

Procesamiento y Análisis de Datos Astronómicos

13.- Distribuciones en dos Dimensiones II

R. Gil-Hutton

Marzo 2020

Práctica 11:

- Utilizando la descomposición en Componentes Principales obtenida haga un agrupamiento jerárquico de los objetos. **Indique cuál sería un valor máximo para definir grupos.**
- Simule una muestra limitada por flujo (luminosidad, magnitud absoluta) de objetos distribuidos en un gran volumen de espacio utilizando para el flujo una distribución en ley de potencias del tipo:

$$\rho(> f) \propto f^{-\gamma}$$

y una distribución volumétrica uniforme para la distancia. Para armar la muestra fije un valor límite para el flujo de manera arbitraria.

Práctica 11:

- Con esta muestra:
 - aplique el método V_{max} y vea si es posible recuperar la distribución de flujo utilizada.
 - produzca errores utilizando bootstrap y compare los resultados con errores basados en \sqrt{N} .
 - asigne a cada objeto dos flujos diferentes, detecte y utilice el método de Kaplan-Meier para normalizar la distribución. Aparece alguna correlación?.

Actividades:

- Una distribución con una ley de potencia del tipo $\rho(> f) \propto f^{-\gamma}$ es una **distribución acumulativa** porque $\rho(> f)$ corresponde a **todos los elementos con valores mayores o iguales a f** .
- Supongamos una distribución de luminosidad con valores en el rango $[1, 10]$ y $\gamma = 2$. Voy a usar un histograma de 0,25 para cada bin.
- La **constante de proporcionalidad** se determina asumiendo que para $\rho(> 10) = 1$.

```
In [2]: lum=np.linspace(10,1,37)
```

```
In [3]: kk=1./10**(-2)
```

```
In [4]: rho=kk*lum**(-2)
```

```
In [5]: rho=rho/rho[-1]
```

Actividades:

- Ahora extraigo al azar las luminosidades de una **población simulada** de 20000 objetos. En el array **val** voy a guardar en cada columna luminosidad, distancia y flujo observado:

```
In [6]: rr=np.random.random(20000)
In [7]: val=np.zeros((len(rr),3))
In [8]: for ii in range(len(rr)):
...:     jj=0
...:     while(rr[ii] > rho[jj]):
...:         jj+=1
...:     val[ii,0]=lum[jj]+(np.random.random()-0.5)*0.25
...:
```

Actividades:

- Asumo un volumen total de 1000 unidades cúbicas, lo divido en 100 cáscaras de igual volumen y distribuyo los objetos con probabilidad uniforme:

```
In [9]: rad=np.zeros(100)
```

```
In [10]: rad[0]=10.**(1/3)
```

```
In [11]: for ii in range(1,100):  
...:     rad[ii]=(10.+rad[ii-1]**3)**(1/3)  
...:
```

```
In [12]: bb=np.random.randint(0,100,size=20000)
```

```
In [13]: for ii in range(20000):  
...:     if(bb[ii] != 0):  
...:         val[:,1]=(rad[bb]-rad[bb-1])*np.random.random()+rad[bb-1]  
...:     else:  
...:         val[:,1]=rad[bb]*np.random.random()  
...:
```

- Calculo el flujo observable, fijo un límite inferior de detección y extraigo la muestra:

```
In [14]: val[:,2]=val[:,0]/val[:,1]**2
```

```
In [15]: np.min(val[:,2]),np.max(val[:,2])
```

```
Out[15]: (0.008825323755358806, 1.347497375858959)
```

```
In [16]: inx=np.where(val[:,2] > 0.05)
```

```
In [17]: np.shape(inx)
```

```
Out[17]: (1, 4315)
```

```
In [18]: mue=val[inx[0],:]
```

Función de correlación angular:

- Si se desea medir la magnitud de un cierto agrupamiento de objetos se necesita **definir un estadístico** que lo cuantifique.
- Como cualquier agrupamiento de objetos incrementa el número de pares cercanos, la **función de correlación angular** punto a punto cuantifica ese valor en función de la separación angular.
- Formalmente, es el incremento fraccional, relativo a una distribución de objetos al azar, en la **probabilidad de encontrar objetos en dos ángulos sólidos separados por una cierta distancia angular**.

Función de correlación angular:

- Si $\delta\Omega_1$ y $\delta\Omega_2$ son dos ángulos sólidos separados por una distancia angular θ , la **probabilidad de encontrar objetos en ambos** es:

$$\delta\mathcal{P} = \zeta^2[1 + \omega(\theta)]\delta\Omega_1\delta\Omega_2$$

donde ζ es la **densidad superficial de objetos** y $\omega(\theta)$ es la **función de correlación angular**.

- $\omega(\theta)$ es un estadístico simple que es **fácil de medir y de interpretar**, y permite revelar **efectos sistemáticos en datos observacionales**.
- $\omega(\theta)$ es un estadístico conveniente para **comparar datos con predicciones teóricas y entre diferentes muestras observacionales**.

Función de correlación angular:

Para **obtener un estimador** de $\omega(\theta)$ para una muestra de n objetos tenemos que:

- medir las separaciones θ de **todos los pares posibles**.
- agrupar las separaciones en intervalos de clase para **obtener el número de pares en cada uno de ellos, $DD(\theta)$** .
- calcular el correspondiente número de pares en cada intervalo asumiendo una **distribución al azar para el valor medio de la densidad superficial, $RR(\theta)$** : para un intervalo centrado en θ y con ancho $\delta\theta$, $RR(\theta) = \frac{1}{2}n\zeta 2\pi\theta\delta\theta$.

Entonces, un **estimador simple para $\omega(\theta)$** es:

$$\omega_0(\theta) = \frac{DD(\theta)}{RR(\theta)} - 1$$

Función de correlación angular:

- $\omega(\theta)$ presenta algunos problemas debido a su simpleza, como la dificultad para **estimar su error en áreas pequeñas**, sufre de **errores de correlación entre bins cercanos** y presenta también **efectos de borde** importantes para muestras con agrupamiento débil.
- Para encontrar un estimador mejorado se requiere medir el área media de cada bin ($\approx 2\pi\theta\delta\theta$) usando una **integración de Monte Carlo**, para generar una distribución de comparación al azar de r puntos sobre la misma área. El resultado es el **estimador "natural"** de Blake (2002):

$$\omega_1(\theta) = \frac{r(r-1)}{n(n-1)} \frac{DD(\theta)}{RR(\theta)} - 1$$

Función de correlación angular:

Como el estimador natural de Blake también tiene sus problemas se han propuesto otros estimadores. Si $DR(\theta)$ es el número de pares **considerando objetos y valores al azar** para cada intervalo, tenemos:

- el **estimador de Peebles** (Davis and Peebles, *Astrophys. J.* **267**, 465, 1983):

$$\omega_2(\theta) = \frac{2r}{n(n-1)} \frac{DD(\theta)}{RR(\theta)} - 1$$

- el **estimador de Landy y Szalay** (Landy and Szalay, *Astrophys. J.* **412**, 64, 1993):

$$\omega_3(\theta) = \frac{r(r-1)}{n(n-1)} \frac{DD(\theta)}{RR(\theta)} - \frac{(r-1)}{n} \frac{DD(\theta)}{DR(\theta)} + 1$$

Función de correlación angular:

- el **estimador de Hamilton** (Hamilton, Astrophys. J. **417**, 19, 1993):

$$\omega_4(\theta) = \frac{4nr}{(n-1)(r-1)} \frac{DD(\theta)RR(\theta)}{DR(\theta)^2} - 1$$

Para obtener $RR(\theta)$ y $DR(\theta)$ se pueden elegir dos formas:

- elegir un conjunto muy grande de datos al azar (**tiempo de cálculo**).
- elegir muchos conjuntos pequeños de datos al azar y promediar sus resultados (si el número de conjuntos es m con r elementos cada uno, **una guía razonable es $r/n \sim 1$ y $m \gg 1$, preferentemente $m \geq 10$**).

Función de correlación angular:

Hay dos efectos instrumentales que impactan seriamente en $\omega(\theta)$: **errores de calibración en gran escala** y **alta resolución**:

- Los errores de calibración en gran escala se producen por **cambios en la densidad superficial**. El número de pares de objetos depende de la densidad superficial **local** ($DD(\theta) \propto \zeta^2$) pero el número de pares al azar depende de la densidad superficial **global** ($RR(\theta) \propto (\bar{\zeta})^2$), al ser $\zeta^2 > (\bar{\zeta})^2$ se incrementa $\omega(\theta)$ en:

$$\Delta\omega(\theta) = \frac{\zeta^2}{(\bar{\zeta})^2} - 1 = \delta^2$$

donde $\delta = (\zeta - \bar{\zeta})/\bar{\zeta}$ es la **sobre densidad superficial**.

Función de correlación angular:

- En el caso de alta resolución, si la resolución del telescopio es suficiente para separar los objetos en más de un elemento hay un **peligro real de contaminar las mediciones de $\omega(\theta)$ por una contribución en exceso** por pares aparentes debido a partes del mismo objeto.
- Este problema es mucho más serio en radio que en el óptico.
- Para poder evaluarlo se **convierten algunos de los n objetos en objetos múltiples con un promedio de \bar{c} componentes**, tomando ángulos θ lo suficientemente pequeños para que la función esté dominada por pares próximos.

Función de correlación angular:

- Si e es la fracción de valores originales fragmentados en objetos múltiples, y $f(\theta)\delta\theta$ la fracción de pares con separaciones entre θ y $\theta + \delta\theta$, **el número de pares con separaciones en ese intervalo es $nef(\theta)\delta\theta$.**
- Como el número de pares esperados al azar es $(\bar{c})^2 n \zeta \pi \theta \delta\theta$, la función de correlación angular para ángulos pequeños estará desplazada por:

$$\Delta\omega(\theta) = \frac{ef(\theta)}{(\bar{c})^2 \zeta \pi \theta}$$

Conteo en celdas:

- Una segunda técnica posible para cuantificar el agrupamiento de objetos es el **conteo en celdas**, que es una manera tradicional de hacerlo.
- Simplemente se divide el cielo en **celdas de área y forma fija** y se cuentan los objetos en cada celda, lo que provee la **probabilidad $p(N)$ de encontrar N objetos en una celda**. Si no hay agrupamiento $p(N)$ corresponde a una **distribución de Poisson**.
- Las propiedades del agrupamiento quedan **completamente caracterizadas por esta distribución**, la cual provee más información que la función de correlación angular.

Conteo en celdas:

- Si consideramos una distribución de objetos que **no muestra agrupamiento**, para una densidad superficial ζ el número medio de objetos esperados en una celda de área S es $\langle N \rangle = \zeta \times S$, y la **distribución de probabilidades $p(N)$ será una distribución de Poisson** con media y varianza iguales a $\langle N \rangle$.
- Una distribución de objetos agrupados producirá una **varianza mayor a la de una distribución al azar** debido a la presencia de celdas sin objetos junto a otras con grandes concentraciones. Para cuantificar esta propiedad se define el estimador:

$$y = \frac{\mu_2 - \bar{N}}{(\bar{N})^2}$$

donde μ_2 es el segundo momento de la distribución (**varianza**) y \bar{N} es el valor medio de la muestra total.

Conteo en celdas:

- El tercer momento de la distribución μ_3 (**sesgo**) que es de importancia especial porque mide la **asimetría del agrupamiento respecto de una distribución de Poisson** indicando la presencia de colas con celdas de gran número de objetos.
- La medida del sesgo es de mucha importancia en el **estudio de galaxias** ya que cuantifica el grado de agrupamiento gravitatorio no lineal.
- Como en una **distribución de Poisson** la media, varianza y sesgo son iguales a $\langle N \rangle$, el siguiente estadístico cuantifica el **incremento en sesgo debido al agrupamiento**:

$$z = \frac{\mu_3 - 3\mu_2 + 2\bar{N}}{(\bar{N})^3}$$

Conteo en celdas:

Al igual que en el caso de la función de correlación angular, el conteo en celdas sufre de **errores de calibración en gran escala** y **alta resolución**:

- Los errores de calibración en gran escala en este caso **incrementan la varianza y el sesgo** en:

$$\Delta y = \frac{\bar{\zeta}^2}{(\bar{\zeta})^2} - 1 = \bar{\delta}^2$$

$$\Delta z = \frac{\bar{\zeta}^3}{(\bar{\zeta})^3} - 1 = \bar{\delta}^3$$

donde δ es la **sobre densidad superficial**.

Conteo en celdas:

- En el caso de los errores por alta resolución, los **desplazamientos para la varianza y sesgo** son (Blake 2002):

$$\Delta y = \frac{1}{\zeta S} \left[\frac{2e + 6f}{1 + e + 2f} \right]$$
$$\Delta z = \frac{1}{(\zeta S)^2} \left[\frac{6f}{1 + e + 2f} \right]$$

donde S es el área de la celda, ζ es la densidad superficial, e la fracción de objetos dobles y f la fracción de objetos triples.

- Es **bastante crítica la presencia de objetos múltiples para la estimación del sesgo**. Si bien el sesgo es casi **insensible a los objetos dobles**, es al mismo tiempo **muy sensible a los triples**.

Espectro de potencia angular:

El **espectro de potencia angular**, c_l , asume que la densidad superficial de objetos se expresa como una suma de fluctuaciones de densidad angular con diferentes frecuencias.

- Se parte de un **campo de densidad continuo**:

$$\zeta(\phi, \theta) = \sum_{l=0}^{\infty} \sum_{m=-l}^{+l} a_{l,m} \mathcal{Y}_{l,m}(\phi, \theta)$$

donde $a_{l,m}$ son coeficientes, $\mathcal{Y}_{l,m}$ son **armónicos esféricos**, $0 \leq \theta \leq 2\pi$ y $-\pi/2 \leq \phi \leq \pi/2$.

- La probabilidad de encontrar un objeto en un elemento de ángulo sólido $\delta\Omega$ en la posición (θ, ϕ) es:

$$\delta p = \zeta(\phi, \theta) \delta\Omega$$

Espectro de potencia angular:

- En esta formulación, el espectro de potencia angular se define como:

$$|a_{l,m}|^2 = c_l$$

donde la asunción de isotropía asegura que $|a_{l,m}|^2$ es una función sólo de l y no de m .

- Tanto $a_{l,m}$ como $\mathcal{Y}_{l,m}$ son cantidades complejas y, debido a que $\zeta(\phi, \theta)$ es real, tenemos que $a_{l,-m} = a_{l,m}^*$.
- En este modelo para el campo de densidad las partes reales e imaginarias de $a_{l,m}$ se obtienen independientemente de distribuciones de tal modo que la normalización satisfaga $|a_{l,m}|^2 = c_l$.

Espectro de potencia angular:

- Si consideramos un survey de todo el cielo, como los $\mathcal{Y}_{l,m}$ son ortonormales es posible invertir las ecuaciones para obtener $a_{l,m}$:

$$a_{l,m} = \int \zeta(\phi, \theta) \mathcal{Y}_{l,m}^*(\phi, \theta) d\Omega$$

lo que sugiere que un estimador de $a_{l,m}$ es la suma de los armónicos esféricos en las n posiciones (θ_i, ϕ_i) :

$$E(a_{l,m}) = \sum_{i=1}^n \mathcal{Y}_{l,m}^*(\phi_i, \theta_i)$$

y un estimador para c_l es:

$$E(c_{l,m}) = |E(a_{l,m})|^2 - \zeta_0 \quad c_l = \langle E(c_{l,m}) \rangle$$

donde ζ_0 es la densidad superficial media que se incluye para compensar por la distribución discreta.

Espectro de potencia angular:

- Si consideramos un survey de cielo parcial hay que hacer algunas modificaciones pero se termina obteniendo:

$$E(c_{l,m}) = \frac{|E(a_{l,m}) - \zeta_0 \mathcal{I}_{l,m}|^2}{\mathcal{J}_{l,m}} - \zeta_0$$

donde $\zeta_0 = n/\Delta\Omega$ siendo $\Delta\Omega$ el área del survey y:

$$\mathcal{I}_{l,m} = \int_{\Delta\Omega} \mathcal{Y}_{l,m}^* d\Omega \quad \mathcal{J}_{l,m} = \int_{\Delta\Omega} |\mathcal{Y}_{l,m}|^2 d\Omega$$

Espectro de potencia angular:

- En teoría el espectro de potencia angular, c_l , es **equivalente** a la función de correlación angular, $\omega(\theta)$. Las dos cantidades están relacionadas por:

$$c_l = 2\pi\zeta_0^2 \int_{-1}^{+1} \omega(\theta) \mathcal{P}_l(\cos \theta) d(\cos \theta)$$

$$\omega(\theta) = \frac{1}{4\pi\zeta_0^2} \sum_{l=1}^{\infty} (2l+1) c_l \mathcal{P}_l(\cos \theta)$$

donde \mathcal{P}_l son polinomios de Legendre.

Otras formas de análisis:

- Análisis topológico (Gott et al., *Astrophys. J.* **340**, 625, 1989).
- Árboles de extensión mínima (Barrow, Bhavsar and Sonada, *MNRAS* **216**, 17, 1985).
- Teoría de percolación (Dekel and West, *Astrophys. J.* **288**, 11, 1985).
- Funciones de correlación de alto orden (Peebles and Groth, *Astrophys. J.* **196**, 1, 1975).
- Análisis fractal (Martinez et al., *Astrophys. J.* **357**, 50, 1990).

Práctica 12

Para un conjunto de objetos con coordenadas (θ, ϕ) :

```
( 54.43 39.01), ( 22.82 23.42), (162.06 -3.00), ( 52.76 41.10), (159.23 62.97),  
(194.82 32.25), (195.20 44.26), (103.93 70.33), (103.95 16.42), (138.32 -19.43),  
( 38.74 46.30), (113.11 12.45), ( 57.53 -36.07), ( 84.96 -39.78), ( 80.30 25.66),  
( 57.29 2.97), ( 88.42 0.80), (129.03 9.28), (132.35 8.32), (-20.55 29.36),  
(126.02 9.27), (169.62 64.72), ( 72.02 -12.41), (124.88 10.39), (148.71 16.71),  
(112.04 89.31), (193.71 32.61), ( 60.11 13.35), (101.87 8.22), ( 51.07 23.63),  
(127.61 -8.69), (128.83 -62.72), ( 69.74 15.08), ( 87.93 31.96), ( 80.57 44.37),  
(204.89 -42.29), ( 57.63 55.36), ( 93.32 -18.69), (106.57 23.87), (164.41 38.46),  
(162.02 24.01), ( 91.96 17.42), ( 41.53 36.09), (184.32 -27.34), ( 78.42 20.07),  
(150.25 -11.29), ( 5.11 52.38), ( 60.40 31.39), (170.58 9.92), ( 50.23 89.83),  
(104.32 12.71), (105.64 84.09), (160.47 19.51), ( 99.75 -8.25), ( 79.83 -21.24),  
(144.63 12.63), ( 60.65 -23.28), (127.11 42.92), ( 91.27 21.76), (123.97 21.09),  
(105.32 -7.44), (176.37 52.37), ( 71.76 -14.17), ( 41.53 48.17), ( 5.46 16.93),  
( 74.95 -40.73), (134.38 -24.06), ( 96.58 -26.26), ( 61.35 19.02), (120.19 -4.08),  
( 46.19 -9.34), (121.22 -13.26), ( 93.16 -12.93), (129.26 79.56), ( 5.17 1.40),  
(140.20 55.48), ( 93.90 37.84), ( 74.99 -46.07), ( 29.86 -27.06), (128.54 7.51),  
( 12.61 -12.46), ( 81.03 5.04), ( 40.82 6.88), (116.76 24.85), (176.26 17.35),  
( 1.61 38.21), (129.16 -15.80), (127.19 35.96), ( 14.13 20.20), ( 36.87 34.13),  
( 85.16 27.67), (136.10 44.62), (101.88 52.10), (211.70 21.57), ( 48.06 -18.70),  
( 46.25 8.72), (107.61 29.39), ( 25.37 30.88), (137.28 40.91), (189.28 -6.07)
```

Práctica 12

- Verifique si corresponden o no a una distribución uniforme.
- Calcule su mediana esférica, vector medio, estime sus errores y compruebe si hay simetría rotacional.
- Repita los ejercicios anteriores adicionando a las coordenadas errores al azar distribuídos según von Mises-Fisher con $\kappa = 2$. Compare los resultados.

Entrega

Para la próxima clase

Por consultas:

ricardo.gil-hutton@conicet.gov.ar

Grupo de Ciencias Planetarias - CUIM 2