenaje agrícola y recuperación de suelos salinos". Ed. Agrícola Española, S.A. Madrid, 1978, citat a la bibliografia.

En una conca, v. gr., es presenten les següents dades:

<u>Duració (minuts)</u>	<u>Marca de classe (minuts)</u>	<u>Quantia màxima (mm.)</u>
0-10	5	6'5
10-20	15	12'1
20-30	25	15'6
30-40	35	17'3
40-50	45	18'5
50-60	55	19'6

Altrament, el temps de concentració es va calcular en  $t_c = 43$  min.

Per a calcular la quantia màxima corresponent a 43 minuts, s'interpol·la entre els valors:

<u>Duració</u>	<u>mm</u>
35	17'3
45	18'5

que ofereix:

$$17'3 + \frac{18'5 - 17'3}{45 - 35} \times (43 - 35) = 18'3 \text{ mm.}$$

i la màxima intensitat mitjana buscada, per a una duració  $t_c$ , és:

$$I = \frac{18'3}{43} \times 60 = 25'5 \text{ mm./h.}$$

Dues observacions cal fer sobre aquest procediment:

- I. Quan es coneix prèviament  $t_c$ , no és precís estudiar les pluges de duració molt diferent a  $t_c$ .
- II. En analitzar les pluges de duració pròxima a  $t_c$ , es deuen observar també les pluges de duració major, ja que poden produir-se pluges prolongades en les quals apareguin fases de duració pareguda a  $t_c$  i en les quals la quantia sigui elevada.

### 3.2. Exemple d'aplicació

Es tracta d'estudiar ara, en concret, la conca tributària del barranc de Lledó, que compren diversos termes municipals de les comarques del Baix Ebre i del Montsià, amb les següents característiques topogràfiques:

- Superfície tributària = 7.046'5 Ha.  $\cong$  70'5 Km<sup>2</sup> (fins al desguàs).
- Longitud = 17'5 Km. = L (des de la capçalera fins el desguàs o punt crític).
- Cota màxima = + 799'80 m.s.n.m.
- Cota mínima = + 3'80 m.s.n.m.
- $H = \Delta z = 796'00$  m. (desnivell màxim).
- Pendent =  $J = 796'00/17.500 = 0'0455 = 4'55\%$ .

La superficiació d'aquesta conca s'ha realitzat pel procediment de la doble triangulació geomètrica i posterior comprovació mecànica amb planímetre polar digital, amb la qual cosa, el marge d'exactitud en el treball s'estima completament acceptable. En qualsevol cas, podem establir dues hipòtesis diferents per a la determinació del límit d'error admissible en la superficiació, a saber:

1. Considerant un error màxim admissible de  $\pm 3\%$  (211'4 Ha.), es té un interval d'admissibilitat de:

$$7.257'9 - 6.835'1 \text{ Ha.}$$

2. Seguint el criteri que determina la fórmula clàssica:

$$E = \pm 0'01\sqrt{60 \times F + 0'02 \times F^2} = \pm 0'01\sqrt{60 \times 704.650 + 0'02 \times 704.650^2} = \pm 998'645 \text{ Dm}^2$$

=  $\pm 99.864'5 \text{ m}^2 = \pm 9'98645 \text{ Ha.}$ , que representa aproximadament un  $\pm 0'14\%$  d'error relatiu. D'això es dedueix un interval d'acceptació de la superficiació de:

$$7.056'5 - 7.036'5 \text{ Has.}$$

En la pàgina següent es pot veure un plànol-mapa de la conca aportadora d'aquesta llera natural:





FIG. 9. Conca tributària del barranc de Lledó.

## Cabal d'evacuació

El temps de concentració ( $t_c$ ) d'aquesta conca, o sigui, el transcorregut des de que una gota d'aigua cau en el punt més allunyat del final de la conca que ens ocupa fins que arriba el desguàs d'aquesta, serà de:

$$(L = 17'5 \text{ Km.}; H = 796 \text{ m.})$$

$$t_c = [(0'871 \cdot L^3) / H]^{0'385} = [(0'871 \cdot 17'5^3) / 796]^{0'385} = 1'976 \text{ hores} = \mathbf{119 \text{ minuts}}$$

o també:

$$t_c = 0'0195 \times \left( \frac{L}{\sqrt{H}} \right)^{0'77} = 0'0195 \times \left( \frac{17.500}{\sqrt{796}} \right)^{0'77} = 119 \text{ minuts}$$

que ofereix el mateix resultat que l'obtingut mitjançant l'aplicació de la fórmula anterior.

La màxima intensitat mitjana  $I$  per a una duració de la precipitació  $t_c$  ve donada segons la fórmula de NADAL, adoptada per la Instrucció de Carreteres (Direcció General de Carreteres i Camins Veïnals del MOPU), d'aquesta manera:

$$I = 9'25 \cdot I_h \cdot t_c^{-0'55}$$

essent  $I_h$  la intensitat horària màxima expressada en mm./h. ( $I_h = 0'25 \times P_d$ ) i  $P_d$  (mm.) la pluja màxima diària variable segons el període de retorn considerat per al càlcul. O sigui:

$$I = 2'3125 \times P_d \times t_c^{-0'55}$$

D'aquesta manera, s'obtindrà:

$$\begin{aligned}
I(500) &= 2'3125 \cdot 238 \cdot 119^{-0'55} = 39'7 \text{ mm./h.} \equiv 110'4 \text{ l/seg. i Ha.} \\
I(400) &= 2'3125 \cdot 232 \cdot 119^{-0'55} = 38'7 \text{ mm./h.} \equiv 107'6 \text{ l/seg. i Ha.} \\
I(300) &= 2'3125 \cdot 223 \cdot 119^{-0'55} = 37'2 \text{ mm./h.} \equiv 103'4 \text{ l/seg. i Ha.} \\
I(200) &= 2'3125 \cdot 211 \cdot 119^{-0'55} = 35'2 \text{ mm./h.} \equiv 97'8 \text{ l/seg. i Ha.} \\
I(100) &= 2'3125 \cdot 191 \cdot 119^{-0'55} = 31'9 \text{ mm./h.} \equiv 88'6 \text{ l/seg. i Ha.} \\
I(50) &= 2'3125 \cdot 170 \cdot 119^{-0'55} = 28'4 \text{ mm./h.} \equiv 78'9 \text{ l/seg. i Ha.} \\
I(25) &= 2'3125 \cdot 149 \cdot 119^{-0'55} = 24'9 \text{ mm./h.} \equiv 69'2 \text{ l/seg. i Ha.} \\
I(10) &= 2'3125 \cdot 121 \cdot 119^{-0'55} = 20'2 \text{ mm./h.} \equiv 56'1 \text{ l/seg. i Ha.} \\
I(5) &= 2'3125 \cdot 99 \cdot 119^{-0'55} = 16'5 \text{ mm./h.} \equiv 45'8 \text{ l/seg. i Ha.}
\end{aligned}$$

Els diferents valors de  $P_d$  s'han considerat a partir de les dades sobre pluges a la zona de l'Institut Nacional de Meteorologia, obtingudes de l'Observatori de l'Ebre, distant tan sols 11 km. del centre de gravetat de la conca aportadora objecte del nostre exemple. Aquests valors han estat calculats, en aquest mateix llibre, per als nous períodes de retorn que són objecte del nostre estudi i, en qualsevol cas, es poden determinar gràficament, amb senzillesa, mitjançant l'ajust minimoquadràtic de la funció de retorn ja efectuat al respecte.

Així doncs, per al cas concret d'aquesta petita conca, la relació existent entre la màxima intensitat mitjana de pluja **I** i el període de retorn o recurrència **T** es pot expressar d'aquest mode:

<b>T (anys)</b>	<b>I (mm/h)</b>
5	16,5
10	20,2
25	24,9
50	28,4
100	31,9
200	35,2
300	37,2
400	38,7
500	39,7

### Corba de les intensitats m̀ximes di` (Conca aportadora del barranc de Lled—)

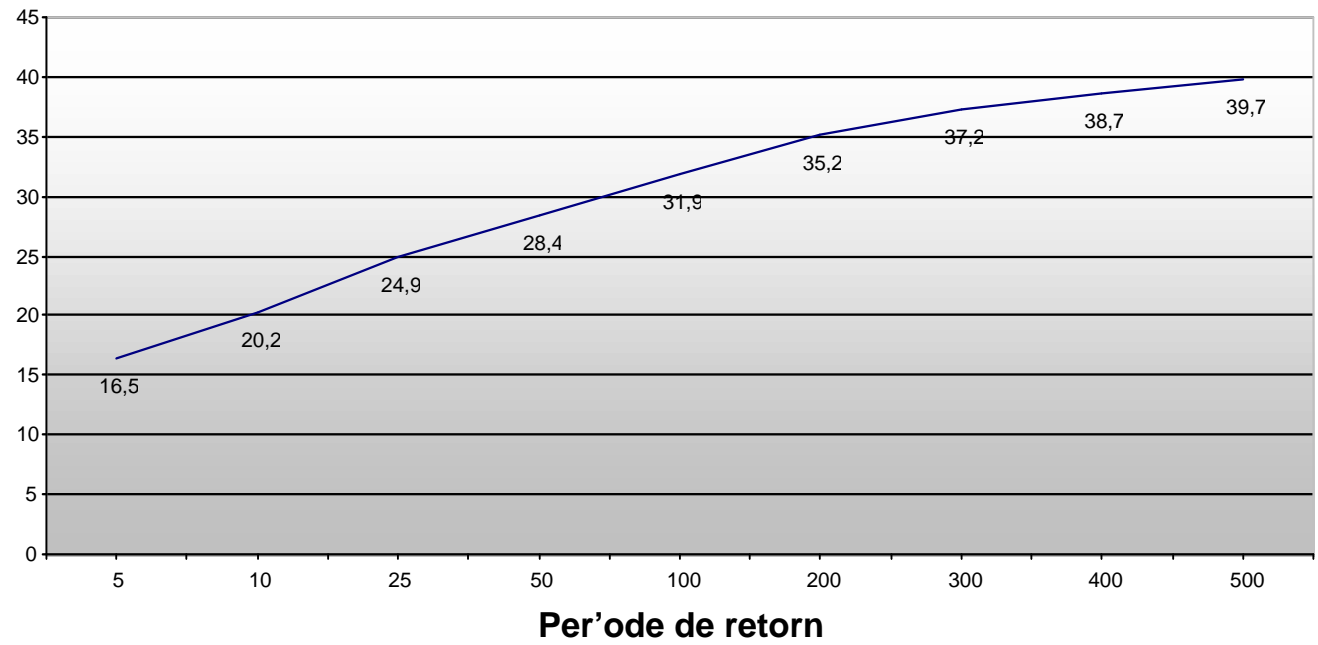
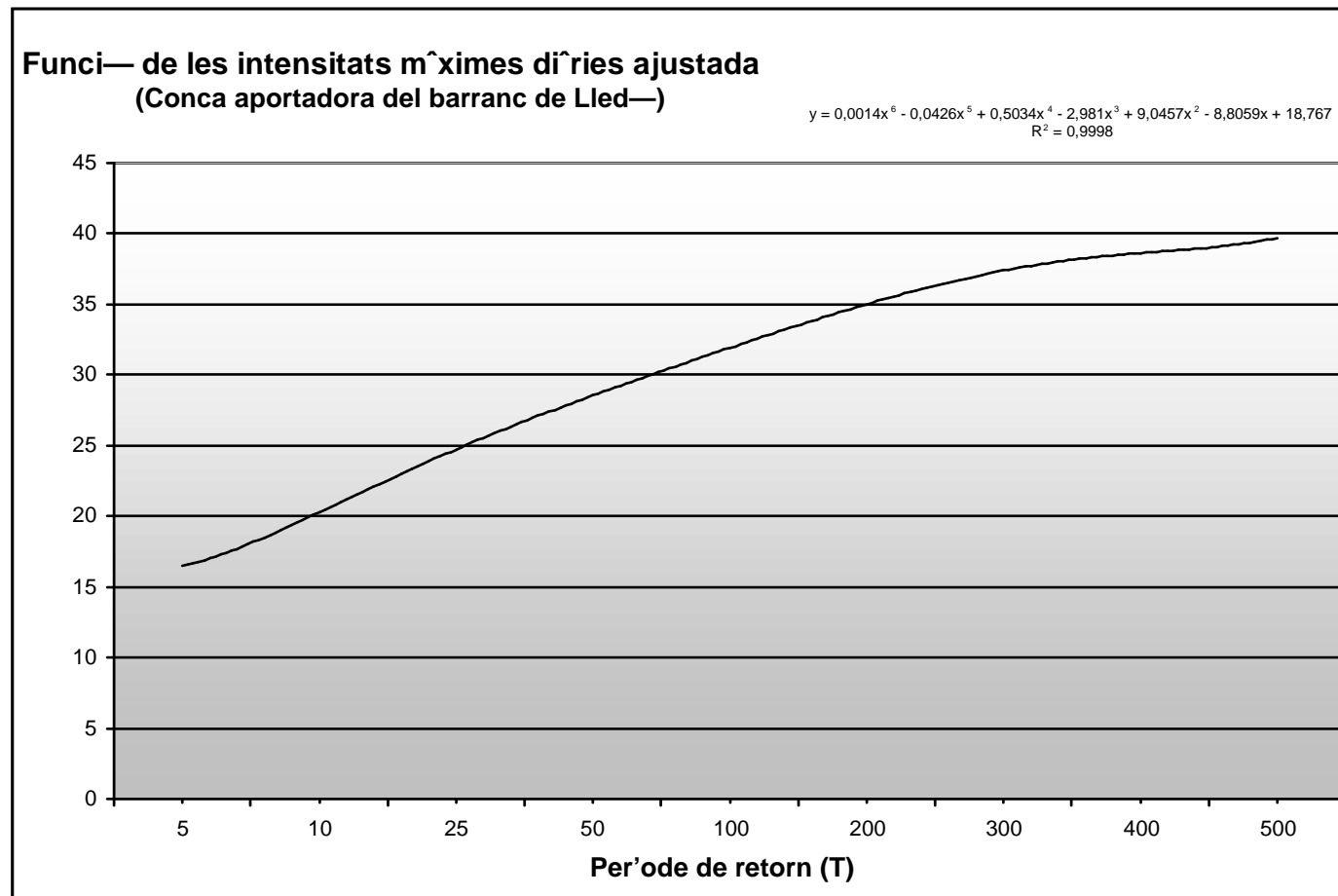


FIG. 10. Corba de les intensitats m̀ximes diàries.

FIG. 11. Funció de les intensitats màximes diàries ajustada.





# BIBLIOGRAFIA

## I FONS DOCUMENTALS

(*)	Bibliografia local.
(**)	Bibliografia general.
(***)	Bibliografia recomanada.

- 1.- ALBENTOSA, L.M. *La aplicación del método estadístico en Climatología: 105 años de lluvia en Barcelona*, en "Revista de Geografía", vol. IX, 1-2. p. 59-77. 1975. (\*\*).
- 2.- ARLERY, R. *Elements de Météorologie agricole*. Direction de la Météorologie Nationale. Paris, 1957. (\*\*).
- 3.- CAROT ALONSO, V. & ROMERO VILLAFRANCA, R. *Orientaciones para el aprovechamiento de los futuros regadíos de la zona media de Valencia. Análisis de la situación actual en una subzona piloto*. Instituto de Agroquímica y Tecnología de Alimentos. València, 1971. 146 p. (\*).
- 4.- EASTON, C.K. *Periodicity of Winter Temperatures in Western Europe, since A.D. 760*. En: *Proceedings Koninklijke Akademie van Wetenschappen te Amsterdam. Section of Sciences*. Vol 20, nº. 8, p. 1092-1107. Amsterdam, 1918 (\*\*\*).
- 5.- FISHER, R.A. *Statistical Methods for Research Workers*. Oliver & Boyd, Ltd., Edimburg i Londres, 1954. (\*\*).
- 6.- FRANQUET BERNIS, J.M<sup>a</sup>. *Análisis Territorial. ("División, Organización y Gestión del Territorio")*. vol.I. UNED. Centro Asociado de Tortosa. CADUP. Estudios 1990/91. Tortosa, 1991. 571 p. (\*\*).
- 7.- FRANQUET BERNIS, J.M. *Estructura de la propietat agrària (aplicació a la regió catalana de l'Ebre)*. TESI DOCTORAL. Departament d'Econometria, Estadística i Economia Espanyola. Facultat de Ciències Econòmiques i Empresariales. Universitat de Barcelona. Abril de 1995. 706 p.(\*\*).
- 8.- FRANQUET BERNIS, J.M. *Cálculo estructural de los túneles-invernaderos*. Associació d'Enginyers Agrònoms de Catalunya. Barcelona, 1995. 104 p. (\*\*).
- 9.- GARCÍA DE PEDRAZA, L. I GARCÍA SANJUÁN, J. *Diez temas sobre EL CLIMA*. Ministerio de Agricultura, Madrid, 1978. 216 p. (\*\*).
- 10.- INSTITUTO DE ESTUDIOS SINDICALES, SOCIALES Y COOPERATIVOS. *Manual de la Empresa Agraria*. Madrid, 1971. 1.602 p. (\*\*).

- 11.- JAGSICH, J. *Métodos sencillos para el propósito de la intensidad de las heladas*. Diari "la Prensa". Buenos Aires, 1935. (\*\*\*)
- 12.- JAGSICH, J. *Factores que determinan la intensidad de las heladas*. Diari "la Prensa". Buenos Aires, 1934. (\*\*\*)
- 13.- LÓPEZ BONILLO, D. *Los Climas de Tarragona y sus repercusiones agrícolas*. Publicacions de la Diputació de Tarragona. Tarragona, 1988. 522 p. (\*)
- 14.- PEARSON, E.S. *The probability integral of the range in samples of n observations from a normal population*. Biometrika, vol. 32 (p.301). 1942. (\*\*)
- 15.- PENMAN, A. *Vegetation and Hydrology*. Tech. Communication núm.: 13. Publi. Commonwealth. A.B.F. Rogyal Bucks, England, 1948. (\*\*\*)
- 16.- PIZARRO, F. *Drenaje agrícola y recuperación de suelos salinos*. Editorial Agrícola Española, S.A. Madrid, 1978. 522 p. (\*\*)
- 17.- ROVIRA SOLER, J. *Seminario sobre la normalización europea de los invernaderos*. Associació d'Enginyers Agrònoms de Catalunya. Barcelona, 1992. 130 p. (\*\*)
- 18.- SECO, J. i GARMENDIA, J. *Evaporación en España* I.N.M., sèrie A, núm.: 52. Madrid, 1973. (\*\*)
- 19.- SPIEGEL, M. R. *Teoría y problemas de Estadística*. Colección McGraw-Hill, New York, 1969. 360 p. (\*\*)
- 20.- WAGNER, A. *Geschichte der Lamarckismus. Als Einführung in d. Psychobiologischen Bewegung der Gegenwart*. Stuttgart, 1909. (\*\*\*)
- 21.- YATES, F. *Sampling Methods for Censures and Surveys*. Hafne Publishing Company, Nova York, 1949. (\*\*)



**ANNEX Núm.: 1****DADES CLIMÀTIQUES**

Tal com ja s'ha dit al nostre estudi, és evident que els factors que configuren el medi físic d'un cert territori són factors notòriament determinants de les actuacions antròpiques que s'hi desenvolupen. Això ens ha fet creure en la importància que, per a conèixer i analitzar l'estructura de la propietat agrària a la Regió catalana de l'Ebre, i concretament de les seves comarques més meridionals (Baix Ebre i Montsià) podria tenir, doncs, la coneixença -amb el major grau de precisió possible- de les característiques climàtiques de la zona que ens ocupa.

Per aquesta fonamental raó, a continuació s'acompanyen les dades de dinou estacions meteorològiques de les terres de l'Ebre, desglossades per comarques, en un període variable que comprèn els darrers anys. Aquestes taules o quadres presenten dades climàtiques referides totes elles a les precipitacions de pluja màximes mensuals i diàries (en mm. x 10), així com l'especificació concreta del dia en què es produí la precipitació màxima.

**1. ESTACIONS METEOROLÒGIQUES DEL BAIX EBRE**

**ALFARA DE CARLES**

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
10/67	1866	1273	23	03/70	55	55	9
11/67	3132	1195	8	04/70	95	95	7
01/68	90	90	9	05/70	1114	360	6
02/68	280	140	24	06/70	850	500	7
03/68	1133	454	30	09/70	125	100	15
04/68	333	216	14	10/70	664	280	11
03/69	576	185	3	11/70	305	115	7
05/69	865	320	4	12/70	680	250	10
06/69	263	140	22	01/71	629	285	31
09/69	961	190	15	02/71	185	135	15
10/69	2393	860	4	03/71	707	320	20
11/69	479	250	25	04/71	1370	1100	22
12/69	39	35	6	05/71	1970	745	19
01/70	345	145	27	06/71	119	50	23
02/70	99	60	15				

**L'AMETLLA DE MAR**

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
01/86	109	45	30	07/88	95	95	19
02/86	267	185	14	08/88	35	35	16
03/86	499	465	13	07/89	36	36	20
04/86	275	132	6	08/89	306	126	5
05/86	118	91	28	10/89	243	152	18
06/86	0	0	R	11/89	1576	567	16
07/86	156	99	25	12/89	934	425	26
08/86	442	342	27	01/90	390	268	3
09/86	282	105	18	02/90	25	25	1
10/86	1651	535	12	03/90	196	196	2
11/86	641	391	17	04/90	216	94	7
12/86	82	82	8	05/90	244	156	23
01/87	726	285	31	06/90	335	115	14
02/87	380	156	25	07/90	64	64	28
03/87	126	43	20	08/90	411	276	25
04/87	0	0	R	10/90	1506	357	11
05/87	22	22	25	11/90	419	167	9
06/87	61	61	14	12/90	202	125	18
07/87	125	65	20	01/91	612	252	25

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
08/87	44	28	27	02/91	635	289	2
09/87	536	536	30	03/91	1075	425	23
10/87	2150	455	3	04/91	100	76	16
11/87	471	325	7	05/91	319	246	8
12/87	607	213	13	06/91	0	0	R
01/88	712	400	17	07/91	53	28	2
02/88	0	0	R	08/91	592	525	31
03/88	0	0	R	10/91	433	185	26
04/88	1580	482	4	11/91	875	655	29
06/88	759	625	9	12/91	773	456	1

### L'AMETLLA DE MAR "Central"

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
01/79	1327	480	8	07/81	140	100	26
02/79	42	25	21	08/81	100	65	22
03/79	300	182	15	09/81	360	180	23
04/79	172	55	30	10/81	80	80	2
05/79	146	146	20	11/81	0	0	R
06/79	690	375	14	12/81	165	75	28
07/79	48	20	1	01/82	480	430	18
08/79	32	20	16	02/82	1330	680	15
09/79	540	530	19	03/82	795	400	31
10/79	1320	500	26	04/82	602	290	16
11/79	100	100	14	05/82	506	380	31
12/79	0	0	R	06/82	190	100	10
01/80	132	78	9	07/82	425	240	30
02/80	550	170	21	08/82	748	450	30
03/80	150	110	22	09/82	760	660	3
04/80	252	106	15	10/82	2225	1310	21
05/80	482	305	13	11/82	478	220	26
06/80	303	100	9	12/82	20	20	23
07/80	55	55	8	01/83	0	0	R
08/80	166	150	27	02/83	82	55	26
09/80	147	90	9	04/83	142	48	21
10/80	5	5	17	05/83	0	0	R
11/80	1666	1180	4	06/83	214	165	20
12/80	0	0	R	08/83	1033	490	23
01/81	129	95	12	09/83	840	820	1
02/81	620	560	11	10/83	79	67	14
03/81	215	155	15	11/83	808	170	6

DADES CLIMÀTIQUES

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
04/81	2075	950	3	12/83	317	175	16
05/81	240	150	10	01/84	0	0	R
06/81	1775	950	27	02/84	333	120	14

**DELTEBRE "La Cava"**

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
01/84	0	0	R	01/86	45	32	28
02/84	301	115	28	02/86	230	142	14
03/84	883	370	13	03/86	402	402	13
04/84	150	145	14	04/86	344	110	5
05/84	952	392	14	05/86	351	350	28
06/84	119	48	5	06/86	0	0	R
07/84	0	0	R	07/86	172	92	25
09/84	141	85	8	08/86	406	225	11
10/84	207	151	26	09/86	358	142	18
11/84	838	395	13	10/86	2642	810	13
12/84	150	120	8	12/86	145	120	8
01/85	298	204	5	01/87	915	259	30
02/85	162	72	9	02/87	327	181	25
03/85	221	165	12	03/87	45	27	10
04/85	195	90	24	04/87	53	50	3
05/85	908	370	16	05/87	229	170	16
06/85	25	25	1	06/87	0	0	R
07/85	900	900	29	07/87	454	261	20
08/85	0	0	R	08/87	143	55	7
09/85	1861	1310	26	10/87	1720	760	1
10/85	1857	945	24	11/87	549	394	8
11/85	575	200	11	12/87	955	340	3
12/85	0	0	R				

**DELTEBRE "Parc Natural"**

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
07/86	351	141	15	04/89	300	115	25
08/86	674	448	11	06/89	60	25	2
09/86	252	164	12	07/89	P	P	R
10/86	1850	467	2	09/89	1605	350	18
11/86	537	402	17	10/89	360	340	18
12/86	156	100	8	01/90	185	45	4

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
01/87	663	205	22	03/90	P	P	8
03/87	82	75	21	04/90	135	60	2
04/87	10	10	4	05/90	645	595	23
05/87	215	145	16	06/90	915	625	14
06/87	0	0	R	07/90	15	15	28
08/87	130	110	10	08/90	10	10	12
10/87	1980	780	5	10/90	2015	590	7
12/87	635	170	4	11/90	2015	590	7
02/88	0	0	R	12/90	155	130	18
03/88	0	0	R	01/91	625	385	26
05/88	266	110	2	02/91	665	310	3
06/88	590	300	8	03/91	890	390	24
07/88	35	35	1	04/91	160	90	17
08/88	25	25	17	05/91	240	210	8
11/88	1185	565	4	07/91	P	P	2
12/88	35	35	1	08/91	105	95	9
01/89	230	110	31	11/91	650	640	30
03/89	355	250	19	12/91	1075	610	14

### EL PERELLÓ

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
01/86	47	20	29	03/87	81	33	10
02/86	246	145	14	04/87	15	15	3
03/86	535	535	13	05/87	222	156	16
04/86	402	200	6	06/87	50	31	14
05/86	134	98	28	07/87	216	80	24
06/86	10	10	17	08/87	37	21	7
07/86	169	97	9	09/87	207	87	30
08/86	379	282	27	10/87	4370	1872	1
09/86	305	120	19	11/87	601	291	7
10/86	2013	403	16	12/87	787	284	4
11/86	505	225	17	01/88	940	526	17
12/86	134	100	8	02/88	0	0	R
01/87	768	257	30	03/88	0	0	R
02/87	390	170	25	04/88	1700	403	4
05/88	147	55	26	01/90	403	320	3
06/88	1070	737	8	02/90	0	0	R
07/88	96	50	19	03/90	0	0	R
08/88	21	21	16	07/90	42	42	28
09/88	148	65	29	08/90	264	115	30

DADES CLIMÀTIQUES

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
10/88	129	40	20	10/90	1449	360	22
11/88	971	545	3	11/90	213	94	10
12/88	0	0	R	12/90	182	102	18
01/89	121	68	31	01/91	564	300	25
02/89	1020	536	8	02/91	692	351	2
03/89	584	264	30	03/91	1378	580	23
04/89	607	225	3	04/91	173	119	16
05/89	525	363	25	05/91	291	115	7
06/89	3	3	8	06/91	0	0	
07/89	16	15	20	07/91	22	14	2
08/89	473	200	5	08/91	892	695	31
09/89	2175	860	19	09/91	671	230	3
10/89	116	84	18	10/91	411	162	31
11/89	1742	608	16	12/91	1243	472	1
12/89	838	501	27				

TORTOSA "Observatori de l'Ebre"

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
01/80	132	43	8	10/82	1814	1197	21
02/80	1193	490	22	11/82	382	176	6
03/80	97	66	21	12/82	38	18	10
04/80	297	134	14	01/83	0	0	R
05/80	625	279	12	02/83	92	43	25
06/80	266	67	8	03/83	134	91	24
07/80	52	20	16	04/83	196	126	25
08/80	178	93	26	05/83	0	0	R
09/80	169	137	8	06/83	619	285	19
10/80	9	5	24	07/83	31	20	3
11/80	775	341	4	08/83	1237	507	22
12/80	13	7	19	09/83	1	1	20
01/81	78	57	11	10/83	21	12	14
02/81	578	513	10	11/83	2066	642	16
03/81	84	39	30	12/83	153	116	16
04/81	1327	343	21	01/84	P	P	19
05/81	346	207	9	02/84	298	104	28
06/81	710	374	26	03/84	603	274	13
07/81	234	171	23	04/84	53	13	29
08/81	38	22	1	05/84	1203	370	14
09/81	562	400	22	06/84	139	36	21
10/81	105	95	1	07/84	5	5	3
11/81	1	1	18	08/84	129	92	16

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
12/81	222	65	26	09/84	186	115	28
01/82	766	265	18	10/84	128	82	26
02/82	694	288	15	11/84	1150	561	13
03/82	707	336	31	12/84	146	117	8
04/82	520	232	16	01/85	206	97	5
05/82	561	330	30	02/85	265	122	11
06/82	89	38	10	03/85	172	59	21
07/82	537	275	13	04/85	268	103	25
08/82	535	375	27	05/85	664	198	27
09/82	459	367	3				

## XERTA

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
01/86	115	60	29	01/89	103	50	31
02/86	320	160	20	02/89	530	135	25
03/86	330	315	13	03/89	390	170	30
04/86	410	220	25	04/89	850	340	24
05/86	185	120	26	05/89	203	85	25
06/86	30	30	17	06/89	25	25	25
07/86	115	100	25	07/89	20	20	20
09/86	325	220	18	08/89	915	850	5
10/86	2005	590	1	09/89	1475	490	22
11/86	350	120	17	10/89	40	40	27
12/86	145	110	8	11/89	2018	645	16
01/87	520	180	30	12/89	805	390	26
02/87	265	115	25	01/90	170	120	2
03/87	45	30	21	02/90	15	10	20
04/87	30	15	2	03/90	10	10	8
05/87	420	190	16	04/90	102	50	1
06/87	245	160	14	05/90	335	190	23
07/87	65	40	18	06/90	460	250	13
08/87	370	220	27	07/90	240	240	28
09/87	115	55	3	08/90	157	90	30
10/87	2155	550	4	09/90	448	200	25
11/87	680	320	7	10/90	1540	490	11
12/87	580	215	2	11/90	560	240	9
01/88	1005	580	17	12/90	135	70	18
02/88	10	10	6	01/91	265	115	25
03/88	0	0	R	02/91	595	405	2
04/88	1705	610	4	03/91	715	390	23
05/88	345	85	16	04/91	85	30	4

DADES CLIMÀTIQUES

---

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
06/88	1045	360	9	05/91	185	100	7
07/88	90	75	19	06/91	115	60	21
08/88	8	5	31	07/91	30	15	2
09/88	70	60	30	08/91	88	40	10
10/88	1068	530	18	10/91	675	430	26
11/88	500	260	3	11/91	495	370	29
12/88	0	0	R	12/91	463	310	1



## 2. ESTACIONS METEOROLÒGIQUES DEL MONTSIÀ

## AMPOSTA

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
02/86	130	100	14	12/88	0	0	R
03/86	160	160	13	01/89	240	170	31
04/86	220	90	6	02/89	250	60	6
05/86	420	420	28	03/89	1130	640	30
06/86	30	30	17	04/89	575	165	3
07/86	145	95	25	05/89	820	400	24
08/86	300	200	11	06/89	170	80	8
09/86	280	90	18	07/89	30	30	20
10/86	2000	660	1	08/89	180	90	5
11/86	460	320	17	09/89	1660	640	10
12/86	100	70	8	10/89	10	10	12
02/87	420	160	25	01/90	641	503	3
03/87	70	70	11	03/90	18	12	8
04/87	0	0	R	04/90	234	120	1
05/87	240	240	16	05/90	250	158	22
06/87	0	0	R	06/90	889	740	13
07/87	450	350	23	07/90	122	122	28
08/87	290	130	7	08/90	1461	1200	30
09/87	170	110	29	09/90	292	159	25
10/87	2260	990	1	10/90	1555	342	11
11/87	1470	980	8	11/90	703	352	9
12/87	410	140	13	12/90	146	78	18
01/88	700	440	17	01/91	85	68	22
02/88	0	0	R	02/91	1079	698	2
03/88	0	0	R	03/91	815	369	23
04/88	1500	580	4	04/91	277	207	16
05/88	280	150	26	05/91	36	20	2
06/88	500	170	17	06/91	84	69	10
07/88	20	20	19	07/91	59	40	2
08/88	20	20	16	08/91	259	210	31
09/88	60	50	30	10/91	887	620	4
10/88	110	60	14	11/91	655	512	29
11/88	1170	610	3	12/91	720	241	1

**AMPOSTA "Agronòmica"**

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
02/72	133	41	2	06/74	215	180	8
03/72	344	191	12	07/74	110	110	14
04/72	364	279	30	09/74	30	30	5
05/72	518	239	2	10/74	105	90	5
06/72	1127	460	14	11/74	55	55	18
10/72	1969	650	19	12/74	70	50	23
11/72	140	50	27	01/75	17	17	21
01/73	67	28	25	02/75	474	274	6
03/73	45	45	16	03/75	675	320	10
06/73	1130	730	6	04/75	227	130	4
07/73	90	80	28	05/75	2247	840	28
08/73	655	590	24	06/75	632	420	10
11/73	370	180	5	07/75	135	135	27
12/73	660	580	25	08/75	475	400	31
02/74	140	80	16	09/75	750	355	16
03/74	2615	1070	25	01/76	0	0	
04/74	1020	420	28	02/76	121	47	4
05/74	805	610	25				

**AMPOSTA "Col.legi Soriano"**

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
01/84	P	P	19	04/85	480	275	21
02/84	352	147	28	05/85	380	145	16
03/84	734	410	13	01/86	16	7	29
04/84	165	99	29	02/86	157	70	14
05/84	1229	552	14	03/86	212	186	13
06/84	141	41	21	04/86	386	130	19
10/84	139	59	26	05/86	509	410	28
11/84	804	387	13	06/86	25	25	17
12/84	29	11	8	09/86	78	78	30
01/85	221	95	5	10/86	2378	670	12
02/85	90	47	11	11/86	495	327	17
03/85	102	75	12	01/87	956	288	21

**AMPOSTA "Erms-Salats"**

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
-------------	--------------	-----------------	--------------	-------------	--------------	-----------------	--------------

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
01/86	35	35	27	03/89	510	230	17
02/86	120	75	14	04/89	340	220	24
03/86	90	90	13	05/89	475	240	13
04/86	115	70	6	06/89	0	0	R
05/86	760	670	28	07/89	0	0	R
06/86	0	0	R	08/89	197	150	5
07/86	200	80	25	09/89	1500	470	20
08/86	210	130	11	10/89	550	520	18
09/86	125	60	30	11/89	1835	890	16
10/86	1190	300	11	12/89	500	230	26
11/86	500	450	17	01/90	740	470	3
01/87	765	230	22	04/90	130	70	2
02/87	300	140	18	05/90	180	180	23
03/87	60	40	11	06/90	310	150	21
04/87	35	35	8	07/90	0	0	R
06/87	0	0	R	08/90	240	220	25
12/87	425	155	11	09/90	380	240	15
02/88	0	0	R	10/90	1860	630	8
03/88	0	0	R	11/90	480	300	6
04/88	770	510	4	12/90	60	60	16
05/88	95	50	24	02/91	670	430	2
06/88	555	290	8	03/91	935	500	23
07/88	0	0	R	04/91	140	90	16
08/88	45	45	18	05/91	230	230	8
09/88	190	150	10	07/91	54	54	28
10/88	205	110	15	08/91	90	70	31
11/88	1345	700	3	10/91	785	630	4
12/88	0	0	R	11/91	520	510	30
01/89	195	60	6	12/91	580	270	3
02/89	302	180	10				

DADES CLIMÀTIQUES

**GODALL**

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
01/86	P	P	30	01/89	310	310	31
02/86	P	P	28	03/89	950	400	30
03/86	40	40	13	04/89	445	225	24
04/86	350	270	6	05/89	1345	915	24
05/86	520	420	28	06/89	0	0	R
06/86	P	P	29	07/89	0	0	R
07/86	220	140	25	08/89	430	390	5
08/86	70	40	27	09/89	2195	710	10
09/86	480	240	18	10/89	0	0	R
10/86	1375	700	12	11/89	2090	800	16
11/86	550	450	17	12/89	2690	1020	26
12/86	60	60	8	01/90	305	150	12
02/87	360	260	15	04/90	350	260	1
03/87	40	40	11	05/90	120	70	24
04/87	0	0	R	06/90	380	380	13
05/87	300	300	16	07/90	P	P	28
06/87	0	0	R	08/90	1500	1090	31
07/87	220	150	15	09/90	940	350	1
08/87	410	240	6	10/90	2105	555	7
09/87	140	140	29	11/90	660	310	6
10/87	2220	770	1	12/90	150	150	18
02/88	0	0	R	01/91	745	450	25
03/88	0	0	R	02/91	1570	640	3
07/88	0	0	R	04/91	95	71	17
08/88	0	0	R	05/91	0	0	R
09/88	P	P	30	07/91	P	P	28
10/88	270	140	15	08/91	260	260	31
11/88	1585	650	12	10/91	677	345	4
12/88	0	0	R	11/91	880	830	29
				12/91	1219	525	3

## MAS DE BARBERANS

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
01/86	225	85	30	02/89	520	195	25
02/86	405	155	14	03/89	1150	670	30
03/86	565	550	13	05/89	2100	1235	26
04/86	608	185	7	06/89	75	75	2
05/86	1015	560	28	07/89	20	20	20
06/86	0	0	R	08/89	210	210	5
07/86	240	185	25	09/89	2500	550	4
09/86	1100	565	19	10/89	240	200	17
10/86	1255	465	16	11/89	1355	660	26
11/86	635	360	17	12/89	2370	590	26
12/86	165	100	13	01/90	545	385	3
02/87	530	195	26	02/90	10	10	1
03/87	170	120	10	04/90	470	350	1
04/87	0	0	R	05/90	555	325	23
05/87	295	215	16	06/90	920	700	13
06/87	385	255	14	07/90	155	155	28
07/87	1465	820	23	08/90	750	415	30
08/87	1050	610	6	09/90	630	330	8
09/87	880	645	2	10/90	3545	970	1
11/87	1205	950	7	11/90	345	190	6
12/87	810	300	3	12/90	200	200	18
03/88	0	0	R	01/91	340	120	23
04/88	3020	650	2	02/91	1770	1160	2
05/88	1020	290	12	03/91	1120	560	23
06/88	965	205	8	04/91	1000	560	16
07/88	0	0	R	05/91	215	165	9
08/88	0	0	R	06/91	120	120	10
09/88	120	120	30	07/91	30	30	25
10/88	1385	650	16	08/91	400	335	31
11/88	1940	530	3	10/91	405	275	4
12/88	70	70	1	11/91	1260	980	29
01/89	375	290	31	12/91	1155	520	3

DADES CLIMÀTIQUES

SANTA BÀRBARA

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
01/86	22	9	29	01/89	249	171	31
02/86	174	92	14	02/89	281	61	7
03/86	149	126	13	03/89	948	614	30
04/86	608	262	6	04/89	660	241	25
05/86	599	557	28	05/89	999	628	25
06/86	32	27	17	06/89	86	69	2
07/86	142	103	25	07/89	4	4	1
08/86	427	175	11	08/89	341	167	5
09/86	345	142	18	09/89	1410	312	10
10/86	2497	766	1	10/89	92	65	18
11/86	638	328	17	11/89	2154	793	29
12/86	101	67	8	12/89	1540	482	26
01/87	1163	323	22	01/90	340	208	3
02/87	384	151	25	02/90	4	4	20
03/87	72	59	10	03/90	27	14	31
04/87	25	17	8	04/90	158	72	1
05/87	283	229	16	05/90	137	81	23
06/87	9	9	6	06/90	496	446	13
07/87	484	312	23	07/90	87	87	28
08/87	289	134	7	08/90	388	314	30
09/87	31	19	29	09/90	464	197	15
10/87	2041	724	1	10/90	1706	352	11
11/87	947	435	8	11/90	486	217	6
12/87	625	173	11	12/90	115	52	18
01/88	808	463	17	01/91	151	123	26
02/88	P	P	22	02/91	526	286	3
03/88	0	0	R	03/91	550	176	23
04/88	1856	533	4	04/91	359	238	16
06/88	878	194	26	05/91	322	216	8
07/88	17	17	23	06/91	35	35	10
08/88	16	13	16	07/91	33	17	2
09/88	132	132	30	08/91	200	93	31
10/88	321	108	15	10/91	634	384	4
11/88	1036	548	3	11/91	793	763	30
12/88	P	P	3	12/91	903	317	2

**SANT CARLES DE LA RÀPITA**

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
01/72	693	360	16	12/72	130	75	25
02/72	112	68	3	01/73	66	26	13
04/72	123	110	10	02/73	42	42	1
05/72	377	260	3	03/73	121	75	24
06/72	962	488	10	04/73	399	251	22
07/72	6	6	26	06/73	1155	630	8
09/72	5122	3070	20	12/76	160	48	6
11/72	336	121	1	05/77	477	123	1

**LA SÈNIA "Mont la Fou"**

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
01/69	565	193	30	06/70	337	133	5
02/69	486	308	28	07/70	68	40	11
03/69	406	80	3	08/70	64	62	22
04/69	2098	425	28	09/70	325	325	15
05/69	207	45	28	10/70	759	317	10
06/69	464	145	23	11/70	296	191	7
07/69	56	14	26	12/70	567	240	9
08/69	60	36	3	01/71	121	58	19
09/69	1792	543	29	02/71	124	68	15
10/69	3937	1711	5	03/71	687	205	13
11/69	237	102	21	04/71	1233	670	22
12/69	119	52	26	10/71	1517	940	7
01/70	566	131	6	11/71	1670	660	8
02/70	11	6	1	12/71	3242	1960	4
03/70	137	91	14	01/72	664	240	16
04/70	108	107	7	01/73	11	11	12
05/70	823	290	8				

DADES CLIMÀTIQUES

---

ULLDECONA

MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX	MES/ ANY	PRE TOTAL	PREMAX 1 DIA	DIA 1 MAX
01/67	222	147	10	01/69	663	274	30
02/67	388	240	15	02/69	404	275	28
03/67	319	162	10	03/69	511	243	3
04/67	693	293	26	04/69	2454	795	28
05/67	271	182	17	05/69	207	103	18
06/67	37	37	4	06/69	184	92	13
07/67	0	0	R	07/69	136	93	7
08/67	243	155	4	08/69	73	73	30
09/67	196	97	30	09/69	912	530	12
10/67	1000	486	21	10/69	3436	1092	5
11/67	1779	846	8	11/69	110	63	20
01/68	P	P	9	12/69	427	178	26
02/68	300	176	23	01/72	885	291	16
03/68	1429	814	8	03/72	707	320	14
04/68	133	78	14	04/72	206	125	30
05/68	719	543	24	05/72	498	375	2
06/68	1107	432	18	06/72	1146	452	10
07/68	0	0	R	07/72	137	72	29
08/68	557	187	18	08/72	299	106	13
09/68	3	3	14	09/72	3092	878	22
10/68	P	P	R	10/72	1597	532	20
11/68	662	305	28	11/72	418	265	2
12/68	298	260	7	12/72	137	65	29



**ULLDECONA "Els Valentins"**

<b>MES/ ANY</b>	<b>PRE TOTAL</b>	<b>PREMAX 1 DIA</b>	<b>DIA 1 MAX</b>	<b>MES/ ANY</b>	<b>PRE TOTAL</b>	<b>PREMAX 1 DIA</b>	<b>DIA 1 MAX</b>
<b>01/64</b>	122	74	17	<b>08/65</b>	0	0	R
<b>02/64</b>	187	73	14	<b>09/65</b>	118	85	29
<b>04/64</b>	42	39	1	<b>10/65</b>	1690	425	25
<b>05/64</b>	118	73	22	<b>01/66</b>	296	90	14
<b>06/64</b>	290	157	26	<b>02/66</b>	69	62	15
<b>08/64</b>	371	210	7	<b>03/66</b>	143	143	3
<b>09/64</b>	459	245	29	<b>04/66</b>	217	124	27
<b>10/64</b>	407	320	1	<b>05/66</b>	339	115	18
<b>11/64</b>	249	125	7	<b>06/66</b>	115	62	8
<b>02/65</b>	587	357	22	<b>07/66</b>	370	370	26
<b>03/65</b>	204	155	11	<b>08/66</b>	73	60	30
<b>04/65</b>	223	210	6	<b>09/66</b>	22	22	28
<b>05/65</b>	328	192	29	<b>10/66</b>	1175	445	10
<b>06/65</b>	48	48	2	<b>11/66</b>	95	80	8
<b>07/65</b>	200	100	18	<b>12/66</b>	0	0	R



## ANNEX Núm:2

## ALTRES ESPECIFICACIONS METODOLÒGIQUES

### I. DISTRIBUCIÓ TEÒRICA I MÈTODE DE GUMBEL

#### 1. DISTRIBUCIÓ DE VALORS EXTREMS

##### 1.1. Mètode de Gumbel

###### 1.1.1. Conceptes previs

La distribució de Gumbel ha estat utilitzada amb bons resultats per a valors extrems independents de variables meteorològiques i pareix ajustar-se prou bé als valors màxims de la precipitació en diferents intervals de temps i després de molts anys d'ús sembla també confirmar-se la seva utilitat en els problemes pràctics d'enginyeria de dimensionament de xarxes de drenatge, infraestructura viària i diverses obres hidràuliques. En el nostre llibre, s'ha emprat per a l'estudi dels períodes de retorn dels vents màxims absoluts anuals i de les precipitacions màximes enregistrades en 24 hores.

Si  $n$  és el número anual de valors diaris independents d'un cert element meteorològic o hidrològic i  $E_x$  el número mitjà anual de valors diaris que excedeixen el valor  $x$ , la probabilitat de què un valor diari sigui superior a  $x$  és:  $E_x/n$ , mentre que la probabilitat de què sigui menor serà, com resulta prou palès, la complementària:  $1-(E_x/n)$ .

La probabilitat  $p = F(x)$ , expressada en tant per un, de què el màxim anual sigui menor que  $x$  vindrà donada per:  $F(x)=(1-E_x/n)^n$ , i si  $n$  és suficientment gran, aleshores:  $F(x) \rightarrow e^{-E_x}$ , ja que es tractaria d'un límit indeterminat del tipus:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F(x) = \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{E_x}{n}\right)^n = 1^\infty \text{ (Euler)} = e^{\lim_{n \rightarrow \infty} n \left(-\frac{E_x}{n}\right)} = e^{-E_x},$$

com es volia demostrar.

Si es fa:  $y = -\ln E_x$ , es té:  $F(x) = e^{-e^{-y}}$ , ja que també:

$$-y = \ln E_x \quad ; \quad E_x = e^{-y}.$$

$y$  és la variable reduïda,  $y = -\ln \ln[1/F(x)]$ , i  $e$  la base dels logaritmes neperians o naturals, tal com ja hem vist a l'epígraf corresponent d'aquest mateix treball.

En l'aplicació de la teoria dels valors extrems sol expressar-se la probabilitat en termes del **període de retorn o de recurrència**  $T(x)$ , que per a un valor particular d' $x$  és "l'interval mitjà, expressat en anys, en què el valor extrem assoleix o supera a  $x$  una sola vegada". La relació entre la probabilitat:  $p = F(x)$  i el període de retorn:  $n = T(x)$  ve donada per l'expressió:

$$T(x) = 1/[1 - F(x)] \quad , \quad \text{o sia, } n = 1/(1-p)$$

El període de retorn així definit no és pas el mateix que "l'interval mitjà entre ocurrencies de valors màxims iguals o superiors a  $x$ ,  $T_1(x)$ ", ja que en aquestes series, anomenades de **durada parcial**, no es considera l'any que s'han enregistrat aquests valors màxims, podent haver alguns amb dos o més i altres sense cap.

Segons SEELYE,  $T$  i  $T_1$ , estan relacionades per l'equació:

$$(1/T_1) \ln T = \ln (T-1)$$

En algunes aplicacions pot ésser convenient emprar  $T_1(x)$ , encara que la diferència entre  $T_1$  i  $T$  és molt petita i tendeix ràpidament cap a 1/2 quan  $T$  augmenta.

La variable reduïda ve donada per l'expressió:

$$y = \alpha (x - u)$$

essent  $\alpha$  i  $u$  paràmetres que poden calcular-se a partir de la sèrie de valors extrems  $x$ .

Per estimar aquests paràmetres poden utilitzar-se diferents mètodes, si bé per al present estudi s'ha adoptat el de l'ajust regressional pel mètode dels **mínims quadrats ordinaris**. També es descriurà i aplicarà el de **probabilitat màxima** de FISHER que, encara que s'acostuma a considerar com el millor per trobar els paràmetres, no s'utilitza generalment ja que requereix uns càlculs bastant complicats i laboriosos.

### 1.1.2. Ajust per mínims quadrats ordinaris

Per veure, *a priori*, si la sèrie de valors màxims anuals s'ajusta a la distribució teòrica de probabilitat de Gumbel, pot utilitzar-se **un paper de probabilitat extrema**. En l'eix d'abscisses es porta la freqüència acumulada o probabilitat:

$$p = F(x) = 100 \cdot m/(n+1)$$

L'escala és doble logarítmica i, com a conseqüència, lineal en  $y$ . A l'horitzontal superior figuren els períodes de retorn o de recurrència:

$$n = T(x) = 1/[1-F(x)] = 1/(1-p)$$

Per a representar una distribució de freqüències de valors extrems s'ordenen els  $n$  valors màxims anuals de menor a major, assignant al primer el valor 1, al segon el 2, etc. A l'expressió:  $100 \cdot m/(n+1)$  es donen a  $m$  els valors: 1, 2, 3, ...,  $n$ , i els obtinguts es porten sobre l'escala horitzontal. Sobre l'escala vertical es porten els corresponents valors màxims. Si els punts representatius estan relativament alineats, la distribució s'ajusta a la del tipus Gumbel, millor com més alineats estiguin.

Per al càlcul de la línia d'òptim ajust s'ha desenvolupat un mètode que és una variant del dels mínims quadrats ordinaris (CHOW). La diferència consisteix en què la suma dels quadrats de les distàncies o desviacions a la mitjana dels valors de la variable aleatòria estadística, la qual ha d'ésser mínima, no es mesura paral·lelament als eixos coordenats ( $Ox$  o  $Oy$ ) sinó paral·lelament a una línia en la qual el seu pendent és de signe oposat a la línia de millor ajust. Aquest mètode simplifica considerablement els càlculs i condueix a les relacions següents, per tal d'estimar el valor dels paràmetres  $\alpha$  i  $u$ :

$$\alpha = \frac{S_n}{S_x} \quad ; \quad u = \bar{x} - \bar{y}_n \frac{S_x}{S_n}$$

$$x = \bar{x} + \frac{y_T - \bar{y}_n}{S_n} S_x$$

on  $\bar{y}_n$  i  $S_n$  són, respectivament, la mitjana aritmètica i la desviació típica o "standard" de la variable reduïda  $y$ , obtingudes mitjançant la següent relació:

$$y = -\ln [\ln (n+1)/m]$$

i depenen solament de  $n$  (número d'anys de la sèrie).

Altrament,  $\bar{x}$  i  $S_x$  són la mitjana aritmètica i la desviació típica dels valors màxims anuals, respectivament.

## 1.2. Ajust per la probabilitat màxima (Fisher)

Es considera com el millor mètode per a l'estimació dels paràmetres, sobre tot si la mostra no és gran i/o les dades són bastant irregulars. És un mètode molt laboriós, la qual cosa limita la seva aplicació a la pràctica. Jenkinson (1955) obtingué una solució general de l'equació funcional, que és la següent:

$$x = x_0 + \gamma \cdot [(1 - e^{Ky})/K]$$

Per a  $K=0$ , s'obté la distribució de Gumbel (Fisher-Tippett, Tipus I):

$$x = x_0 + \gamma \cdot y$$

Les dades s'ordenen de menor a major i es divideixen en sixtils. Tot seguit es calculen les mitjanes d'aquests sixtils ( $w_1, w_2, w_3, w_4, w_5, w_6$ ) i després la relació:  $(w_2-w_1)/(w_6-w_5)$ . Finalment, es calcula la mitjana  $w$  i la desviació típica dels sixtils,  $S_w$ .

Si  $K=0$ , el valor de  $\bar{W}$  és 0'58 i el de  $S_w$  és 1'20.

La recta estimada s'obté ajustant la línia recta:

$$x - \bar{w} = \frac{S_w}{S_w} (w - \bar{W}) \quad \text{o sigui: } x - \bar{w} = \frac{S_w}{S_w} (w - 0'58)$$

A partir d'aquesta equació s'obtenen estimacions dels valors de  $\gamma$  i de  $x_0$ .

Per a  $K=0$ , com és el cas de que es tracta, la solució de la probabilitat màxima es calcula fent màxima la probabilitat per a la mostra donada, que s'obté multiplicant els valors de la funció de freqüència:

$$f(x) = \left| \frac{dF(x)}{dx} \right|$$

per als valors reals:  $x_1, x_2, \dots, n$ . El logaritme de la probabilitat  $L$  serà igual a:

$$L = \sum \ln f(x) = \sum \ln \left| \frac{dF(x)}{dx} \right|$$

De:  $F(x) = e^{-e^{-y}}$  i també:  $x = x_0 + \gamma y$ , es dedueix que:

$$\frac{1}{F(x)} \frac{dF(x)}{dx} = e^{-y} \frac{dy}{dx} \quad ; \quad \frac{dF(x)}{dx} = \frac{F(x)}{\gamma} e^{-y}$$

$$f(x) = \frac{e^{-e^{-y}}}{|\gamma|} e^{-y}, \quad \text{amb la qual cosa, } \ln f(x) = -\ln |\gamma| - e^{-y} - y, \quad \text{d'on:}$$

$$-L = N \ln |\gamma| + \sum y + \sum e^{-y}$$

Les sumes són per als valors de:  $y = (x-x_0)/\gamma$ , substituint  $x$  per  $x_1, x_2, \dots, x_n$ . Les estimacions de  $\gamma$ ,  $x_0$  són les que maximitzen a  $L$ , és a dir, les que minimitzen a  $-L$ .

Per aquests valors de  $\gamma$  i  $x_0$ , es té (condició necessària o de primer grau, o sia, la nul·litat del vector gradient):

$$-\frac{\partial L}{\partial \gamma} = 0 \qquad -\frac{\partial L}{\partial x_0} = 0$$

Es fàcil comprovar que:

$$-\frac{\partial L}{\partial \gamma} = \frac{R}{\gamma} \qquad \text{i} \qquad -\frac{\partial L}{\partial x_0} = \frac{P}{\gamma}$$

essent:

$$P = N - \sum e^{-y} \qquad R = N - \sum y + \sum y e^{-y}$$

Es comença per les estimacions de  $\gamma$  i  $x_0$ ; es tabulen  $y=(x-x_0)/\gamma$ ,  $e^{-y}$  i  $y \cdot e^{-y}$  i es calculen **P** i **R**. Noves estimacions:  $\hat{\gamma} = \gamma + \gamma^1$ ;  $\hat{x}_0 = x_0 + x_0^1$ , s'obtenen pel desenvolupament en sèrie de:

$$-\frac{\partial L}{\partial \gamma}(\hat{\gamma} - \gamma^1, \hat{x}_0 - x_0^1) \qquad \text{i} \qquad -\frac{\partial L}{\partial x_0}(\hat{\gamma} - \gamma^1, \hat{x}_0 - x_0^1)$$

considerant solament la primera i segona derivades parcials de **-L**, i prenent:

$$-\frac{\partial L}{\partial \gamma}(\hat{\gamma}, x_0) = -\frac{\partial L}{\partial x_0}(\hat{\gamma}, x_0) = 0, \text{ per hipòtesi.}$$

Les relacions són les següents:

$$\frac{N \gamma^1}{\gamma} = 0'65(-R) + 0'26(P)$$

$$\frac{N x_0^1}{\gamma} = 0'26(-R) + 1'11(P)$$

La matriu quadrada de segon ordre:



$$\begin{vmatrix} 0'65 & 0'26 \\ 0'26 & 1'11 \end{vmatrix} \rightarrow \begin{vmatrix} \frac{6}{\pi^2} & \frac{6}{\pi^2}(1-\gamma) \\ \frac{6}{\pi^2}(1-\beta) & 1 + \frac{6}{\pi^2}(1+\beta)^2 \end{vmatrix}$$

$$(\beta = \text{constant d'Euler} = 0'5772)$$

és la matriu variança-covariança per a les estimacions de la probabilitat màxima. Alguns d'aquests conceptes es desenvolupen a continuació.

Efectivament, la successió de terme general:

$$a_n = 1 + 1/2 + 1/3 + \dots + 1/n - \ln n$$

és decreixent i acotada, ja que:

$$a_{n+1} - a_n = 1/(n+1) - \ln(n+1)/n$$

i com:

$$1/n > \ln(1 + 1/n) > 1/(n+1)$$

és decreixent, a més:

$$\begin{aligned} a_n &= 1 + 1/2 + 1/3 + \dots + 1/n - \ln n = \\ &= 1 - \ln 1/2 + 1/2 - \ln 3/2 + \dots + 1/n - \ln(n+1)/n > 0 \end{aligned}$$

així, doncs, està acotada. És, per tant, una successió convergent; el seu límit és un nombre finit i determinat que es designa per  $\beta$  i s'anomena "constant d'Euler". Es té:

$$\begin{aligned} \beta &= \lim_{n \rightarrow \infty} a_n = \lim_{n \rightarrow \infty} (1 + 1/2 + 1/3 + \dots + 1/n - \ln n) = \\ &= 0'5772156649\dots \end{aligned}$$

Aquesta constant resulta molt útil per calcular certs límits. En qualsevol cas, el caràcter convergent de la sèrie numèrica:

$$a_n = 1 + 1/2 + 1/3 + \dots + 1/n - \ln n,$$

és perfectament demostrable, tot considerant que:

$$a_n = 1 + b_n$$

O sigui:

$$b_n = 1/2 + 1/3 + \dots + 1/n - \ln n =$$

$$= (1/2 + \ln 1 - \ln 2) + (1/3 + \ln 2 - \ln 3) + (1/4 + \ln 3 - \ln 4) + [1/n + \ln(n-1) - \ln n]$$

Notem que els termes de la sèrie:  $1/i + \ln(i-1) - \ln i$ ,  $\forall i \in (2, 3, \dots, n)$  són negatius i decreixents en valor absolut. Els canviarem de signe, amb la qual cosa obtindrem:

$$c_n = -b_n = (\ln 2 - \ln 1 - 1/2) + (\ln 3 - \ln 2 - 1/3) + (\ln 4 - \ln 3 - 1/4) + \dots + [\ln n - \ln(n-1) - 1/n]$$

La sèrie numèrica:  $\sum_{n=2}^{\infty} [\ln n - \ln(n-1) - 1/n]$  és convergent, circumstància aquesta demostrable perfectament per aplicació del criteri del *test integral*, puix que:

$$y = \ln x - \ln(x-1) - 1/x = f(x).$$

Si prenem, ara :  $\varepsilon = 1$ , tenim la integral impròpia:

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow +\infty} \int_{\varepsilon}^n f(x) dx &= \int_{\varepsilon}^{+\infty} f(x) dx = \int_1^{+\infty} \left[ \ln x - \ln(x-1) - \frac{1}{x} \right] dx = \\ &= \lim_{\alpha \rightarrow +\infty} \left[ x \cdot \ln x - x - (x-1) \ln(x-1) + (x-1) - \ln x \right]_1^{\alpha} = \\ &= \lim_{\alpha \rightarrow +\infty} [\alpha \ln \alpha - \alpha - (\alpha-1) \ln(\alpha-1) + (\alpha-1) - \ln \alpha + 1] = \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \lim_{\alpha \rightarrow +\infty} [\ln \alpha(\alpha - 1) - \ln(\alpha - 1)(\alpha - 1)] = \\
&= \lim_{\alpha \rightarrow +\infty} [(\alpha - 1) \ln \alpha - (\alpha - 1) \ln(\alpha - 1)] = \\
&= \lim_{\alpha \rightarrow +\infty} (\alpha - 1) [\ln \alpha - \ln(\alpha - 1)] = \\
&= \lim_{\alpha \rightarrow +\infty} \ln \left( \frac{\alpha}{\alpha - 1} \right)^{\alpha - 1} = \lim_{\alpha \rightarrow +\infty} \ln \left( 1 + \frac{1}{\alpha - 1} \right)^{\alpha - 1} = \\
&= \ln e = 1
\end{aligned}$$

i la integral existeix.

En conseqüència  $c_n$  és convergent, i  $b_n$  i  $a_n$  també ho són, tal com hom volia demostrar.

Les noves estimacions per a  $\gamma$  i  $x_0$  són les següents:

$$\hat{\gamma} = \gamma + \gamma^1 \quad ; \quad \hat{x}_0 = x_0 + x_0^1$$

Es repeteix el procés partint d'aquests nous valors. Generalment, dos passos són suficients per tal de resoldre exitosament el problema plantejat.

## 2. CONSIDERACIONS SOBRE L'ÚS DEL MÈTODE DE GUMBEL A L'ESTUDI DE LES PRECIPITACIONS MÀXIMES

Quant a les limitacions del mètode de Gumbel, fins aquí estudiat, evidentment no existeix una base teòrica per a decidir "a priori" quina distribució haurà d'emprar-se per a l'anàlisi de les pluges màximes, ja que no es coneix la forma exacta de la distribució de freqüències de les precipitacions de durada  $t$ , a partir de la qual se seleccionen els màxims.

S'aconsella representar els màxims anyals sobre un paper de probabilitat extrema i si els punts marcats estan més o menys alineats, pot suposar-se raonablement que les dades de l'estació meteorològica en qüestió s'ajusten prou bé a la distribució teòrica de probabilitat. Quan els punts mostren una determinada curvatura, es planteja la qüestió de decidir si la manca d'alineació és deguda a la mostra escollida, que no és representativa del règim pluviomètric de l'estació en un llarg període de temps, o bé si

existeix algun factor microclimàtic local que influeix notòriament en la distribució de freqüències de la pluja. La planura del Delta de l'Ebre, que participa de les dues comarques del nostre estudi gairebé a parts iguals (Baix Ebre i Montsià), v.gr., és un clar exemple de microclima.

El mètode de Gumbel és atraient per la seva relativa senzillesa, sobre tot a l'emprar un gran volum de dades com succeeix al present estudi. Ha estat utilitzat extensivament en molts països, particularment en treballs hidrològics, i la justificació principal del seu ús és que en estar sotmès a prova, en nombroses ocasions, ha donat resultats satisfactoris a la pràctica. Per això també hem decidit aplicar-ho al nostre cas.

Per a l'aplicació del mètode a la sèrie de valors màxims anuals de la precipitació en diferents intervals de temps i per a diferents períodes de retorn o recurrència, s'ha emprat la fórmula següent:

$$x_T = \bar{x} + \frac{y_T - \bar{y}_n}{S_n} S_x$$

a la qual:

$\bar{x}$ , mitjana de les precipitacions màximes anuals.

$y_T$ , variable reduïda per a un període de retorn de **T** anys.

$\bar{y}_n$  i  $S_n$ , mitjana aritmètica i desviació típica de la variable reduïda **y**, per a una sèrie de **n** anys, respectivament.

$S_x$ , error típic dels màxims anuals [no es pren la desviació típica o "standard", ja que l'error típic de la estimació (SE) es considera més representatiu, particularment per a les sèries més curtes]. Tanmateix, a l'estudi dels vents extrems, sí hem considerat aquesta desviació típica o quadràtica mitjana.

### 3. FÓRMULES D'ALÇADA-DURACIÓ-FREQUÈNCIA

La majoria de les fórmules d'alçada-duració-freqüència de la precipitació, utilitzades en hidrologia aplicada, són casos particulars de la fórmula general següent:

$$x_{t,T} = a \cdot t(t + c)^{-b} F(T, t) \quad (1)$$

on:

$x_{t,T}$ , és la pluja de duració  $t$  (hores) amb període de retorn  $T$ .

$a$ ,  $b$  i  $c$  són coeficients que cal trobar per a cada localitat geogràfica.

$F(T,t)$  és l'anomenada "funció de freqüència".

Amb els valors obtinguts aplicant la distribució de Gumbel a les estacions en les quals es disposa de dades de precipitació màximes en intervals de 10 minuts a 72 hores, es tracta ara d'analitzar la possibilitat d'emprar la fórmula anterior i de determinar els coeficients  $a$ ,  $b$  i  $c$  per a les diferents localitats de la regió de l'Ebre, objecte del nostre estudi. Així:

$$x_{t,T} = \bar{x}_t + \frac{y_T - \bar{y}_n}{S_n} S_x = \bar{x}_t [1 + K(T,n) V_t]$$

$$K(T, n) = \frac{y_T - \bar{y}_n}{S_n} \quad i \quad V_t = \frac{S_x}{\bar{x}_t} = CV$$

Aquest darrer és el coeficient de variació de Pearson (que és una mesura de dispersió relativa de la corresponent distribució de freqüències).

Si la fórmula general (1) és adequada per representar els valors de la precipitació màxima a una estació concreta, serà també possible determinar uns certs coeficients  $a$ ,  $b$  i  $c$  tals que els valors d' $x_t$  s'ajustin a l'equació:

$$y = a \cdot t(t + c)^{-b}$$

Si l'ajust és suficientment bo, la "funció de freqüència"  $F(T,t)$  prendrà la configuració matemàtica:

$$1 + K(T, n) V_t$$

Per a  $c=0$ , si es porta sobre paper logarítmic l'equació:

$$y = a \cdot t^{1-b} \quad (2)$$

es redueix a una línia recta de pendent  $(1-b)$ , ja que:

$$\log y = \log a + (1-b) \log t \quad ,$$

obtinguda prenent logaritmes decimals o neperians a l'expressió (2) anterior.

Si  $c$  és positiu (negatiu) la corba es troba per baix (pel damunt) de la línia recta, aproximant-se a ella asimptòticament en augmentar el valor de  $t$ .

## II. LA PROVA DEL TXI-QUADRAT

### 1. FREQUÈNCIES OBSERVADES I TEÒRIQUES

A diferents parts del nostre estudi (vegem. v. gr., l'epígraf 2.6.) es recorre a l'ús de la distribució teòrica de probabilitat "txi-quadrat" amb l'objectiu de contrastar certes hipòtesis d'interès.

Com ja s'ha vist molt cops, els resultats obtinguts de les mostres d'una població o univers no sempre concorden exactament amb els resultats teòrics estimats, segons les regles de probabilitat. Per exemple, encara que les consideracions teòriques basades en l'equiprobabilitat laplaciana (*a priori*) o bé en la probabilitat freqüencialista de Von Mises (*a posteriori*) ens portin a esperar d'obtenir 50 cares y 50 creus quan es llença a l'aire 100 cops una moneda ben feta, és rar que s'obtinguin exactament aquests resultats.

Suposem ara que, a una determinada mostra, s'observen una sèrie de possibles successos:  $E_1, E_2, E_3, \dots, E_k$  (veure la taula següent) que passen amb freqüències:  $o_1, o_2, o_3, \dots, o_k$ , anomenades *freqüències observades* i que, segons les regles de probabilitat, s'espera que ocorrexin amb freqüències:  $e_1, e_2, e_3, \dots, e_k$ , anomenades *freqüències teòriques o esperades*.

**QUADRE A2-1**  
FREQUÈNCIA OBSERVADA I ESPERADA  
DE LA PROVA DEL TXI-QUADRAT

SUCCESSOS	$E_1$	$E_2$	$E_3$	...	$E_k$
Freqüència observada	$o_1$	$o_2$	$o_3$	...	$o_k$
Freqüència esperada	$e_1$	$e_2$	$e_3$	...	$e_k$

Sovint es desitja saber si les freqüències observades difereixen significativament de les freqüències esperades. Per al cas en què solament són possibles dos successos:  $E_1$  i  $E_2$  (sovint anomenat *dicotomia o classificació dicotòmica*), com, per exemple, cares i creus, defectuós o no defectuós, blanc i negre, etc., el problema queda resolt satisfactòriament amb els mètodes clàssics. En aquest apartat aclaridor, es considera el problema general.

## 2. DEFINICIÓ DE $\chi^2$

Una mesura de la discrepància o divergència existent entre les freqüències realment observades i les esperades o teòriques, és la subministrada per l'estadígraf  $\chi^2$  de Pearson, donada per l'expressió:

$$\chi^2 = \frac{(o_1 - e_1)^2}{e_1} + \frac{(o_2 - e_2)^2}{e_2} + \dots + \frac{(o_k - e_k)^2}{e_k} = \sum_{j=1}^k \frac{(o_j - e_j)^2}{e_j} \quad (1)$$

on si el total de freqüències és N, tindrem:

$$\sum o_j = \sum e_j = N \quad (2)$$

Una explicació equivalent a (1) és la següent:

$$\chi^2 = \sum \frac{o_j^2}{e_j} - N \quad (3)$$

Si  $\chi^2 = 0$ , les freqüències observades i les teòriques concorden exactament; mentre que si  $\chi^2 > 0$ , no coincideixen exactament. A valors majors de  $\chi^2$ , majors són també les discrepàncies entre les freqüències observades i les estimades.

La distribució mostral de  $\chi^2$  s'aproxima molt estretament a la distribució teòrica de probabilitat txi-quadrat, de configuració analítica:

$$Y = Y_0 (\chi^2)^{\frac{1}{2}(v-2)} \cdot e^{-\frac{1}{2}\chi^2} = Y_0 \chi^{v-2} \cdot e^{-\frac{1}{2}\chi^2} \quad (4)$$

si les freqüències estimades són almenys iguals a 5; l'aproximació millora per a valors superiors. Aquí v és el nombre de graus de llibertat,  $Y_0$  és una constant que depèn de v amb la qual cosa l'àrea total sota la corba val 1 (probabilitat total). Algunes distribucions  $\chi^2$ , corresponents a diferents valors de v, es mostren a la següent figura:



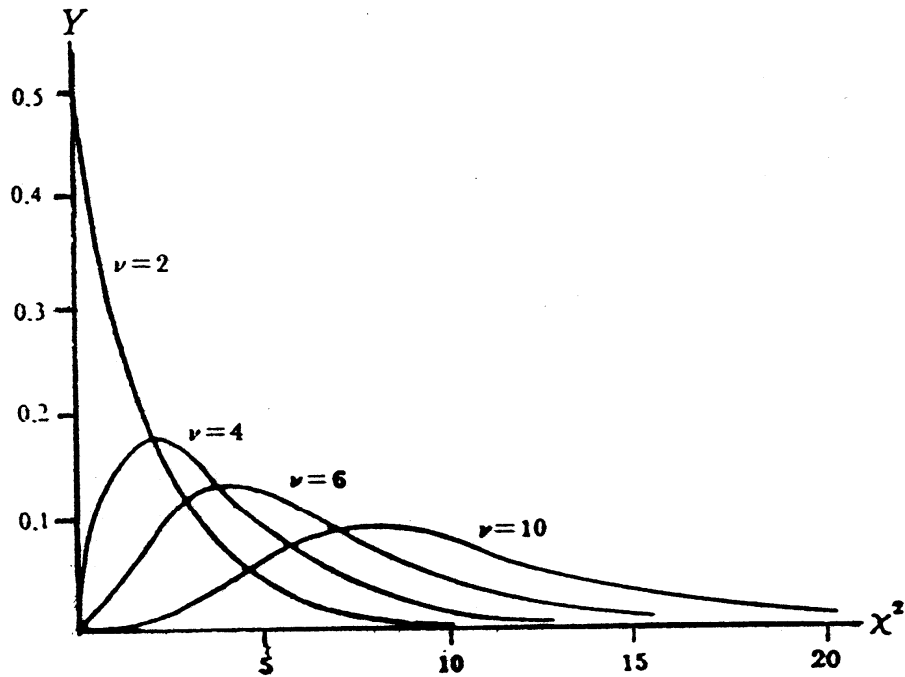


FIG. A2-1. Distribucions de Txi-quadrat per a diferents valors de  $\nu$ .

El valor màxim que assoleix  $Y$  es presenta en  $\chi^2 = \nu - 2$ , per a  $\nu \geq 2$ .

El nombre de graus de llibertat  $\nu$  ve donat per:

a)  $\nu = k - 1$ , si les freqüències esperades poden calcular-se sense haver d'estimar paràmetres poblacionals amb els estadístics mostrals. Advertint-se que el restar 1 a  $k$  és a causa de la condició restrictiva (2) que denota que si són conegudes  $(k-1)$  de les freqüències esperades, la freqüència restant pot ésser determinada.

b)  $\nu = k - 1 - m$ , si les freqüències esperades solament poden calcular-se estimant  $m$  paràmetres de la població a partir dels estadístics mostrals.

### 3. ASSAIGS DE SIGNIFICACIÓ

A la pràctica, les freqüències esperades d'acord amb una hipòtesi  $H_0$ . Si sota aquesta hipòtesi el valor calculat de  $\chi^2$  donat per (1) o (3) és major que algun valor crític (tal com pot ésser  $\chi^2_{0.95}$  o  $\chi^2_{0.99}$ , que són valors crítics als nivells de significació de 0'05 i 0'01, respectivament), es dedueix que les freqüències observades difereixen *significativament* de les esperades i es rebutja  $H_0$  al nivell de significació corresponent. En cas contrari, s'acceptarà o almenys no es rebutjarà. Aquest procediment s'anomena *assaig o prova de txi-quadrat* de la hipòtesi, i és el que hem realitzat al nostre ajust dels vents màxims absoluts anyals.

S'ha d'advertir que, en aquelles circumstàncies en que  $\chi^2$  estigui molt pròxim a zero, ha de mirar-se amb cert recel, ja que és rar que les freqüències observades concordin prou bé amb les esperades. Per examinar aquestes situacions, es pot determinar si el valor calculat de  $\chi^2$  és menor que:  $\chi^2_{0.05}$  o  $\chi^2_{0.01}$ , respectivament. Aquest és, justament, el cas que ens ocupa de l'ajustament de la funció de retorn dels vents màxims anuals.

### 4. LA PROVA TXI-QUADRAT PER A LA BONESA DE L'AJUST

La prova txi-quadrat pot ésser utilitzada per a determinar de quina manera distribucions teòriques de probabilitat, com pot ésser la normal, binomial, hipergeomètrica,  $\gamma$  o  $\beta$  d'Euler, etc., s'ajusten a distribucions empíriques, és a dir, aquelles que s'obtenen de les dades mostrals. En el nostre cas, com ja s'ha vist, s'ha utilitzat per determinar la bonesa de l'ajust de la funció de retorn dels vents màxims absoluts anyals a una equació no lineal de tipus semi-logarítmic (neperià o decimal).

### 5. TAULES DE CONTINGÈNCIA

La taula o quadre A2-1, en la qual les freqüències observades ocupen una sola fila, és una *taula de classificació simple*. Ja que el nombre de columnes és  $k$ , també s'anomena taula  $1 \cdot k$ . Desenvolupant aquesta idea, s'arriba a les *taules de classificació doble o taules  $h \cdot k$* , en les quals les freqüències observades ocupen  $h$  files i  $k$  columnes. Aquestes taules s'anomenen, normalment, *taules de contingència*.

Corresponent-se amb cada freqüència real o observada en un taula de contingència  $h \cdot k$ , hi ha una *freqüència teòrica o esperada* que es calcula sota alguna hipòtesi i segons les regles clàssiques de la probabilitat. Aquestes freqüències, que ocupen les caselles d'una taula de contingència, s'anomenen freqüències elementals. La freqüència total de cada fila o columna és l'anomenada *freqüència marginal*.

Per estudiar l'acord entre les freqüències observades i les esperades, es calcula, com ja s'ha dit, l'estadístic:

$$\chi^2 = \sum \frac{(o_j - e_j)^2}{e_j}, \quad (5)$$

on la suma s'estén a totes les caselles de la taula de contingència; els símbols  $o_j$  i  $e_j$  representen, respectivament, les freqüències observades i esperades en la casella  $j$ . Aquesta suma, la qual és anàloga a (1), conté  $h \cdot k$  termes. La suma de totes les freqüències observades es denota per  $N$  i és igual a la suma de totes les freqüències esperades.

Com abans, l'estadístic (5) té una distribució mostral molt estretament aproximada a la donada per (4), amb tal de que les freqüències esperades no siguin massa petites. El nombre de graus de llibertat d'aquesta distribució txi-quadrat està donat, per  $h > 1$ ,  $k > 1$  per:

(a)  $\mathbf{v} = (\mathbf{h}-1)(\mathbf{k}-1)$ , si les freqüències esperades poden calcular-se sense haver d'estimar paràmetres poblacionals amb els estadístics mostrals.

(b)  $\mathbf{v} = (\mathbf{h}-1)(\mathbf{k}-1) - \mathbf{m}$ , si les freqüències observades poden solament calcular-se estimant  $\mathbf{m}$  paràmetres poblacionals amb els estadístics mostrals.

Els assaigs de significació per a taules  $h \cdot k$  són anàlegs als de les taules  $1 \cdot k$ . Les freqüències esperades són trobades sota una determinada hipòtesi  $H_0$ . Una hipòtesi normalment suposada és aquella en la qual les dues classificacions són independents entre si.

Les taules de contingència poden estendre's a un nombre major de dimensions. Així, per exemple, es poden tenir taules  $\mathbf{hkl}$  on siguin presents tres classificacions.

## 6. CORRECCIÓ DE YATES PER A LA CONTINUÏTAT

Quan s'apliquen a dades discretes els resultats per a distribucions contínues, cal fer unes determinades correccions, com s'ha vist en el text de l'estudi. Una correcció anàloga és aplicable quan s'utilitza la distribució txi-quadrat. La correcció consisteix en posar l'expressió (1) de la següent forma:

$$\begin{aligned} \chi^2(\text{corregida}) &= \frac{(|o_1 - e_1| - 0'5)^2}{e_1} + \frac{(|o_2 - e_2| - 0'5)^2}{e_2} + \dots + \frac{(|o_k - e_k| - 0'5)^2}{e_k} = \\ &= \sum_{j=1}^k \frac{(|o_j - e_j| - 0'5)^2}{e_j} \end{aligned} \quad (6)$$

que es coneix freqüentment com a *correcció de YATES*. També existeix una modificació anàloga de la formulació (5).

En general, la correcció es fa solament quan el nombre de graus de llibertat es  $v = 1$ . En mostres grans s'obtenen pràcticament els mateixos resultats que la  $\chi^2$  no corregida, però poden aparèixer certes dificultats en relació amb els valors crítics. Per a mostres petites, on cada freqüència esperada es troba entre 5 i 10, potser que sigui millor comparar els valors de  $\chi^2$  corregit i de  $\chi^2$  no corregit. Si ambdós valors condueixen a la mateixa conclusió segons una hipòtesi, tal com rebutjar-la al nivell de significació del contrast del 0'05, rarament es presenten dificultats. Si condueixen a conclusions diferents, es pot o bé incrementar les dimensions mostrals o, si això no és possible, es poden utilitzar mètodes de probabilitat exactes, d'acord amb la *distribució multinomial*. Aquesta darrera es basa que si els successos  $E_1, E_2, \dots, E_k$ , poden ocórrer amb probabilitats respectives:  $p_1, p_2, \dots, p_k$ , aleshores la probabilitat que  $E_1, E_2, \dots, E_k$ , ocorrin  $X_1, X_2, \dots, X_k$ , vegades, respectivament, ve donada per l'expressió:

$$(N! / X_1! \cdot X_2! \cdot \dots \cdot X_k!) \cdot p_1^{X_1} \cdot p_2^{X_2} \cdot \dots \cdot p_k^{X_k}$$

on:  $X_1 + X_2 + \dots + X_k = N$ .

Aquesta distribució teòrica de probabilitat, que constitueix una generalització de la coneguda distribució binomial, s'anomena *distribució multinomial*, ja que l'expressió anterior és el terme general del desenvolupament multinomial:  $(p_1 + p_2 + \dots + p_k)^N$ . Els números teòrics de vegades per tal que ocorrin els successos  $E_1, E_2, \dots, E_k$ , en  $N$  repeticions són:  $Np_1, Np_2, \dots, Np_k$ , respectivament.

## ÍNDIX DE QUADRES

<b>QUADRE 1.</b>	
Característiques i efectes dels vents. ....	16
<b>QUADRE 2.</b>	
Velocitat del vent i pressió dinàmica. ....	22
<b>QUADRE 3.</b>	
Vents màxims absoluts anyals (N=24 anys).....	23
<b>QUADRE 4.</b>	
Període de retorn de 3 anys. ....	29
<b>QUADRE 5.</b>	
Període de retorn de 4 anys. ....	30
<b>QUADRE 6.</b>	
Període de retorn de 5 anys. ....	30
<b>QUADRE 7.</b>	
Període de retorn de 10 anys. ....	31
<b>QUADRE 8.</b>	
Període de retorn de 15 anys. ....	32
<b>QUADRE 9.</b>	
Períodes de retorn dels vents (Observatori de l'Ebre).....	35
<b>QUADRE 10.</b>	
Percentils de la distribució $\chi^2$ .....	38
<b>QUADRE 11.</b>	
Test $\chi^2$ .....	39
<b>QUADRE. 12.</b>	
Precipitacions màximes anuals, per anys (24 h.).....	43
<b>QUADRE 13.</b>	
Precipitacions màximes anuals, per quanties (24 h.).....	46
<b>QUADRE 14.</b>	
Ajust de la funció de retorn.....	50
<b>QUADRE A2-1</b>	
Freqüència observada i esperada de la prova del Txi-Quadrat.....	95

## ÍNDIX DE FIGURES

FIG. 1.	
Núvol de punts en una sèrie cronològica de vents màxims.....	12
FIG. 2:	
Carta de vents per a Europa Occidental.....	18
FIG. 3:	
Mapa d'Espanya extret de la Norma NTE-CÀRREGUES DEL VENT ECV-I. ....	20
FIG. 4.	
Vents màxims absoluts enregistrats a l'Observatori de l'Ebre.....	25
FIG.: 5.	
Funció de retorn dels vents màxims.....	36
FIG. 6.	
Ajust de la funció de retorn.....	51
FIG. 7.	
Funció de retorn ajustada.....	52
FIG. 8	
Paper de probabilitat extrema.....	53
FIG. 9.	
Conca tributària del barranc de Lledó.....	57
FIG. 10.	
Corba de les intensitats màximes diàries.....	60
FIG. 11.	
Funció de les intensitats màximes diàries ajustada.....	61
FIG. A2-1.	
Distribucions de Txi-quadrat per a diferents valors de $v$ .....	97



Aquest llibre  
s'ha acabat d'imprimir  
el dia 19 de març de 2001  
als obradors  
de la Cooperativa Gràfica Dertosense  
de Tortosa