



Análisis de métodos observacionales de detección de subestructura mediante simulaciones

J.P. Caso^{1,2}

¹ *Facultad de Ciencias Astronómicas y Geofísicas, UNLP, Argentina*

² *Instituto de Astrofísica de La Plata, CONICET-UNLP, Argentina*

³ *Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, Argentina*

Contacto / jpcaso@fcaglp.unlp.edu.ar

Resumen / La existencia de subestructura en los cúmulos de galaxias cercanos tiene implicaciones en el estado dinámico de estos, y a partir de allí en nuestra interpretación de los mecanismos astrofísicos que los rigen. Por esto, es necesario contrastar los resultados observacionales de detección de subestructura en cúmulos de galaxias del Universo local, con aquellos surgidos de aplicar métodos análogos en simulaciones numéricas. En esta contribución se presentan resultados preliminares del estudio de tres métodos observacionales de determinación de subestructura.

Abstract / The existence of substructure in nearby galaxy clusters has implications in their dynamical state, and subsequently in our understanding of the astrophysical processes that rule them. On account of this, it is necessary to corroborate the observational results of substructure detection in clusters of galaxies from the Local Universe, with those emerging from numerical simulations. In this work are presented preliminary results from the analysis of three observational methods for substructure detection.

Keywords / galaxies: clusters: general — galaxies: distances and redshifts — galaxies: halos

1. Introducción

El ambiente en que las galaxias residen afecta su historia evolutiva, siendo el mejor ejemplo de esto la influencia del mismo en la proporción de galaxias de tipo temprano (GTT, e.g. McNaught-Roberts et al., 2014). Pero la influencia del ambiente no se detiene allí, pues diversos trabajos apuntan a diferencias en los caminos evolutivos de GTT en ambientes de baja densidad, lo cual se refleja en sus propiedades a $z = 0$ (e.g. Tal et al., 2009; Lacerna et al., 2016), así como propiedades disímiles entre galaxias centrales y satélites en cúmulos de galaxias (Spindler & Wake, 2017; Cora et al., 2018), e incluso entre galaxias pertenecientes a cúmulos en diferentes estados dinámicos (Roberts & Parker, 2017; Costa et al., 2018; Nascimento et al., 2019). Debido a esto, una correcta caracterización del entorno es relevante para alcanzar una mejor comprensión de los procesos astrofísicos que moldean las galaxias del Universo Local.

En trabajos observacionales, la detección de subestructura depende de múltiples factores relacionados con la recolección y posterior análisis de los datos, como los métodos usados, la profundidad fotométrica del relevamiento, o la fracción de galaxias con velocidades radiales medidas (e.g. Hou et al., 2009), pero también de propiedades astrofísicas, como la masa total de los cúmulos estudiados, o el rango de *redshift* cosmológico (e.g. Roberts & Parker, 2019). En función de estas características, la fracción de cúmulos de galaxias con subestructura significativa puede diferir entre menos de 20 % y más del 80 % (Girardi et al., 1997; Wing & Blanton, 2013). La comparación de los distintos métodos existentes me-

diante catálogos de galaxias simulados, pone en relieve la sensibilidad de los mismos para detectar subestructuras existentes, pero también su propensión a generar falsos positivos (Yu et al., 2015).

En Caso & Vega-Martínez (2019) hemos analizado el método de percolación para identificar grupos y cúmulos, planteando posibles restricciones tendientes a disminuir el grado de contaminación. En la presente contribución se presentan resultados preliminares del análisis de tres métodos de detección de subestructura, con el objetivo de identificar sus fortalezas y debilidades.

2. La muestra

Para generar la muestra de cúmulos de galaxias simulados se utiliza la simulación cosmológica de materia oscura MDPL2, perteneciente al proyecto Multidark (Klypin et al., 2016) y disponible públicamente en la página del proyecto*. El catálogo de halos corresponde al generado por el código ROCKSTAR (Behroozi et al., 2013) para la instantánea correspondiente a $z = 0$. Para cada halo se extraen su posición, velocidad, masa virial y clasificación (i.e., halo principal, o subhalo asociado a otro más masivo). Se utiliza la masa virial para establecer un corte inferior en $10^{11} M_{\odot}$. Se supone que cada subhalo alberga una galaxia satélite, en tanto que las galaxias centrales residen en halos principales. Puesto que el objetivo es generar muestras similares al Universo Local, se dividió el volumen de la simulación en cubos de $100 h^{-1} \text{ Mpc}$ de lado, teniendo cuidado de no generar biases en los bor-

*<https://www.cosmosim.org/>

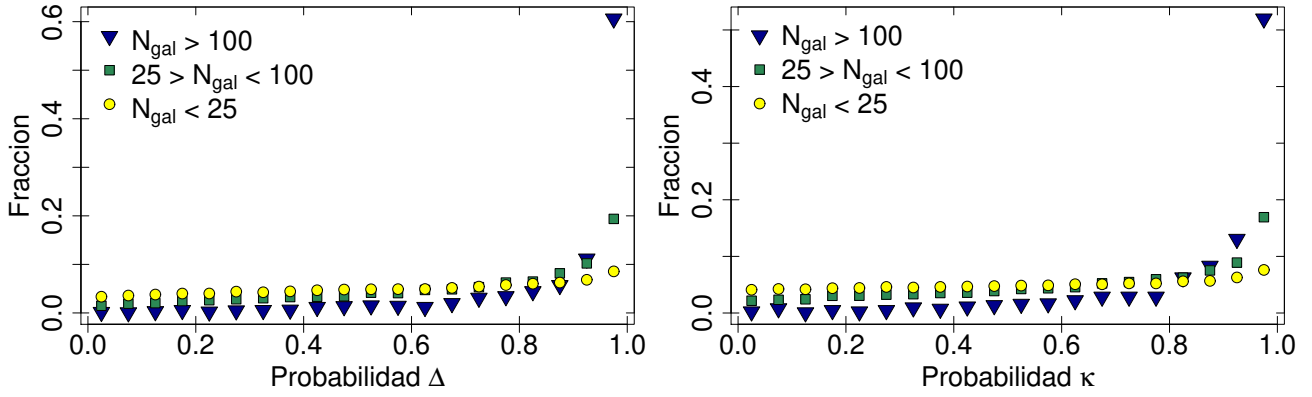


Figura 1: Distribución de los estadísticos Δ (*panel izquierdo*, Dressler & Shectman, 1988) y κ (*panel derecho*, Colless & Dunn, 1996). Los símbolos representan tres rangos de halos principales, separados de acuerdo a la cantidad de subhalos, que se asume en este caso como un *proxy* de la masa total del sistema.

des. Para evitar el cálculo de proyecciones, el análisis es restringido a los planos resultantes de las coordenadas cartesianas. Las distancias en la línea de la visual son usadas para calcular las velocidades de recesión, suponiendo $H_0 = 67.77 \text{ km s}^{-1} \text{ Mpc}^{-1}$, y las mismas se suman a las velocidades propias de cada halo.

2.1. Asignación de magnitudes

Puesto que se supone que cada halo alberga una única galaxia, se asigna a éstos luminosidades en el filtro K , a partir de un método HOD (Vale & Ostriker, 2006; Conroy et al., 2006), sin diferenciar entre galaxias satélites y centrales. Se utiliza la función de luminosidad de Schechter (Schechter, 1976) en magnitudes, proponiendo los parámetros ajustados por Kochanek et al. (2001) a partir del relevamiento 2MASS. Se toma como punto de partida la magnitud absoluta de NGC 4889, la galaxia más brillante del cúmulo de Coma, $M_K = -26.5$.

2.2. Incertezas en medición de velocidades en la línea de la visual

Para incluir incertezas en las mediciones de velocidades radiales, se tuvieron en cuenta los errores medios y sus desvíos como función de la magnitud aparente K , calculados a partir del catálogo del 2MASS Redshift Survey (Huchra et al., 2012). De este modo, y en función de la magnitud aparente de la galaxia que alberga, se añadió un error aleatorio a la velocidad de recesión en la línea de la visual de cada halo, usando los mencionados errores medios y dispersiones como parámetros de una distribución Gaussiana. Para mayor información sobre los procedimientos descriptos en esta Sección puede consultarse Caso & Vega-Martínez (2019).

3. Los métodos

Se trabaja con tres métodos ampliamente utilizados por la comunidad. Los dos primeros son métodos de vecinos cercanos, y se valen de información 3D, i.e. posición proyectada y velocidad en la línea de la visual, para evaluar apartamientos en la distribución de velocidades. El

método Δ (Dressler & Shectman, 1988) tiene en cuenta variaciones locales de la velocidad media y la dispersión, calculadas a partir de los n vecinos más próximos, respecto a los parámetros globales del cúmulo. Si bien el método fue originalmente planteado con un valor fijo de $n = 10$, trabajos recientes han adoptado una escala variable, igual a la raíz cuadrada de la cantidad de miembros del sistema (e.g. Aguerri & Sánchez-Janssen, 2010; Foëx et al., 2017). Para cada miembro del sistema se estima su desviación respecto a los parámetros globales, a partir de la expresión:

$$\delta_i = \left\{ \frac{\sqrt{N_{\text{tot}}} + 1}{\sigma_{\text{tot}}} [(\bar{v}_i - \bar{v}_{\text{tot}})^2 + (\sigma_i - \sigma_{\text{tot}})^2] \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (1)$$

donde $\bar{v}_i$ y σ_i representan la velocidad media y la dispersión de velocidades calculadas mediante los $\sqrt{N_{\text{tot}}}$ vecinos más próximos, en tanto que $\bar{v}_{\text{tot}}$ y σ_{tot} son los parámetros obtenidos a partir de la totalidad de los miembros del sistema. El estadístico resultante para el sistema es $\Delta = \sum \delta_i$.

El método κ (Colless & Dunn, 1996) supone que la distribución de velocidades en la línea de la visual podría no ser adecuadamente descrita por sus dos primeros momentos, por lo que utiliza la probabilidad resultante de una distribución Kolmogorov-Smirnov para dos muestras. Dichas muestras están conformadas por los $\sqrt{N_{\text{tot}}}$ vecinos más próximos a cada objeto, y por la población completa del sistema. La probabilidad obtenida en cada caso, $P_{\text{KS},i}$, contribuye al estadístico del sistema, según la expresión $\kappa = \sum -\log(P_{\text{KS},i})$. Para ambos tests, la significancia estadística del resultado se estima a partir de muestras simuladas, en las que las velocidades radiales medidas para las galaxias se intercambian aleatoriamente.

El tercer método tiene en cuenta la distribución proyectada de las galaxias para generar un mapa de densidad suavizado. Siguiendo el procedimiento descrito en Armitage et al. (2018), se representó cada galaxia con una Gaussiana de dispersión 200 kpc, y se ajustó un perfil de King en coordenadas elípticas. Luego se obtienen los residuos, respecto al mapa suavizado, y se calcula su peso relativo respecto al ajuste, generando el estadístico Δ_{dens} , que resulta en un proxy de la fracción de galaxias involucradas en la subestructura.

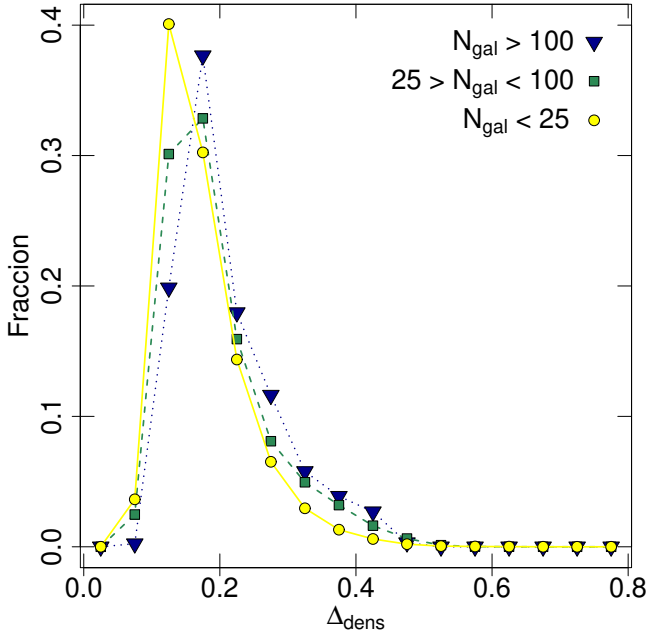


Figura 2: Distribución del estadístico Δ_{dens} , correspondiente al tercer método. Los símbolos representan tres rangos de halos principales descriptos previamente.

4. Resultados

Para evitar problemas relacionados con estadística de bajos números, se limita el estudio a halos principales que contengan al menos 10 subhalos (i.e., $N_{\text{gal}} > 10$), puesto que sistemas con menos miembros pueden conducir a resultados poco confiables (e.g. Hou et al., 2012). Además, con el objetivo de analizar posibles variaciones en sistemas con distinta riqueza, se divide la muestra en tres intervalos, que corresponden a halos principales con $10 < N_{\text{gal}} < 25$, $25 \leq N_{\text{gal}} < 100$, y $N_{\text{gal}} \geq 100$. Los halos principales en estos rangos presentan valores medios de masas viriales de $3 \times 10^{13} M_{\odot}$, $10^{14} M_{\odot}$ y $10^{15} M_{\odot}$, respectivamente, y se asemejan a las masas estimadas para los cúmulos de Fornax (Drinkwater et al., 2001; Schuberth et al., 2010), Virgo (Côté et al., 2003; Rines & Diaferio, 2006; Simionescu et al., 2017) y Coma (Kubo et al., 2007).

La Figura 1 muestra la distribución de estadísticos para los métodos Δ y κ , separando los halos principales según los rangos previamente indicados. La presencia de subestructura significativa aparentaría ser más frecuente conforme se incrementa la cantidad de subhalos en el sistema. Si planteamos niveles de confianza superiores a 0.9, similar a otros trabajos de la literatura, entonces el 15 % de los halos principales con $10 < N_{\text{gal}} < 25$ presentan subestructura significativa según los tests Δ y κ , este valor crece a 26–29 % para halos con $25 \leq N_{\text{gal}} < 100$, y llega a 65–70 % en halos con $N_{\text{gal}} \geq 100$. Otro parámetro que podemos determinar es la fracción de subhalos que pertenecen a las subestructuras. Para esto, consideramos aquellos subhalos en los que δ_i , en el caso del test

Δ , o $P_{\text{KS},i}$, en el caso del test κ , sean mayores que el valor correspondiente al percentil 90 entre aquellos obtenidos a partir de las muestras simuladas. Para halos principales con subestructura significativa, la media de la fracción de subhalos asociados a las mismas presenta una dispersión considerable, con valores medios que varían de 0.40 para halos principales con $10 < N_{\text{gal}} < 25$, a 0.25 para halos con $N_{\text{gal}} \geq 100$, en el caso del test Δ . El test κ arroja fracciones sensiblemente menores, que pocas veces superan 0.20.

El último método proporciona la fracción de subhalos que contribuyen a la existencia de subestructura. Con respecto a los métodos anteriores, los resultados son menos concluyentes (ver Figura 2). Un test K-S arroja un estadístico $D = 0.37$, y por ende un valor de probabilidad de $\approx 20\%$, que no permite establecer diferencias significativas entre las distribuciones para halos con $10 < N_{\text{gal}} < 25$ y con $25 \leq N_{\text{gal}} < 100$. Mismo resultado se obtiene al comparar la distribución de estos últimos con la de aquellos halos con $N_{\text{gal}} \geq 100$, en tanto que el test K-S sí resulta en un rechazo al 95 % de confianza cuando se comparan las distribuciones correspondientes a ambos extremos, $10 < N_{\text{gal}} < 25$ y $N_{\text{gal}} \geq 100$.

Estos resultados son preliminares, y se requiere mejorar el análisis para los tres métodos.

Referencias

- Aguerri J.A.L., Sánchez-Janssen R., 2010, *A&A*, 521, A28
 Armitage T.J., et al., 2018, *MNRAS*, 474, 3746
 Behroozi P.S., Wechsler R.H., Wu H.Y., 2013, *ApJ*, 762, 109
 Caso J.P., Vega-Martínez C.A., 2019, *MNRAS*, 489, 4875
 Colless M., Dunn A.M., 1996, *ApJ*, 458, 435
 Conroy C., Wechsler R., Kravtsov A., 2006, *ApJ*, 647, 201
 Cora S.A., et al., 2018, *MNRAS*, 479, 2
 Costa A.P., Ribeiro A.L.B., de Carvalho R.R., 2018, *MNRAS*, 473, L31
 Côté P., et al., 2003, *ApJ*, 591, 850
 Dressler A., Shectman S.A., 1988, *AJ*, 95, 985
 Drinkwater M., Gregg M., Colless M., 2001, *ApJL*, 548, L139
 Foëx G., Böhringer H., Chon G., 2017, *A&A*, 606, A122
 Girardi M., et al., 1997, *ApJ*, 482, 41
 Hou A., et al., 2009, *ApJ*, 702, 1199
 Hou A., et al., 2012, *MNRAS*, 421, 3594
 Huchra J.P., et al., 2012, *ApJS*, 199, 26
 Klypin A., et al., 2016, *MNRAS*, 457, 4340
 Kochanek C.S., et al., 2001, *ApJ*, 560, 566
 Kubo J.M., et al., 2007, *ApJ*, 671, 1466
 Lacerna I., et al., 2016, *A&A*, 588, A79
 McNaught-Roberts T., et al., 2014, *MNRAS*, 445, 2125
 Nascimento R.S., et al., 2019, *MNRAS*, 483, L121
 Rines K., Diaferio A., 2006, *AJ*, 132, 1275
 Roberts I.D., Parker L.C., 2017, *MNRAS*, 467, 3268
 Roberts I.D., Parker L.C., 2019, *MNRAS*, 490, 773
 Schechter P., 1976, *ApJ*, 203, 297
 Schuberth Y., et al., 2010, *A&A*, 513, A52
 Simionescu A., et al., 2017, *MNRAS*, 469, 1476
 Spindler A., Wake D., 2017, *MNRAS*, 468, 333
 Tal T., et al., 2009, *AJ*, 138, 1417
 Vale A., Ostriker J.P., 2006, *MNRAS*, 371, 1173
 Wing J.D., Blanton E.L., 2013, *ApJ*, 767, 102
 Yu H., et al., 2015, *ApJ*, 810, 37