

# PROBLEMÁTICA DE LA HOMOGENEIDAD.

## DISPONIBILIDAD DE DATOS EN ESPAÑA PARA ESCENARIOS

José Antonio López Díaz [jalopez@inm.es](mailto:jalopez@inm.es)

UNIDAD DE TÉCNICAS CLIMATOLÓGICAS

INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGÍA

# DEFINICIÓN DE HOMOGENEIDAD

- Una serie climatológica se dice homogénea si sus variaciones son causadas por variaciones del tiempo y clima (Conrad y Pollack 1962), o bien si es representativa del clima en los alrededores del punto de observación.
- Causas frecuentes de ruptura de la homogeneidad son:
  - Cambios de emplazamiento de la estación
  - Cambios de sensores o de métodos de observación
  - Cambios del entorno del observatorio (árboles, cambios del uso de la tierra, edificios, crecimiento urbano, etc)

# EL PROBLEMA DE LA HOMOGENEIDAD

- Para evaluar la homogeneidad de una serie se hace necesario tener una idea de la variabilidad natural del clima en ese punto (*si no se puede distinguir entre inhomogeneidad o cambio real del clima*). Esta necesidad se ha vuelto más acuciante a partir del cambio climático antropogénico

**Por tanto un análisis de homogeneidad debe contar con una serie de referencia representativa de una señal climática análoga a la de la serie a testear**

# EL PROBLEMA DE LA HOMOGENEIDAD

- Modelo básico para variables aditivas como T (con P se trabaja con las razones en lugar de las diferencias):

$$\begin{aligned} Y_t &= C_t + H_t + \epsilon_t \\ X_t &= C'_t + \epsilon'_t \end{aligned}$$

*donde Y es la serie a estudiar, X la serie de referencia, a la que se supone libre de inhomogeneidades, H las posibles inhomogeneidades de la serie Y, C las señales climáticas y los  $\epsilon$  son componentes aleatorias que incluyen la variabilidad a escala muy local y de alta frecuencia y los errores de medida*

- Hipótesis básica:

$$C_t \approx C'_t$$

## REDUCCIÓN DEL PROBLEMA DE LA HOMOGENEIDAD A PROBLEMA ESTADÍSTICO

- Con las anteriores hipótesis obtenemos:

$$Y_t - X_t \approx H_t + \epsilon_t''$$

- Hipótesis nula de los tests estadísticos de homogeneidad:

$$H_t \approx 0$$

y  $\epsilon_t''$  una sucesión de variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas (*para los tests no paramétricos*)

# LA SERIE DE REFERENCIA

- Si se puede, es mejor formar una serie de referencia a base de combinar varias series próximas a la serie a estudiar  $X_t$
- Una forma de combinarlas es formar una media ponderada, en que cada serie  $Y_t$  recibe un peso proporcional al cuadrado del coeficiente de correlación con la serie a estudiar:  $\rho^2 (X, Y)$
- Para evitar el posible inflado artificial de  $\rho$  por las inhomogeneidades, una solución es sustituir, al calcular  $\rho$ , las series por las series de las diferencias sucesivas  $X_{t+1} - X_t$ , y lo mismo con las series  $Y$ .
- Se suele escalar cada valor por la media (restando o dividiendo respectivamente)

# TESTS NO PARAMÉTRICOS/PARAMÉTRICOS

- Los tests no paramétricos tienen la ventaja de que su hipótesis nula es sencilla, y por tanto más fácil de satisfacer
- *Todos los tests que se basan en los rangos de la serie son no paramétricos*
- Los tests paramétricos incluyen en  $H_0$  especificaciones acerca de la ley de distribución de la serie. Esto hace que haya que cuidadoso al verificar su cumplimiento en cada caso.
- A cambio son más potentes (*esto es, capaces de detectar que  $H_0$  no se cumple*) en general que los no paramétricos análogos. Por ejemplo, si se satisfacen las hipótesis del modelo lineal, el test de tendencia basado en la regresión lineal es más potente que el de Mann-Kendall.

# TEST DE WALD-WOLFOWITZ

- Es un test no paramétrico para detectar la presencia de correlación serial, esto es, la correlación de cada elemento con el siguiente (*formalmente se dice que hay correlación serial si*

$$\text{prob} [ X(t+1) > \text{Mediana} \mid X(t) > \text{Mediana} ] > \frac{1}{2} )$$

- Es un test con un amplio espectro:
  - detecta en series estacionarias la presencia de componentes de baja frecuencia; por ejemplo en un proceso AR (1) con ecuación  $X(t) = \alpha X(t-1) + Z(t)$  con  $Z(t)$  ruido blanco y  $\alpha$  próximo a la unidad
  - pero también detecta cualquier componente determinista con predominio de las bajas frecuencias, por ejemplo saltos (aunque haya más de uno siempre que en su descomposición de Fourier tengan peso las bajas frecuencias), componentes periódicas, etc
- Esto lo hace muy útil en pruebas de homogeneidad

## TEST DE WALD-WOLFOWITZ

- Aplicado en forma bilateral, es decir, rechazando  $H_0$  tanto para valores altos como bajos del estadístico, es capaz de detectar la presencia de componentes tanto de alta como de baja frecuencia.
- En las series climatológicas una causa frecuente de componentes de baja frecuencia, aparte las no estacionarias como tendencias, es la inercia de componentes del sistema climático como los océanos

## TEST DE WALD-WOLFOWITZ

La serie de los rangos se centra restando a cada rango la media aritmética de los rangos, esto es,  $y'(i) = y(i) - (N+1)/2$ . Además se añade al final un rango  $y'(N+1) = y'(1)$ . El estadístico de este test es:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^N y'(i) y'(i+1)}{\sum_{i=1}^{N+1} y'(i)^2}$$

Cuando N crece r se distribuye aproximadamente normalmente:

$$u(r) = [ (N-1) r + 1 ] / (N-1)^{1/2}$$

$$u(r) \approx \mathcal{N}(0, 1)$$

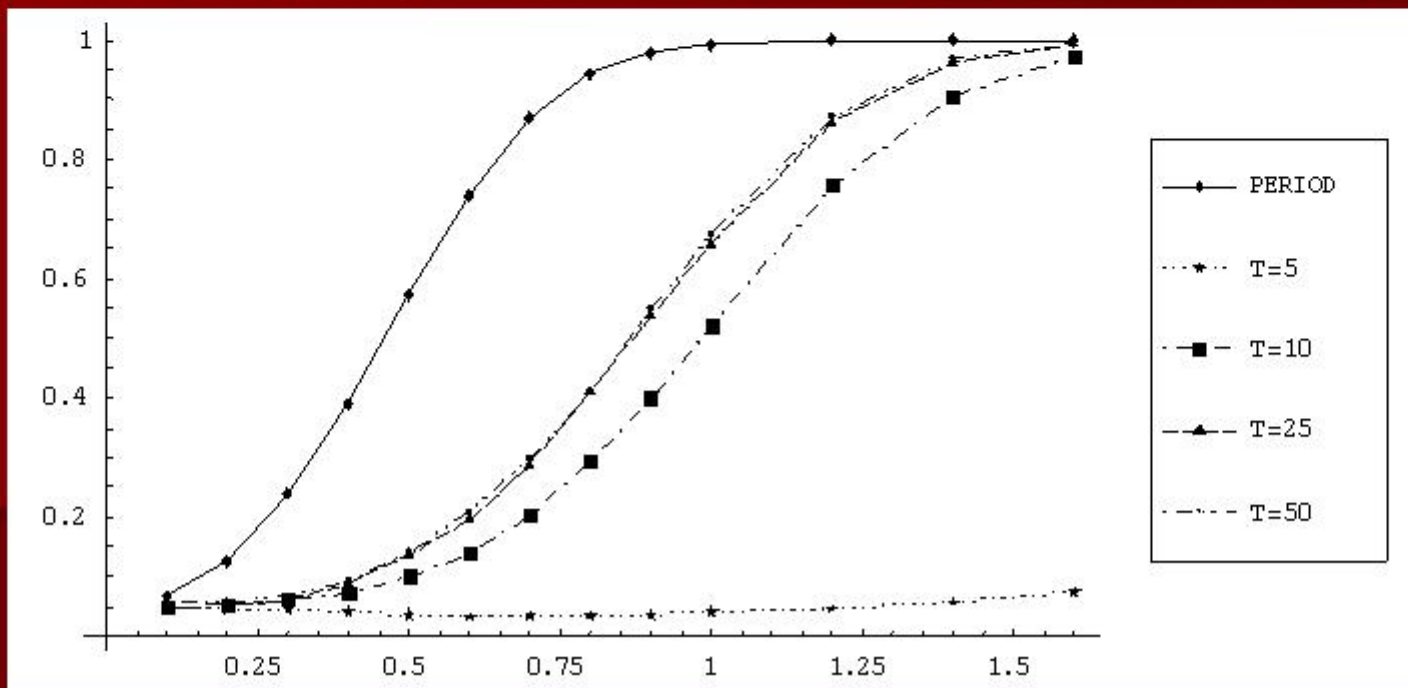
## Potencia del test de Wald-Wolfowitz para detectar una componente sinusoidal

Modelo :  $X_t = Z_t + S_t, t = 1, 2, \dots, 50,$  con

$Z_t$  ruido blanco gaussiano  $\rightarrow \mathcal{N}(0, 1)$

$S_t$  componente sinusoidal  $\rightarrow S_t = A \text{sen}(2\pi t/T + \theta)$

Comparación entre potencia ( $\alpha = 0.05$ ) del test basado en el periodograma (PERIOD) y el test de Wald-Wolfowitz para distintos periodos  $T$  de la componente sinusoidal: prob de detección en función de la amplitud  $A$



# TEST DE MANN-KENDALL

- Es un test de tendencia no paramétrico
- Al ser no paramétrico detecta la presencia de cualquier forma de tendencia, en general siempre que para  $i < j$  se tenga  $\text{prob}(X(i) < X(j)) > \frac{1}{2}$
- Además de tendencias lineales también detecta saltos siempre que den tendencia global en el sentido anterior
- Es muy usado en climatología. Tiene la ventaja sobre el test similar de Spearman de que la convergencia de la distribución del estadístico a la distribución normal es muy rápida: a partir de  $N = 10$  da buena aproximación

## TEST DE MANN-KENDALL

El estadístico  $t$  del test se obtiene comparando todas las parejas de elementos de la serie y sumando 1, 0 o -1 según que estén en orden creciente, sean iguales, o decreciente:

$$t = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \text{signo} [x(j) - x(i)]$$

El estadístico  $t$  se estandariza usando las expresiones para la media y varianza:

$$u(t) = t / [1/18 N (N-1) (2 N + 5)]^{1/2}$$

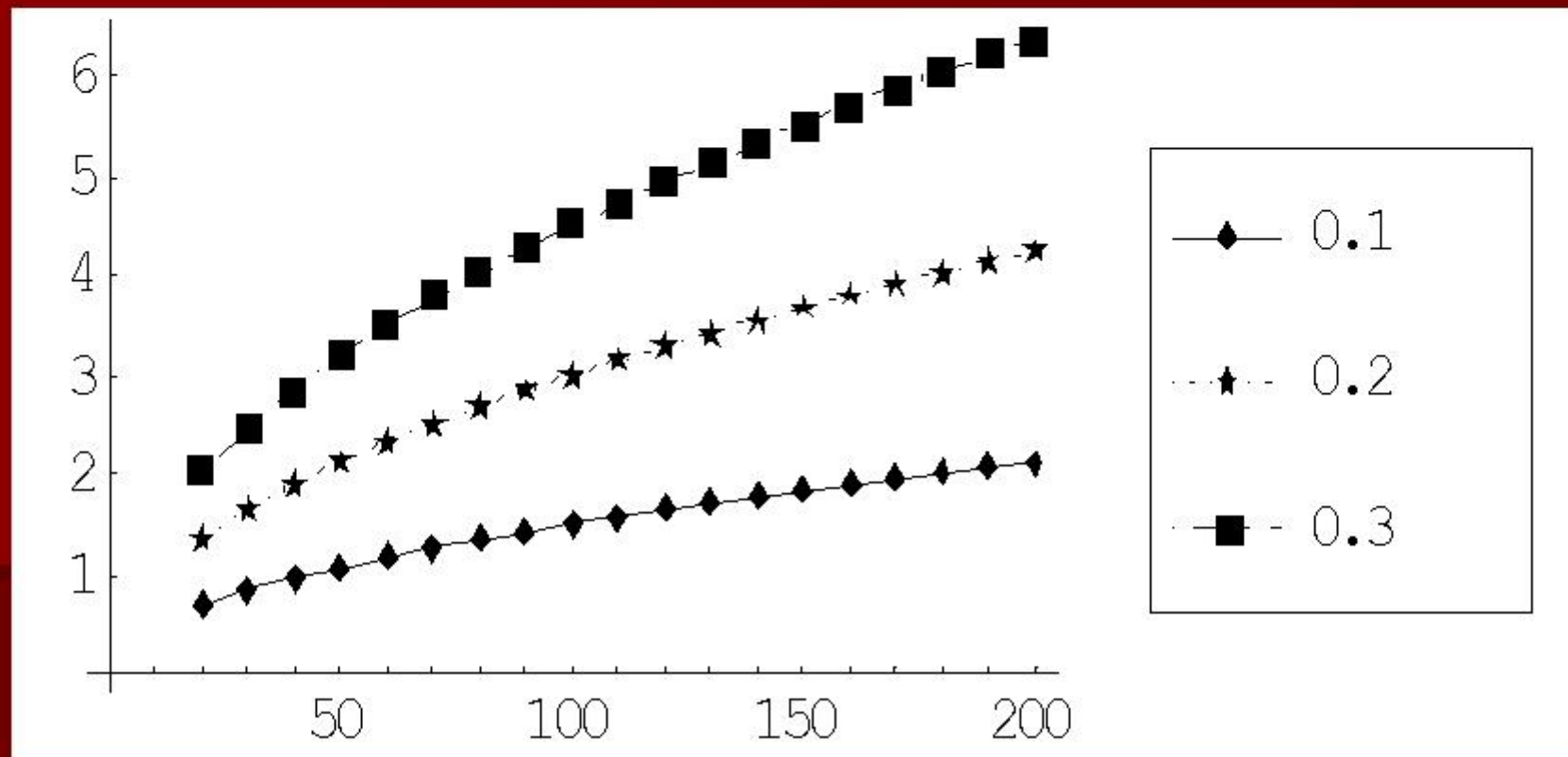
$$u(t) \approx \mathcal{N}(0, 1)$$

## *Potencia del test de Mann para salto en medio de una serie*

*Para un salto en una serie de  $N$  valores, con  $\text{prob}[X_i > X_j] = 1/2 + \delta P$ ,  $i > N/2, j < N/2$  se tiene la aproximación :*

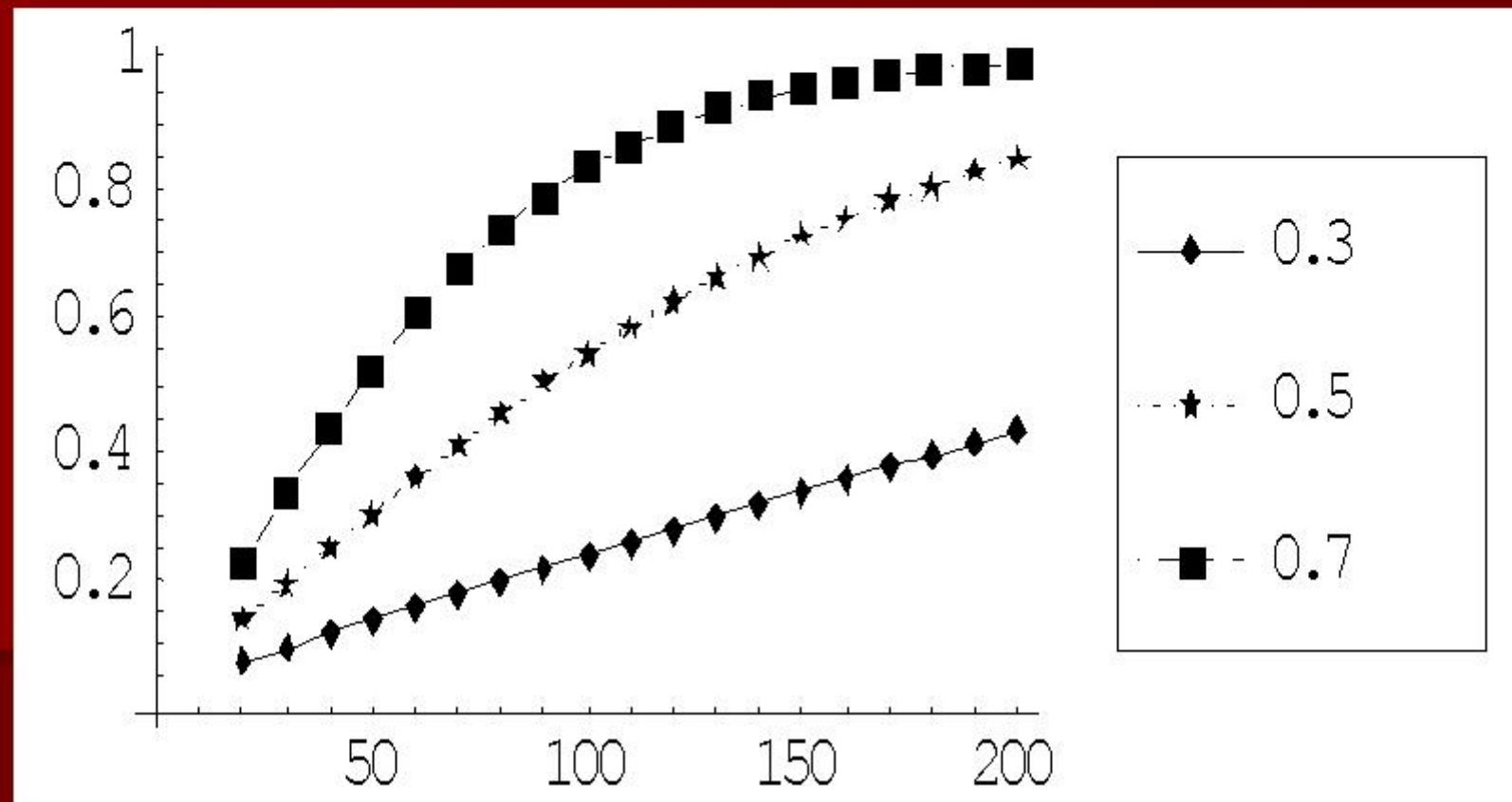
$$E(U_{MANN}) \approx 3/2 \delta P N^{1/2}$$

*Valores de  $E(U_{MANN})$  en función de  $N$  para distintos valores de  $\delta P$*



# Potencia del test de Mann para salto en medio de una serie de v.a. normales estándar

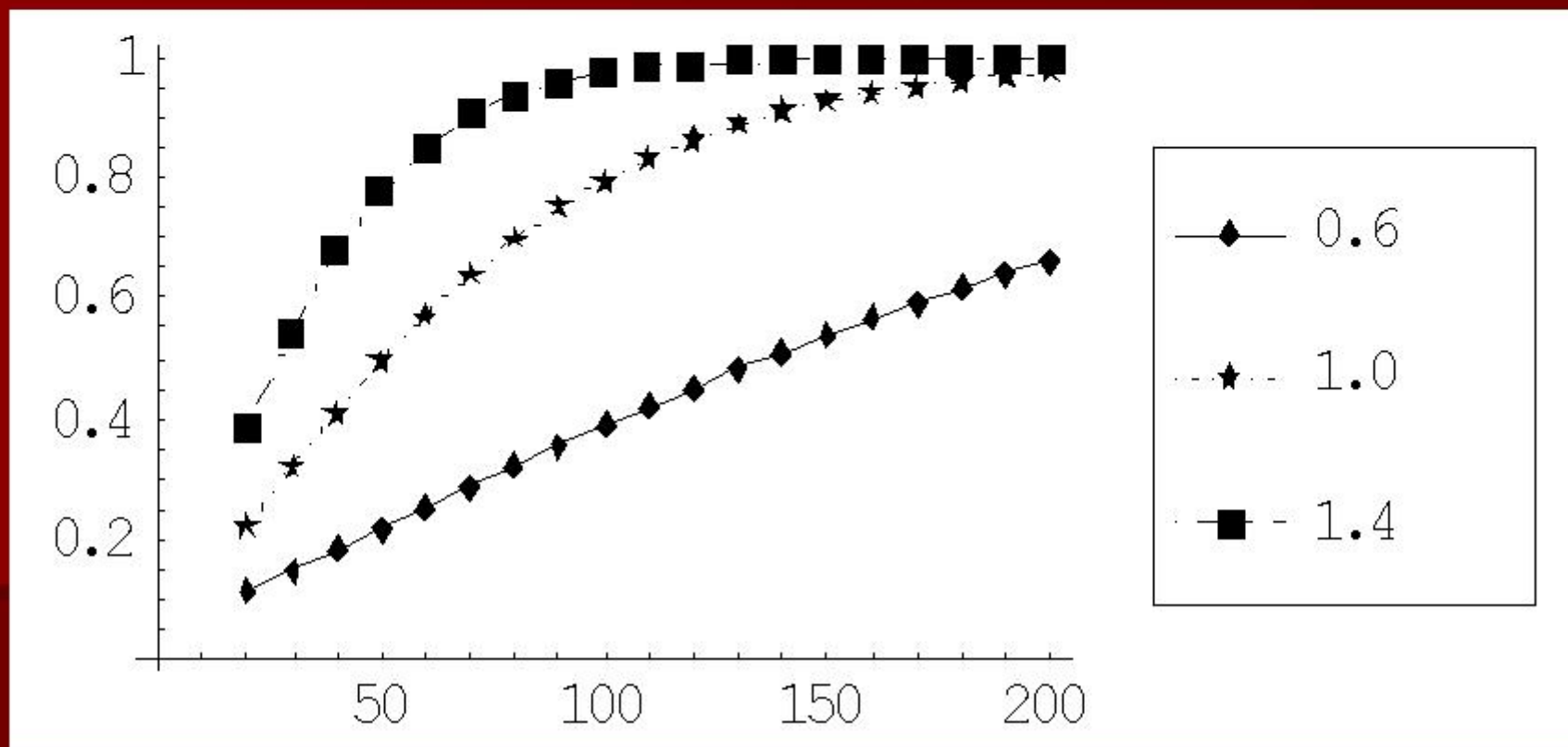
*Probabilidad de detección de tendencia del test de Mann (al 5%) en función del nº de elementos de la serie, para tres valores del salto central*



# Potencia del test de Mann para tendencia lineal en una serie de v.a. normales estándar

*Probabilidad de detección de tendencia del test de Mann (al 5%) en función del nº de elementos de la serie, para tres valores de la tendencia lineal global*

$$E[X(N)] - E[X(1)]$$



## TEST DE PETTITT

Es un test no paramétrico. A partir de los rangos  $r_i$  de la series se calcula

$$X_k = 2 \sum_{i=1}^k r_i - k(N+1) \quad k = 1, \dots, N$$

Si hay una ruptura en el año E entonces el estadístico es máximo o mínimo cerca del año E:

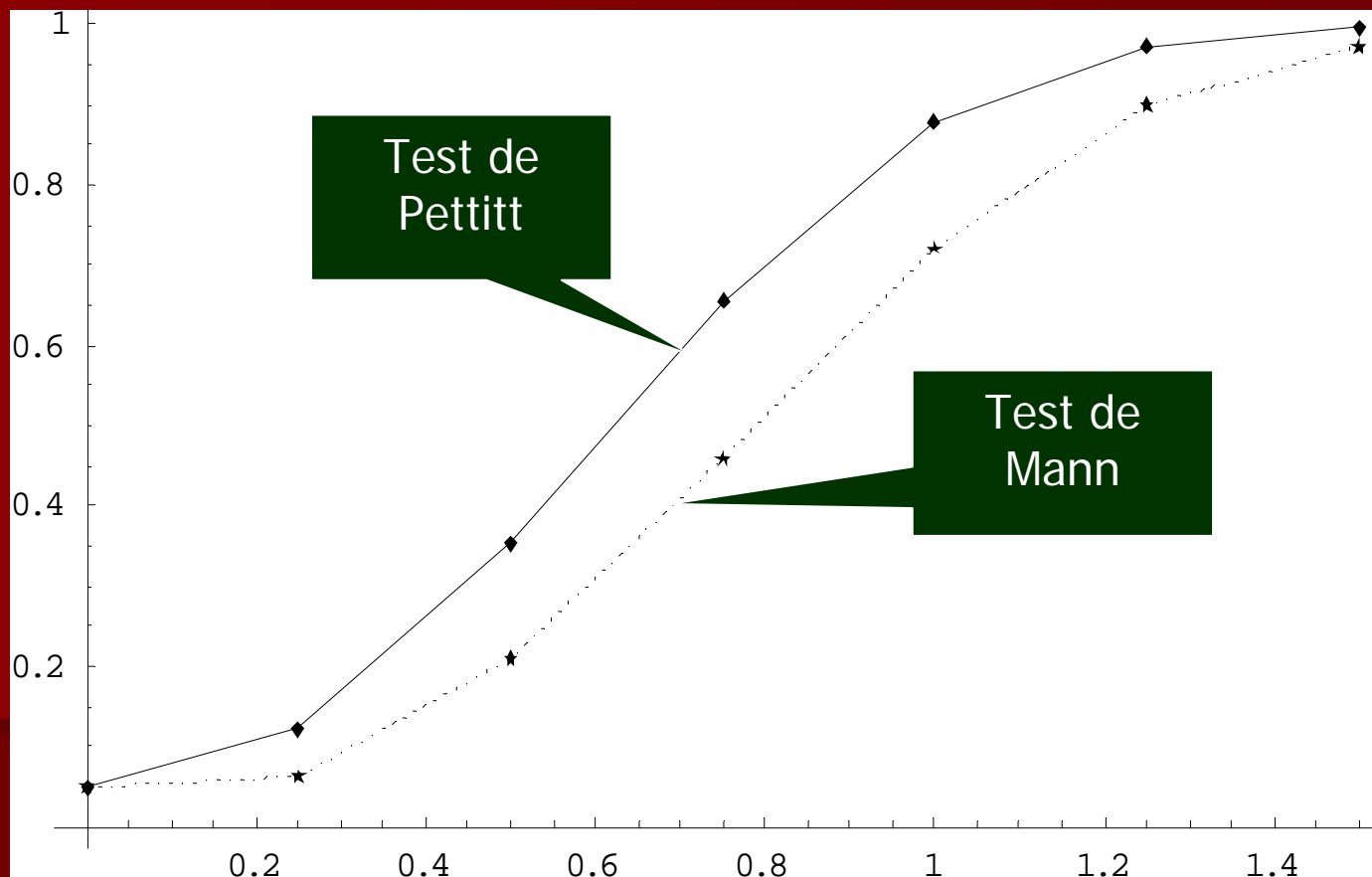
$$X_E = \max_{1 \leq k \leq N} |X_k|$$

Valores críticos de  $X_E$  al 1% y al 5% en función de N:

N	20	30	40	50	70	100
1%	71	133	208	293	488	841
5%	57	107	167	235	393	677

# POTENCIA DEL TEST DE PETTITT

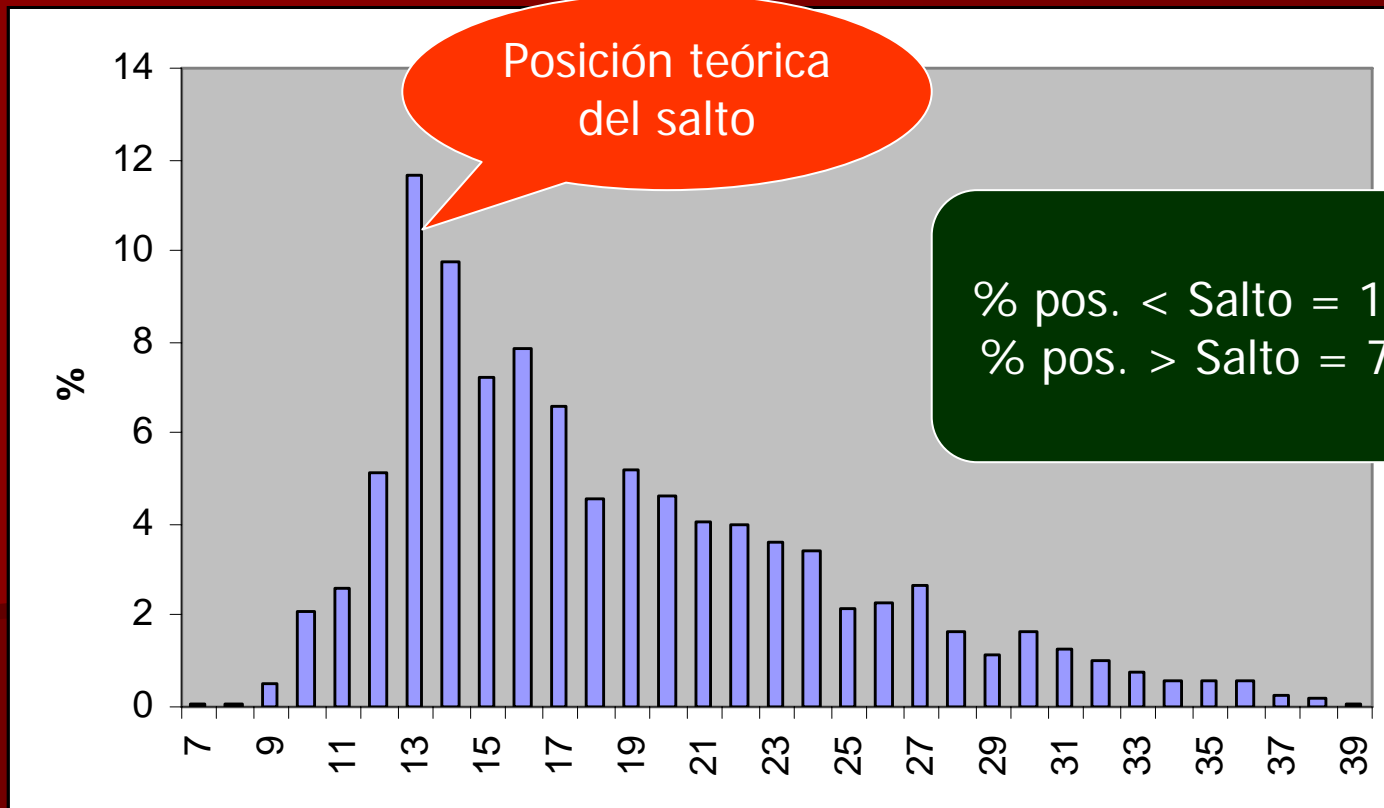
*Probabilidad de detección de un salto en medio de una serie de  $N = 50$  v.a.  $\mathcal{N}(0,1)$  en función de amplitud del salto en la media ( $\alpha = 0.05$ ), obtenido con 5000 simulaciones por punto*



# TEST DE PETTITT: SESGO EN LOCALIZACIÓN DE SALTO NO CENTRAL

El test de Pettitt tiene el inconveniente de que para salto en posición no central tiende a ubicar la ruptura en una posición más central que la real:

*Histograma de posiciones del salto obtenido a partir de 5000 simulaciones de 50 v.a normales estándar con salto de 0.6 en posición 13*



# TEST DE LA RAZÓN DE VON NEUMANN

La razón de von Neumann es la razón entre la media cuadrática de las diferencias sucesivas y la varianza:

$$VN = \frac{\sum_{i=1}^{N-1} (Y_i - Y_{i+1})^2}{\sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^2}$$

Si la serie es homogénea el valor esperado de VN es 2. Si hay una ruptura el valor esperado de VN tiende a ser inferior a 2. Si hay oscilaciones rápidas alrededor de la media el valor esperado de VN es mayor que 2.

N	20	30	40	50	70	100
1%	1.04	1.20	1.29	1.36	1.45	1.54
5%	1.30	1.42	1.49	1.54	1.61	1.67

## TEST SNHT (STANDARD NORMAL HOMOGENEITY TEST), O DE ALEXANDERSSON

- a) Se forman las razones  $q_i$  entre la precipitación de la estación a testear y la de la estación de referencia
- b) Las razones se estandarizan con su media y la desviación típica muestral:

$$Z_i = \frac{q_i - \bar{q}}{s_q}$$

## TEST SNHT (STANDARD NORMAL HOMOGENEITY TEST), O DE ALEXANDERSSON

La hipótesis nula del test, de tipo paramétrico, es:

$$H_0 : z_i \sim N(0, 1)$$

La hipótesis alternativa es:

$$H_1 : \begin{cases} z_i \sim N(\mu_1, 1), & i = 1, 2, \dots, a \\ z_i \sim N(\mu_2, 1), & i = a+1, \dots, N \end{cases}$$

donde el año de posible ruptura  $a$  es desconocido

*Nota: sólo se considera un salto en la alternativa*

## TEST SNHT (STANDARD NORMAL HOMOGENEITY TEST), O DE ALEXANDERSSON

Para cada año se calcula la cantidad:

$$T(k) = k \bar{z}_1^2 + (N - k) \bar{z}_2^2, \quad k = 1, 2, \dots, N$$

con :

$$\bar{z}_1 = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k z_i$$

$$\bar{z}_2 = \frac{1}{N - k} \sum_{i=k+1}^N z_i$$

El estadístico del test es :

$$T_0 = \max_{1 \leq k \leq N} T(k)$$

# TEST SNHT (STANDARD NORMAL HOMOGENEITY TEST), O DE ALEXANDERSSON

El año de la posible ruptura es aquel para el que se alcanza el máximo  $T_0$

Valores críticos de  $T_0$  para el SNHT para un solo salto, al 1% y al 5% en función de N

N	20	30	40	50	70	100
1%	9.56	10.45	11.01	11.38	11.89	12.32
5%	6.95	7.65	8.10	8.45	8.80	9.15

## TEST SNHT: PROBLEMAS

- ✓ El valor de  $a$  que en que se alcanza el máximo fluctúa aleatoriamente alrededor del verdadero valor del salto (si lo hay)

*Por tanto es esencial acudir a los metadatos (informes sobre prácticas de observación, cambios de emplazamiento, etc) para ubicar con certeza el salto*

## TEST SNHT: PROBLEMAS

✓ Si hay varios saltos en la serie sus efectos se pueden compensar, o el salto detectado no coincidir con ninguno, pues el test está diseñado para detectar un solo salto.

*Una solución: aplicar el test a varias ventanas,  
no muy grandes, móviles a lo largo de la serie*

## TEST SNHT: PROBLEMAS

- ✓ El rendimiento es sensible a la hipótesis de normalidad de las razones de precipitación. En particular en climas secos esta hipótesis deja de cumplirse y el test pierde potencia.

*Una modificación que resuelve en parte este problema (J. A. López, 1994) consiste en sustituir las razones por arco tangente:*

$$x/y \rightarrow \text{arc tan } (x / y)$$

## HOMOGENEIDAD DE DATO DIARIO

- Es un problema de difícil solución: los extremos diarios tienen distribuciones con amplias colas y de difícil estimación
- Por tanto es un tema de activa investigación en la actualidad, sin procedimientos estandarizados comunes

# HOMOGENEIDAD DE DATO DIARIO

- ❑ Un enfoque que se ha usado bastante es utilizar valores mensuales o anuales de índices derivados del dato diario: por ejemplo el n° de días por encima de umbrales altos, precipitación o temperatura por encima de percentiles elevados, etc.
- ❑ Se ha intentado comparar las medidas con instrumentos antiguos y modernos para corregir dato diario
- ❑ Otra línea más trabajosa es utilizar información de la situación atmosférica (por medio de clasificación de situaciones) para estimar valores diarios y corregir datos

## ESTUDIO PRELIMINAR DE LA HOMOGENEIDAD DE SERIES DE PRECIPITACIÓN 1961-2000

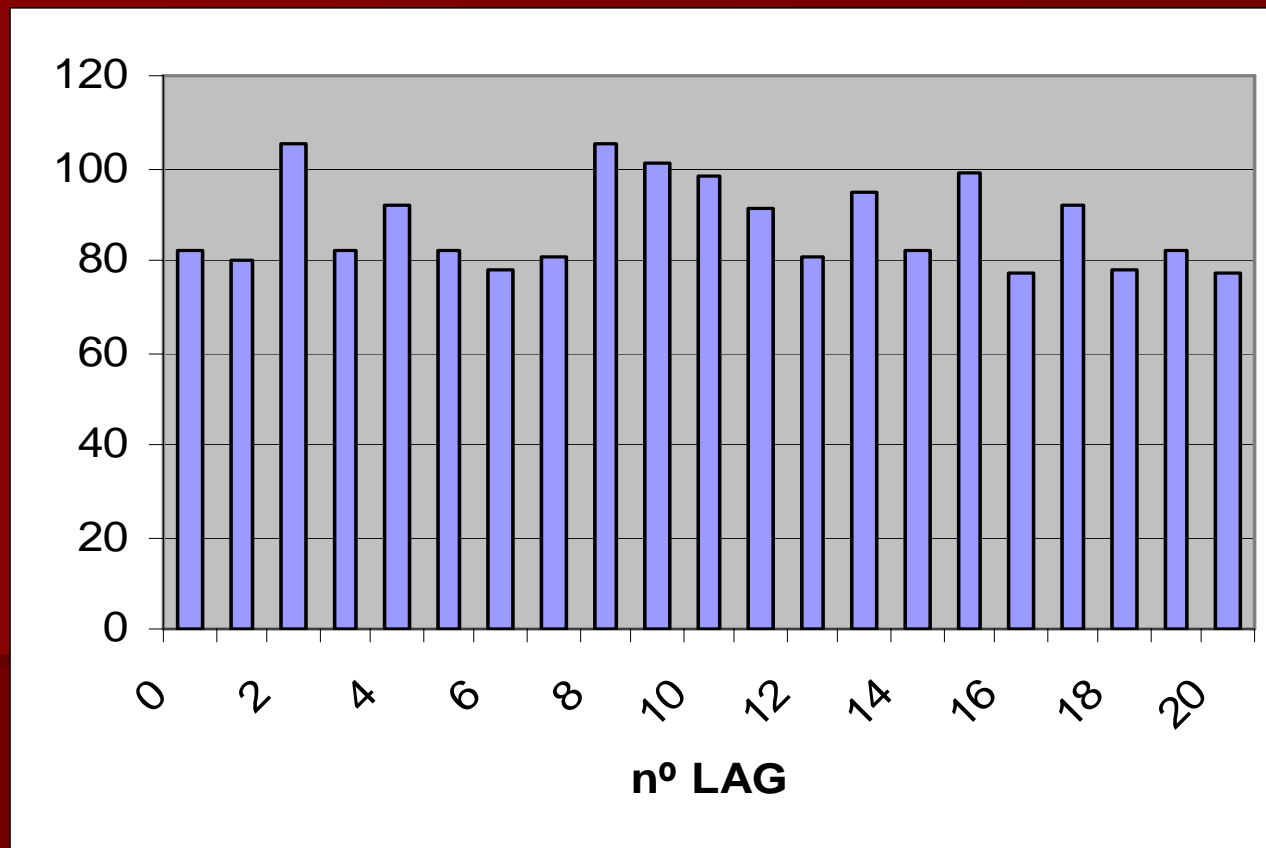
- ❑ N° total de series = 1840    Periodo 1960-2000
- ❑ Se ha aplicado el SNHT al dato acumulado anual
- ❑ Se ha formado una referencia a partir de estaciones dentro de un círculo de 100 km (luego en algunos casos se ha aumentado de 50 en 50 km, si no había estaciones)
- ❑ Se han seleccionado las estaciones con menos de 4 años de lagunas relativas a la estación a testear
- ❑ Al formar la referencia cada estación se ha ponderado con el cuadrado del coeficiente de correlación de las series de diferencias, y cada serie se ha escalado con la media

# DISTRIBUCIÓN DEL NÚMERO DE LAGUNAS EN LAS SERIES DE PRECIPITACIÓN

Nº total de series = 1840 periodo 1960-2000

Histograma del nº de series clasificadas por nº de lagunas

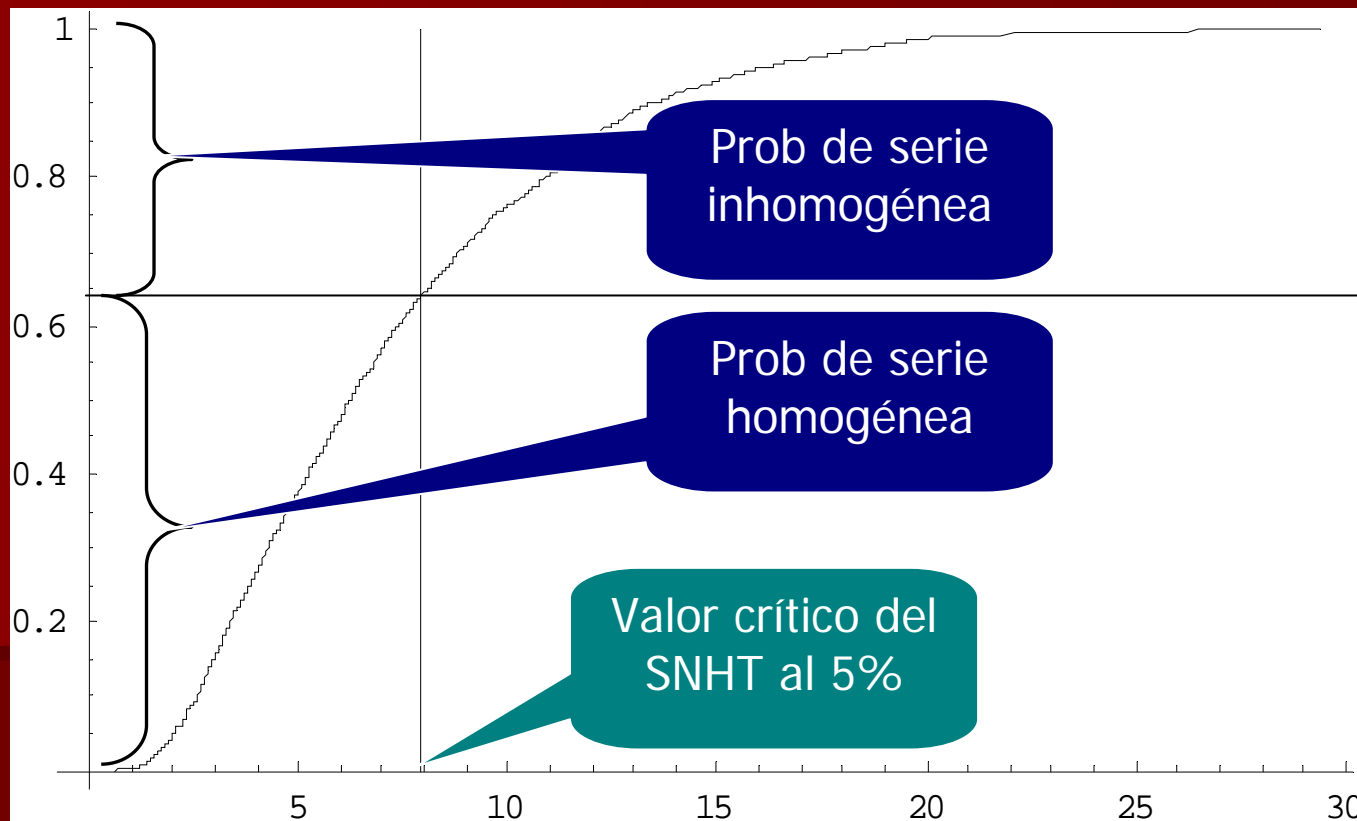
Distribución de las lagunas sensiblemente uniforme



# DISTRIBUCIÓN DEL ESTADÍSTICO DEL SNHT PARA LAS SERIES DE PRECIPITACIÓN

Nº series inhomogéneas al 5% = 704, **un 38% del total**

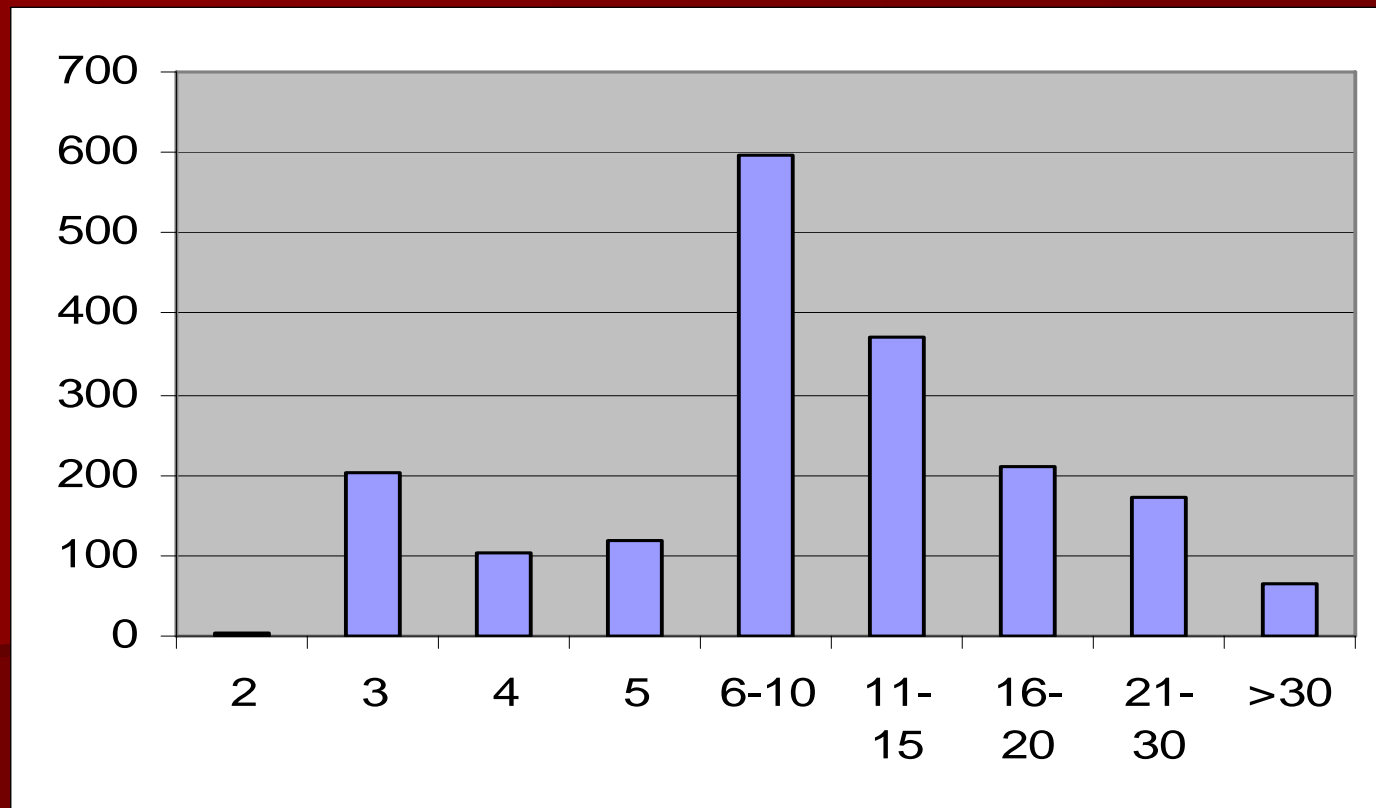
Probabilidad acumulada en función del valor del estadístico del test para las series de precipitación.



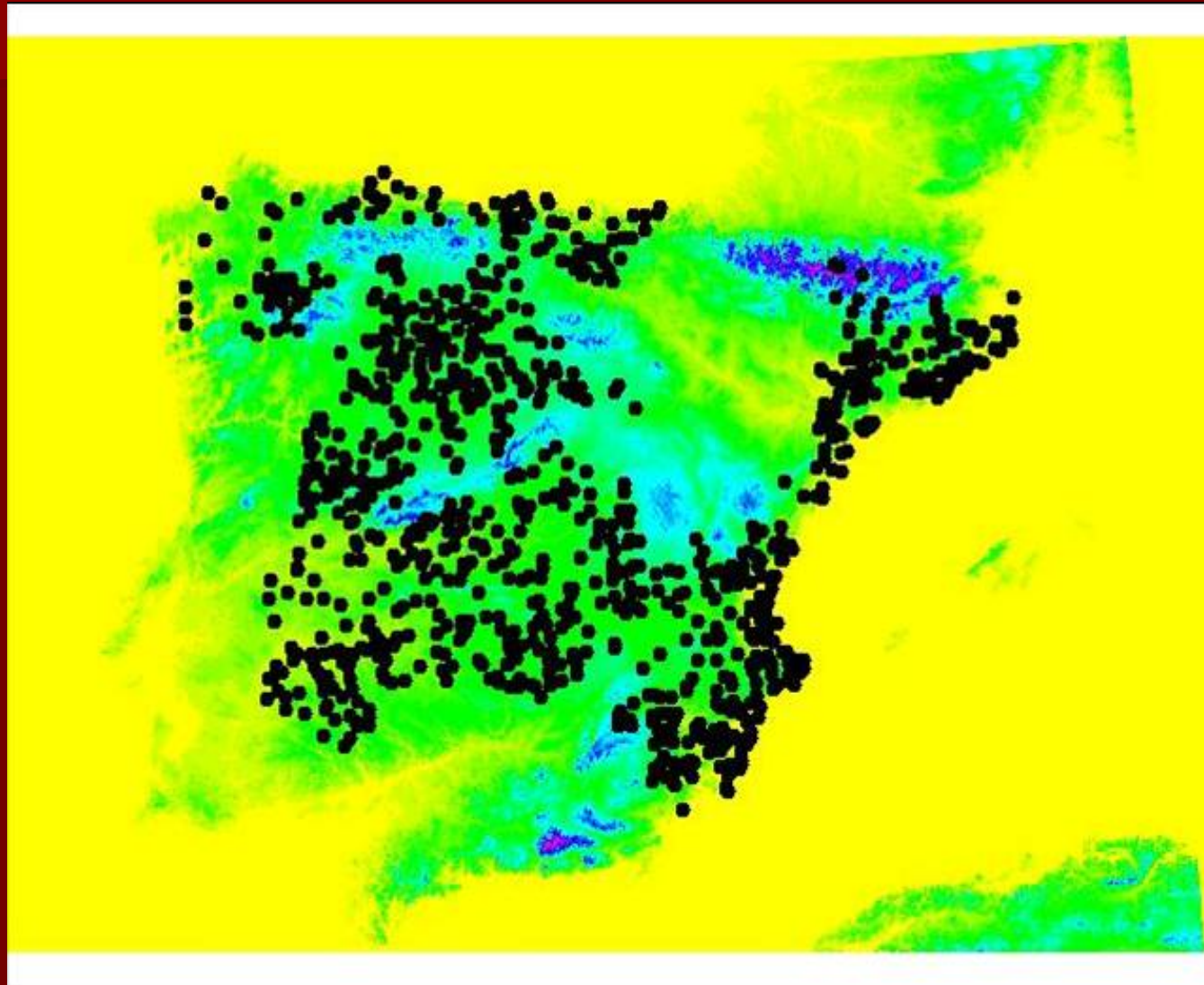
# DISTRIBUCIÓN DEL N° DE ESTACIONES DE REFERENCIA DEL SNHT

Histograma del n° de estaciones de referencia usadas en el test SNHT para las series de precipitación

En la mayor parte de los casos se han usado más de 6 estaciones



DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DE LAS ESTACIONES HOMOGÉNEAS EN  
PRECIPITACIÓN ANALIZADAS (FALTAN ANDALUCÍA Y CUENCA DEL  
EBRO)



# ESTUDIO PRELIMINAR DE LA HOMOGENEIDAD DE SERIES DE TEMPERATURA 1961-2000

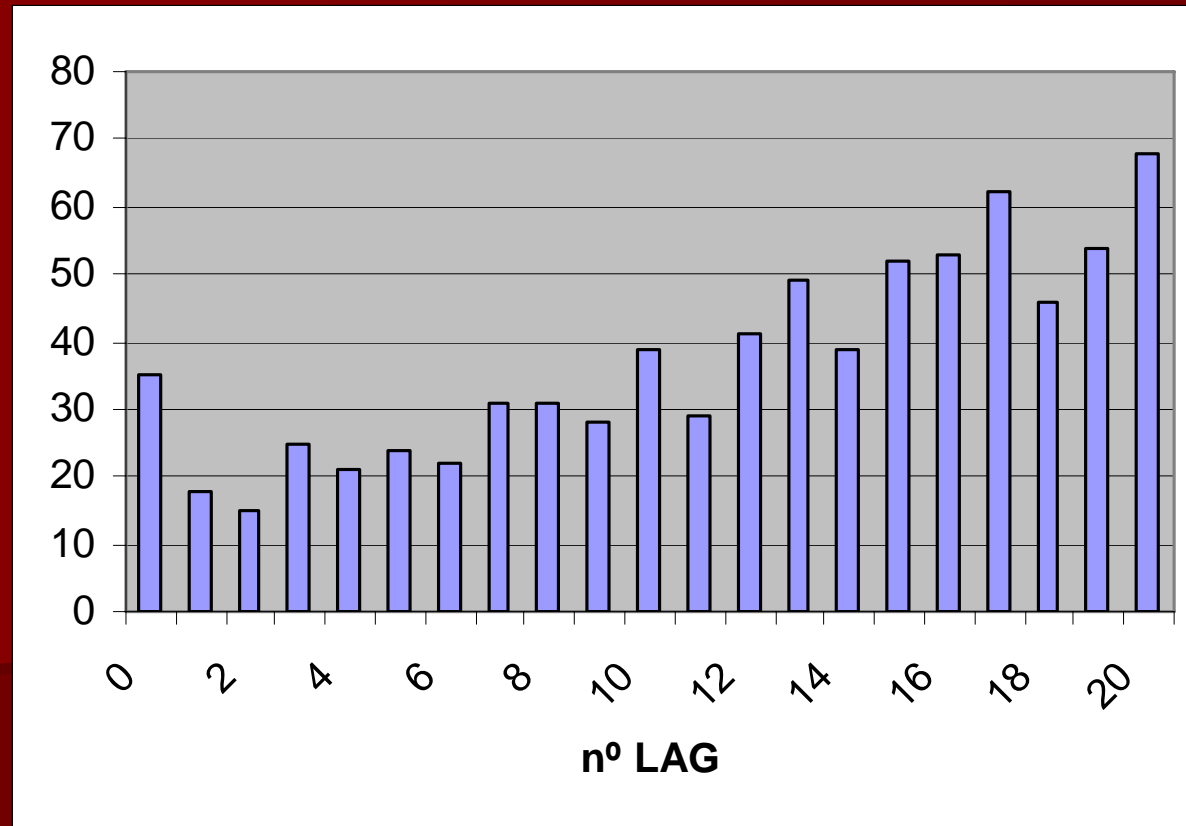
- ❑ N° total de series = 782    Periodo 1960-2000
- ❑ Se ha aplicado el test de Mann a la temperatura media anual
- ❑ Se ha formado una referencia análogamente a la precipitación
- ❑ El test de Mann se ha aplicado a la serie de las diferencias entre anomalías de la central y un promedio de las anomalías de las de referencia.
- ❑ El peso del promedio es como en la precipitación, coeficiente de correlación al cuadrado.

# DISTRIBUCIÓN DEL NÚMERO DE LAGUNAS EN LAS SERIES DE TEMPERATURA

Nº total de series = 782 periodo 1960-2000

Histograma del nº de series clasificadas por nº de lagunas

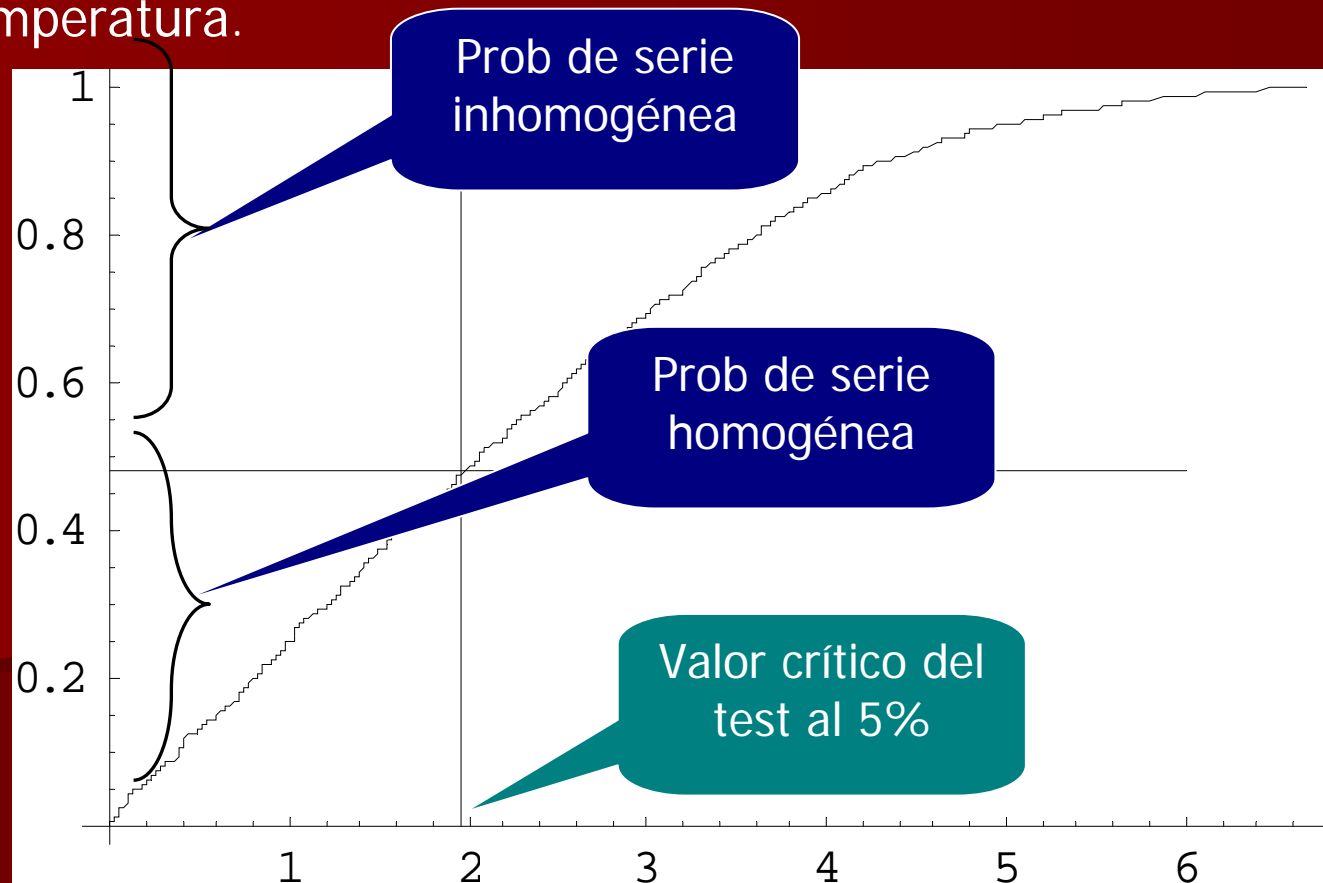
Distribución de las lagunas creciente



# DISTRIBUCIÓN DEL ESTADÍSTICO $U_{\text{MANN}}$ PARA LAS SERIES DE TEMPERATURA

Nº series inhomogéneas al 5% = 409, **un 52% del total**

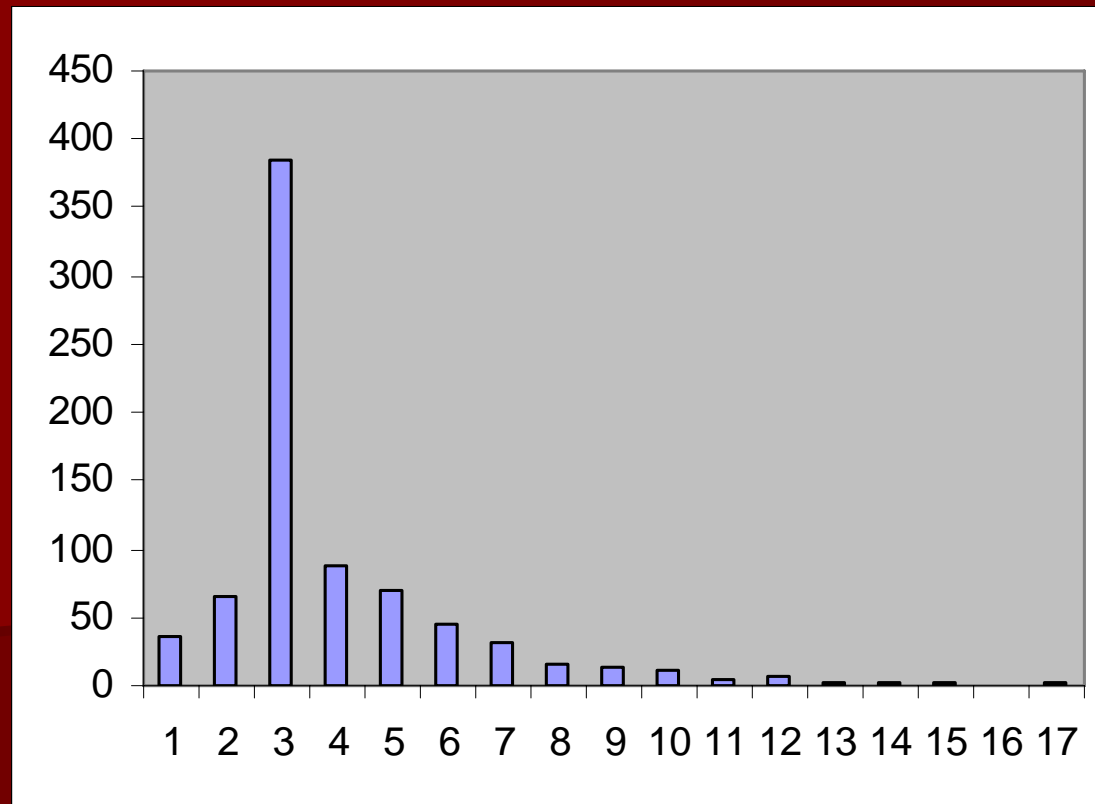
Probabilidad acumulada en función del valor absoluto del estadístico estandarizado  $|U_{\text{MANN}}|$  del test DE Mann para las series de temperatura.



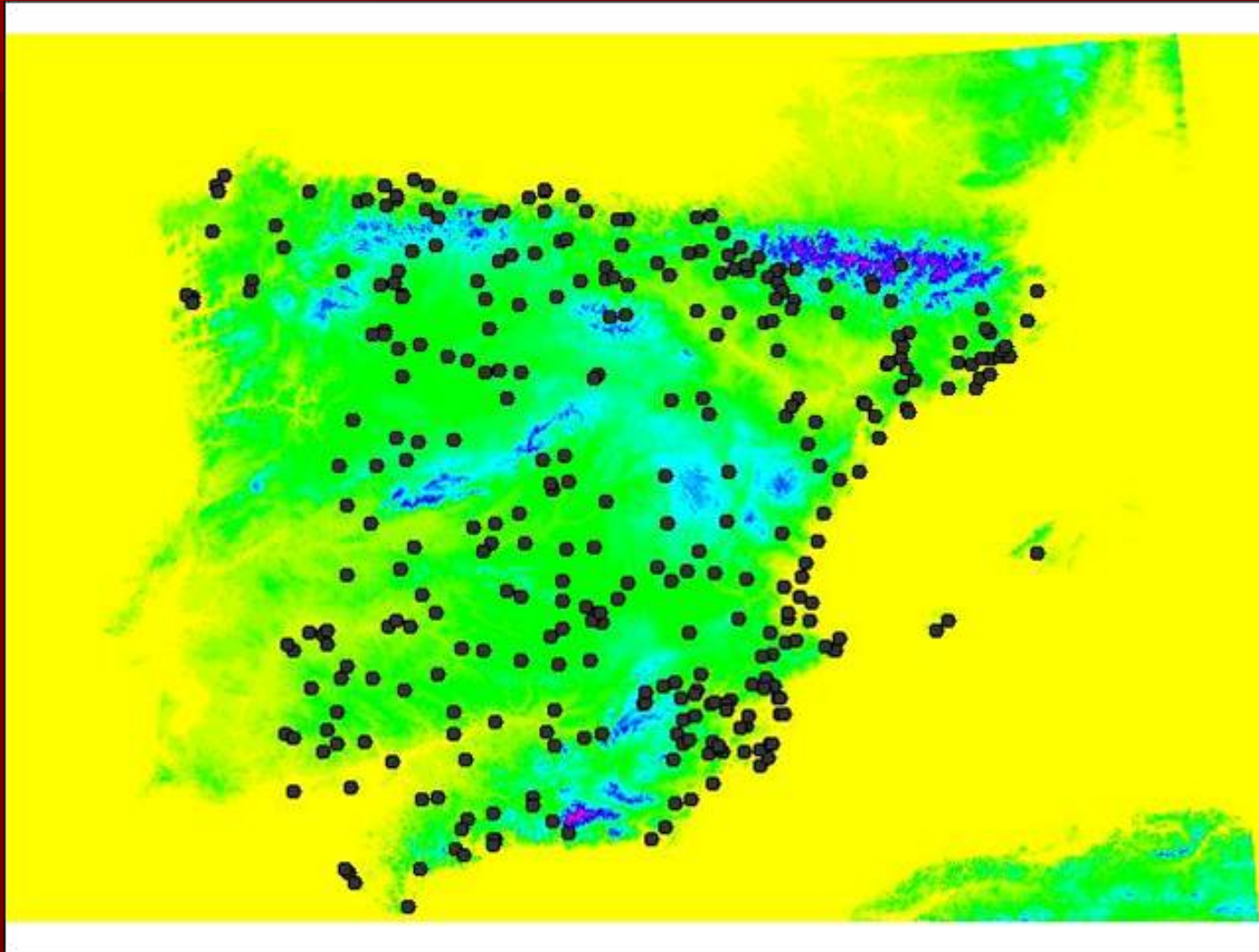
# DISTRIBUCIÓN DEL N° DE ESTACIONES DE REFERENCIA DEL TEST DE MANN

Histograma del n° de estaciones de referencia usadas en el test de Mann para las series de precipitación

En la mayor parte de los casos se han usado 3 estaciones de referencia



## DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DE LAS ESTACIONES HOMOGÉNEAS EN TEMPERATURA ANALIZADAS



# ALGUNAS REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aguilar E., Auer I., Brunet M., Peterson T.C. and Wieringa J., 2003. Guidelines on climate metadata and homogenisation. World Climate Programme Data and Monitoring WCDMP-No. 53. WMO-TD No 1186, WMO, Geneva.
- Alexandersson H. 1986. A homogeneity test applied to precipitation data. *Journal of Climatology* **6**: 661–675.
- Peterson TC, Easterling DR, Karl TR, Groisman P, Nicholls N, Plummer N, Torok S, Auer I, Böhm R, Gullett D, Vincent L, Heino R, Tuomenvirta H, Mestre O, Szentimrey T, Salinger J, Førland EJ, Hanssen-Bauer I, Alexandersson H, Jones P, Parker D. 1998.

# ALGUNAS REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Homogeneity adjustments of *in situ* atmospheric climate data: a review. *International Journal of Climatology* **18**: 1493–1517.
- Mestre O. 1999. Step-by-step procedures for choosing a model with change-points. In Proceedings of the second seminar for homogenisation of surface climatological data. Budapest, Hungary, WCDMP-No.41, WMOTD No.962: 15-26.
- Szalai S, Szentimrey T, Szinell C (eds). 1999. *Proceedings of the Second Seminar for Homogenization of Surface Climatological Data*. WMO-TD 962. WMO: Geneva, Switzerland.