



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE LA PLATA

Tesis para obtener el grado académico de
Doctor en Astronomía

ESTUDIO DEL FLUJO ÓPTICO Y DE RAYOS-X SOBRE BLAZARES

Lic. Lorena C. Zibecchi

Directora: Dra. Ileana Andruchow
Co-Director: Dr. Jorge A. Combi

LA PLATA, ARGENTINA
- JUNIO DEL 2018 -



Facultad de Ciencias
**Astronómicas
y Geofísicas**

UNIVERSIDAD NACIONAL DE LA PLATA

Prefacio

Esta Tesis es presentada como parte de los requisitos para obtener el grado académico de Doctor en Astronomía de la Universidad Nacional de La Plata. La misma contiene los resultados de los estudios desarrollados bajo la dirección de la Dra. Ileana Andruchow y el Dr. Jorge A. Combi, investigadores y docentes de la Facultad de Ciencias Astronómicas y Geofísicas de La Plata.

Lorena C. Zibecchi.
e-mail: lzibecchi@fcaglp.unlp.edu.ar
La Plata, Junio de 2018.

Resumen

Los blazares son núcleos de galaxias activos cuyo jet apunta al observador y están caracterizados por fuerte radiación en todo el espectro electromagnético, dominada por procesos no térmicos, cuya distribución espectral de energía (SED) es típicamente bimodal. Con la llegada de nuevos instrumentos como Fermi, se los dividió en tres nuevas categorías, según la frecuencia del pico a bajas energías de la SED. Si bien existen estudios sobre blazares en particular, es poco lo que se conoce en cuanto al comportamiento en aspectos detallados tales como la incidencia de la variabilidad en el flujo óptico y en altas energías en los mismos y en particular en la suclasificación mencionada antes. En la presente Tesis Doctoral, se proponen buscar fuentes en bases de datos públicas en diferentes longitudes de onda (sobretudo, Rayos-X), sobre las cuales se harán estudios ópticos intensivos. Dado que el número de fuentes catalogadas como blazares está creciendo continuamente, se busca ampliar y mejorar el conocimiento sobre las SEDs aportando datos confiables y de calidad a las bases de datos existentes.

El propósito principal del plan de trabajo es recopilar información en la banda óptica y de altas energías, de la emisión de distintas clases de blazares (como la llamada secuencia de blazares) que permitan construir un panorama realista de los procesos físicos que tienen lugar en este tipo de objetos, y su relación con otros tipos de AGNs. Se buscarán blazares de particular interés que figuren en bases de datos públicas de satélites de Rayos-X y, eventualmente, en bases de datos de observatorios de rayos- γ , como Fermi y HESS. La muestra seleccionada servirá de base para estudios ópticos intensivos sobre las fuentes de mayor interés. Estos estudios tienen como finalidad mejorar el conocimiento de sus SEDs, caracterizar (de ser posible) sus galaxias anfitrionas, y obtener información física y geométrica sobre las regiones de emisión mediante curvas de luz con alta resolución temporal. Con respecto a esto último, se ha realizado un estudio exhaustivo, tanto observacional como teórico sobre los distintos test estadísticos que se aplican para estimar la variabilidad de los AGN en general, y de los blazares en particular. Estos objetos son conocidos por ser importantes emisores a lo largo de todo el espectro electromagnético y también por la variación que se detecta en este flujo a distintas escalas temporales. En este plan, nos centraremos en las variaciones en escalas temporales de horas (microvariabilidad) del flujo óptico. Se realizará un estudio sobre los distintos test estadísticos que se aplican actualmente. La motivación que nos lleva a realizar este estudio se debe a que recientemente se ha propuesto en la literatura el empleo de nuevos test estadísticos que, en muchos casos, producen resultados contradictorios.

A mi Señor Jesucristo y a mi familia.

Índice general

Prefacio	iii
Resumen	v
1. Introducción	1
1.1. Núcleos Galácticos Activos	1
1.2. Blazares	2
1.2.1. Variabilidad	3
2. Herramientas estadísticas	5
2.1. Introducción	5
2.2. Estadística C	6
2.3. Estadística F	7
2.4. Observaciones y reducción de datos	8
2.4.1. Análisis de los resultados	8
2.4.2. Distribuciones	11
2.4.3. Detalles en las distribuciones	12
2.5. Indagando dentro del criterio C	16
2.6. Resultados de las estrella de campo	18
2.7. Discusión	20
2.8. Conclusiones	22
3. Simulaciones	25
3.1. Introducción	25
3.2. Simulaciones	25
3.2.1. Descripción	25
3.2.2. Implementación	26
3.2.3. Aplicación de las estadísticas	29
3.3. Resultados y análisis	29
4. Muestra de Blazares	31
4.1. Selección de la muestra	31
4.2. Historia de los objetos	31
5. Análisis Multifrecuencia de la muestra de Blazares	37
5.1. Óptico	37
5.1.1. Características del Observatorio CASLEO	37
5.1.2. Observaciones en CASLEO	38
5.1.3. Reducción, procesamiento y calibración	41
5.1.4. Análisis de los resultados: Variabilidad	52
	ix

ÍNDICE GENERAL

5.2. Rayos-X	62
5.2.1. Características del satélite <i>Chandra</i>	63
5.2.2. Obtención y reducción de los datos	63
5.3. Rayos- γ	66
5.3.1. Características del satélite <i>Fermi</i>	67
5.3.2. Obtención y reducción de los datos	67
6. Discusión	71
7. Conclusiones	73
A. La función de densidad de distribución del estadístico D	75

Índice de figuras

1.1. Modelo estándar	2
1.2. Unificación de AGNs	2
2.1. Comparación entre las estadísticas C y F (99.5 % nivel de significancia). Un ampliamento de la zona cercana a (1,1) se muestra. Las líneas sólidas indican el límite de los valores críticos para ambas estadísticas.	11
2.2. Histograma de los valores de Γ	12
2.3. Histogramas de Δm para los casos: Var/Var, NVar/Var y NVar/NVar.	13
2.4. Histogramas de Δt para los casos: Var/Var, NVar/Var y NVar/NVar.	13
2.5. Histogramas de n para los casos: Var/Var, NVar/Var y NVar/NVar.	14
2.6. Histogramas de σ_2 pesado (i.e. $\sigma_2\Gamma$) para los casos: Var/Var, NVar/Var y NVar/NVar.	14
2.7. Ejemplo de una densidad de distribución de Fisher F	17
2.8. Distribución de los porcentajes de estrellas por campo	20
3.1. Imagen simulada. <i>Arriba</i> : AGNs con diferentes magnitudes. <i>Abajo</i> : candidatos a las estrellas de control y comparación.	28
3.2. Distintos tipos de variaciones, junto con la curva de control.	29
3.3. Primeros resultados	30
4.1. PKS 0208-512	33
4.2. HB89 0521-365	34
4.3. PKS 2155-304	35
5.1. Telescopio JS	37
5.2. Campos de blazares I	45
5.3. Campos de blazares II	46
5.4. Campos de blazares III	47
5.5. Campos de blazares IV	48
5.6. Campos de blazares V	49
5.7. Campos de blazares VI	50
5.8. Parámetros de la tarea mknobsfile de IRAF	51
5.9. Parámetros de la tarea mknconfig de IRAF	51
5.10. Archivo de configuración	52
5.11. Parámetros de la tarea fitparams de IRAF	53
5.12. Ventana interactiva de la tarea fitparams	53
5.13. Archivo de ajuste	54
5.14. Parámetros de la tarea invertfits de IRAF.	54
5.15. PMN J0847-2337	55
5.16. 3FGL J1958.2-3011	55

5.17. PKS 1443-389	56
5.18. BZB J1917-192	56
5.19. PKS J1517-242 2014	57
5.20. PKS J1517-242 2015	57
5.21. PKS J1517-242	58
5.22. HB89 1127-145	59
5.23. PKS 1510-089	59
5.24. 2126-158	60
5.25. PKS 2149-306	61
5.26. PKS 2155-304	62
5.27. 0208-512	62
5.28. Base de datos <i>Chandra Data Archive</i>	66
5.29. Base de datos <i>Fermi LAT</i>	69

Índice de tablas

2.1. Resultados del criterio C y del test F	9
2.2. Resultados del criterio C y del test F (<i>Cont.</i>)	10
2.3. Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov. Las columnas muestran la variable considerada; las distribuciones a comparar; el parámetro estadístico de KS Z ; la máxima distancia entre las distribuciones, d ; y el área hacia la izquierda bajo la distribución del parámetro estadístico Z , $1 - prob.$	15
3.1. Valores de las condiciones instrumentales y atmosféricas usadas en las simulaciones.	27
4.1. Datos de los objetos	32
5.1. Telescopio JS	38
5.2. Turnos	39
5.3. Datos en el óptico	43
5.4. Datos en la banda de rayos-X	64
5.5. Datos en la banda de rayos-X (<i>Cont.</i>)	65
5.6. Obs. Fermi	68

Capítulo 1

Introducción

1.1. Núcleos Galácticos Activos

Los núcleos galácticos activos (AGNs) podrían definirse como las regiones centrales de galaxias las cuales, independientemente de su morfología, muestran una liberación sustancial de energía más allá de la que se pueda atribuir a procesos normales en estrellas, en el medio interestelar y en sus interacciones. Estas fuentes son consideradas como las más potentes en el Universo, con emisiones de energía que van desde los 10^{40}ergs^{-1} hasta los 10^{47}ergs^{-1} . Dicha emisión está distribuida a través de todo el espectro electromagnético, con un pico en el ultravioleta (UV) y luminosidad significativa en rayos-X e infrarrojo (IR); y solamente está espacialmente resuelta en la banda de radio, donde en ocasiones existe evidencia de flujos de material colimados a velocidades relativistas (jets).

Los AGNs presentan variaciones en sus flujos en todas las longitudes de onda, con escalas temporales de años y muchas veces hasta de días, horas y minutos. A través del principio de causalidad, si un AGN varía rápidamente (posee escalas de variabilidad cortas), su tamaño debe ser menor que el tiempo-luz de cruce del objeto pues sino la variación se vería suavizada. A su vez, las altas luminosidades que se dan en estas fuentes están relacionadas a masas lo suficientemente grandes como para que la gravedad contrarreste la fuerza ejercida por la presión de radiación, la cual tiende a desmembrar al objeto. Así, la combinación de tamaño acotado más grandes masas sugieren altas densidades para estos objetos, lo que lleva al modelo de agujero negro supermasivo (SMBH) de masa $M_{\bullet} \geq 10^8 M_{\odot}$ el cual acreta gas y polvo en el centro de una galaxia. Este material acretado puede tener un cierto momento angular, lo que hace que orbite alrededor del SMBH, y por disipación de energía el material forma un disco dentro del cual la viscosidad magnética transfiere momento angular hacia afuera y masa hacia adentro. Todo esto da lugar al *modelo estándar de acreción a un SMBH* (Fig.1.1). Entre sus componentes se tiene el SMBH, el disco de acreción, el anillo grueso de gas y polvo, dos jets de plasma eyectados perpendicularmente al disco y dos regiones que producen las líneas visibles en el espectro: una cercana al SMBH con nubes de gas con alta densidad moviéndose a altas velocidades que produce las líneas anchas (*Broad line region, BLR*); y otra más alejada, con nubes de gas con velocidades y densidades bajas, que produce las líneas angostas (*Narrow line region, NLR*).

A partir de este modelo, las distintas componentes pueden explicar la emisión a distintas frecuencias y además, está presente la anisotropía lo que permite unificar las diferentes clases de AGNs que existen. Éstas comprenden a las galaxias Seyfert tipo I y II, radio-galaxias, quasars y blazares (Fig. 1.2).

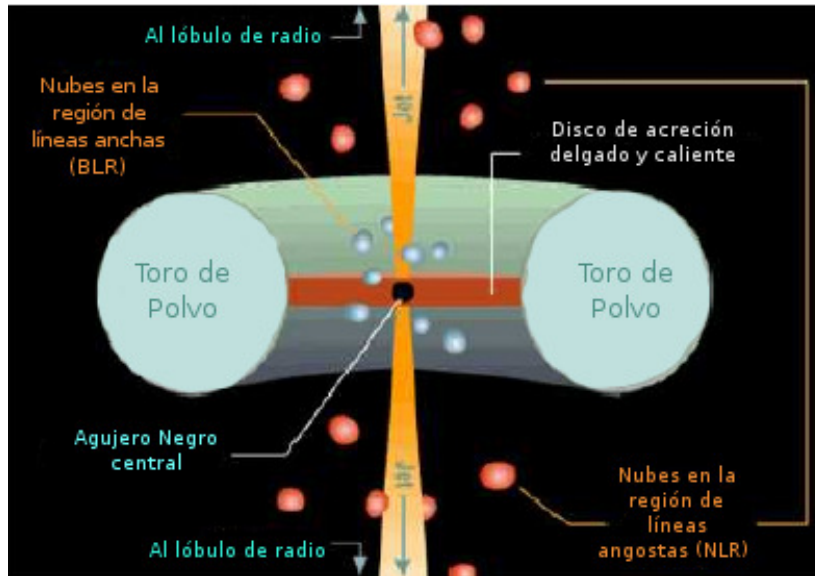


Figura 1.1. Componentes del modelo estándar.

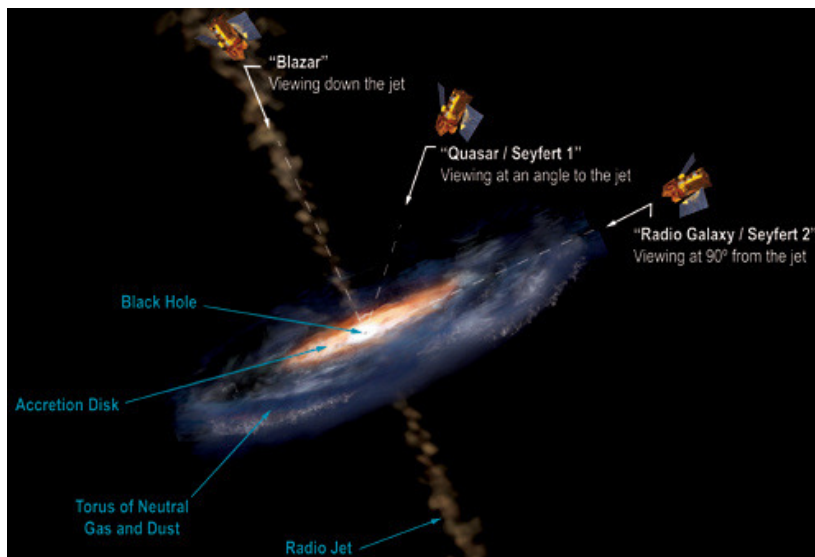


Figura 1.2. Esquema ilustrativo del modelo de unificación de AGNs. Créditos: Aurore Simonnet, Sonoma State University.

1.2. Blazares

Los blazares son la clase más extrema de los AGNs, caracterizados por sus espectros los cuales se extienden desde radio hasta las bandas en GeV y TeV, por su variabilidad y por su polarización. Se los puede subdividir en dos categorías: los BL Lac, donde contrario a otros tipos de AGNs, las líneas de emisión en sus espectros son débiles o inexistentes, y los *Flat spectrum radio quasars* (FSRQs). A partir del trabajo de Blandford & Rees (1978), el modelo básico de los blazares consiste en emisión no térmica, altamente colimada, de un jet relativista, el cual está apuntando en dirección al observador (ver Fig. 1.2). En cuanto a la emisión térmica, ésta se asocia a un disco de acreción o a la región de emisión de líneas anchas, y representa sólo una fracción de la emisión total del jet. En su mayoría está dominada por radiación sincrotrón de electrones relativistas, y por emisión Compton a través

de la dispersión de electrones fuera de los fotones sincrotrónicos (Böttcher 2007) o procesos hadrónicos iniciados por los protones relativistas co-acelerados con los electrones (Mücke et al. 2003). De esto surge la típica forma bimodal (doble pico) del espectro de distribución de energía (SED), la cual se obtiene a partir de observaciones multifrecuencia. En líneas generales, la SED de los blazares sigue una ley de potencias, y provee información sobre la naturaleza de los procesos de emisión. Como se mencionó antes, la emisión sincrotrón da lugar a uno de los dos picos en la zona de bajas energías entre radio y óptico hasta frecuencias de rayos-X. Asociado a la emisión Compton, se encuentra el otro pico en la región de altas energías, entre rayos-X y rayos- γ en TeV energías.

1.2.1. Variabilidad

El fenómeno de variabilidad (variaciones en el flujo observado) en los blazares se caracteriza por encontrarse en todas las longitudes de onda del espectro electromagnético, y es una herramienta fundamental para entender los mecanismos de emisión de los AGNs y para la caracterización de los modelos físicos de estas fuentes, dado que provee información del tamaño de la región emisora y del factor de beaming relativista el cual transforma las cantidades medidas en el marco del observador a aquellas de la región emisora. Las escalas temporales involucradas varían ampliamente. Aquellas que van desde meses hasta años sirven para sondear la estructura del jet relativista indicando, en algunos casos por ejemplo, un patrón helicoidal global y una posible estratificación en la dirección perpendicular al jet axial (Marscher et al. 2008). Este tipo de variabilidad es esencialmente no periódica, describiendo mecanismos turbulentos que, en última instancia, han sido provocados por cierta inestabilidad en el proceso de acreción (e.g. Ulrich et al. 1997). También se pueden encontrar escalas temporales muy cortas, que van desde minutos hasta horas, las cuales pueden arrojar luz sobre tamaños comparables con el radio gravitacional del agujero negro, el cual yace en el centro del núcleo (Urry & Padovani 1991). Este tipo de variabilidad se la conoce como *microvariabilidad*.

Capítulo 2

Herramientas estadísticas

2.1. Introducción

Como se mencionó anteriormente, los estudios de microvariabilidad proveen información importante sobre los límites de la región de emisión y puede proveer de características y parámetros en los diferentes modelos de la emisión electromagnética. Sin embargo, resultados con variaciones espúreas pueden ser obtenidos debido a: (i) errores sistemáticos introducidos por contaminación de la luz de la galaxia anfitriona (Cellone, Romero & Combi 2000); (ii) metodologías observacionales/fotométricas inapropiadas (Cellone, Romero & Araudo 2007), y (iii) el uso inadecuado de métodos estadísticos para la detección de variabilidad (de Diego 2010; Joshi et al. 2011). Dada la importancia de poder detectar variaciones a escalas temporales muy cortas, es fundamental contar con herramientas que nos permitan hacerlo de manera confiable. Entonces, con el objetivo de poder cuantificar la microvariabilidad en las curvas diferenciales de luz, podemos recurrir al uso de test estadísticos, los cuales nos proveen de información sobre cuán probable es detectar dicha variación. En líneas generales, se suelen usar los *test de hipótesis*, en aquellos casos donde se tiene que comparar distintas muestras. Un test de hipótesis se refiere a una hipótesis H_0 , llamada hipótesis nula, que consiste en la validez de un determinado modelo y, frecuentemente, se puede reducir a una afirmación sobre los valores de uno o varios parámetros. El test se puede hacer a partir de uno de los límites de confianza, o lo que es más frecuente, a partir del *estadístico* del test. Por otro lado, dentro de los métodos clásicos, se encuentran los tests paramétricos, que involucran tanto las medias como las varianzas de dichas muestras. Suelen surgir a partir de tener dos conjuntos de datos y de querer determinar si ambos difieren en cuanto a su ubicación o distribución.

Dentro de la literatura, podemos encontrar muchos trabajos que se han dedicado al estudio y uso de herramientas estadísticas para la detección de microvariabilidad en las curvas de luz en AGNs y en particular, blazares. Los más comunes utilizados son: el test χ^2 , el cual compara la varianza de la curva del posible objeto variable con una varianza teórica calculada para un objeto no variable, propuesto por Kesteven, Bridle & Brandie (1976), y usado para las series temporales fotométricas y polarimétricas (Romero, Combi & Colomb 1994; Andruchow et al. 2003, 2005; de Diego 2010); el One Way ANOVA (Analysis of Variances), el cual consta de una familia de tests que comparan las medias de un número de muestras (de Diego et al. 1998; Ramírez et al. 2004, 2009; de Diego 2010); el criterio C , el cual involucra el cociente de las desviaciones estándares de dos distribuciones (Howell, Mitchell & Warnock III 1988; Romero et al. 1999, 2002; Andruchow, Romero & Cellone 2005; de Diego 2010; Joshi et al. 2011; Zibecchi et al. 2011); y el test F , el cual tiene en cuenta el cociente entre las varianzas de dos distribuciones (de Diego 2010; Joshi et al. 2011).

Normalmente se obtienen resultados contradictorios y diversos de estas estadísticas y, por supuesto, es deseable que la clasificación del estado de variabilidad de una determinada fuente sea independiente del método estadístico utilizado. Con el fin de encontrar el test más confiable para estudiar la variabilidad, se aprovechó un conjunto de datos significativamente grandes de las observaciones de microvariabilidad AGN obtenido con la misma configuración instrumental y reducido de forma homogénea.

2.2. Estadística C

Es un test estadístico basado en el cociente de las desviaciones estándares o dispersiones de las curvas involucradas. En nuestro caso, son los respectivos a la curva de luz correspondiente a *objeto-comparación*, σ_1 , y a la de *control-comparación*, σ_2 . Se define el parámetro estadístico de máxima confiabilidad C , dado por:

$$C = \frac{\sigma_1}{\sigma_2} \quad (2.1)$$

Si $C \geq 2.576$, la fuente es considerada variable con un 99 % de nivel de confiabilidad.

Howell et al. (1988) definen un factor de peso, Γ . Es una corrección para el caso en el que, en el campo del objeto, no hay estrellas de comparación y control que cumplan con los requisitos mencionados anteriormente. Se considera como parámetro de la variación al mismo estadístico C , definido previamente, pero dividido por ese factor de peso Γ , que tiene en cuenta la diferencia de magnitudes y errores relativos, entre las estrellas de comparación y el objeto.

Si el objeto es intrínsecamente variable, entonces σ_1^2 tendrá dos componentes: una debida a la variación intrínseca $\sigma_1^2(VAR)$, y otra $\sigma_1^2(INST)$ debida a otras fuentes de variabilidad, principalmente instrumentales:

$$\sigma_1^2 = \sigma_1^2(VAR) + \sigma_1^2(INST) \quad (2.2)$$

Similarmente podemos decir para la curva de control:

$$\sigma_2^2 = \sigma_2^2(VAR) + \sigma_2^2(INST) \quad (2.3)$$

Bajo la suposición de que las estrellas de comparación no varían intrínsecamente, $\sigma_2^2(VAR)$ es nula y entonces $\sigma_2^2 = \sigma_2^2(INST)$. El factor de peso Γ se define a partir de lo que propuso Howell et. al, 1988:

$$\Gamma^2 = \frac{\sigma_1^2(INST)}{\sigma_2^2} = \left(\frac{N_K}{N_V} \right)^2 \left[\frac{N_C^2(N_V + P) + N_V^2(N_C + P)}{N_K^2(N_C + P) + N_C^2(N_K + P)} \right] \quad (2.4)$$

Y así, si consideramos la estadística C pesada, tendremos que:

$$C = \frac{\sigma_1}{\Gamma \sigma_2} \quad (2.5)$$

El criterio de variabilidad es el mismo dado para el test sin el peso, esto es, la fuente es variable si $C \geq 2.576$. El calculo del factor Γ^2 se realiza mediante una estimación de $\sigma_1^2(INST)$ y de σ_2^2 , a traves de las propiedades conocidas del CCD: ganancia y ruido de lectura, así como una adecuada ponderación de los niveles medios de las cuentas registrados para cada objeto y para el cielo.

2.3. Estadística F

En esta estadística, se supone que los errores de las curvas a comparar están distribuidos normalmente. Tomando la varianza de cada una de ellas, se define al estadístico F como:

$$F = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \quad (2.6)$$

donde, en nuestro caso, σ_1^2 corresponde a la varianza de la curva de luz “objeto-comparación” y σ_2^2 , la de “control-comparación”.

Vale aclarar que las estrellas de control y comparación son las mismas que hemos usado en la estadística C , a modo de poder efectuar la posterior comparación entre ambos test (ver Capítulo 5).

Estos valores de F calculados son comparados con los valores críticos $F_{N_{oc}, N_{cc}}^\alpha$, los cuales tienen asociados un nivel de significancia, α , y de los grados de libertad de las distintas distribuciones. En este caso, los grados de libertad serán la cantidad de puntos en las curvas “objeto-comparación”, N_{oc} , y en la de “control-comparación”, N_{cc} . Se entiende por grados de libertad como la cantidad de elementos que son libres para variar. Para nuestro caso, $N_{oc} = N_{cc} = N$ y los grados de libertad resultan $N - 1$. Al nivel α , es la probabilidad acumulada de la distribución.

Los valores críticos presentados en este trabajo, fueron obtenidos utilizando el calculador *Stat Trek*¹. Hemos elegido valores de α de 0.01 y 0.05, correspondientes a niveles de confiabilidad del 99 % y 95 %, respectivamente.

Teniendo ya establecidos estos valores críticos, el test establece que, si el estadístico F es mayor que los valores críticos para los grados de libertad de cada curva, entonces la hipótesis nula H_0 del test (que es la igualdad entre las varianzas cuando no se tiene diferencia significativa entre ellas) es rechazada. Esto se traduce en que la curva bajo estudio resulta variable.

Muchas veces suele suceder que el error debido al ruido aleatorio en las curvas de luz diferencial, tanto de “objeto-comparación” como “control-comparación”, no es del mismo orden. Por ejemplo, si ambas estrellas de comparación son más brillantes (débiles) que el objeto, una detección falsa (no-detección) puede darse debido a la pequeña (gran) varianza en el ruido de fotones.

Joshi et al. (2010) proponen un método para evitar que el ruido aleatorio afecte la clasificación de los objetos. La idea es escalear la varianza σ_2^2 por un factor de escala, κ , el cual se lo define como el cociente entre los errores cuadráticos medios de las curvas de luz diferenciales. Sin embargo, nosotros optamos por seguir las recomendaciones dadas por Howell et al. (1988), utilizando el mismo factor de peso Γ que se usó para el test C (ver Sección 2.3). De esta manera, el estadístico F pesado resulta:

$$F = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2 \Gamma^2} \quad (2.7)$$

Esto lo hicimos por dos razones:

1. los errores que arroja la rutina de reducción fotométrica *APPHOT* de IRAF están subestimados (Joshi et al. 2010),
2. con el objetivo de hacer una comparación con los resultados obtenidos con el test C .

¹<http://stattrek.com/online-calculator/normal.aspx>

Ya establecido el factor de peso Γ , calculamos los valores del estadístico F , tanto pesado como sin pesar, y luego comparamos con los valores críticos para determinar el estado de variabilidad de la fuente. El criterio usado fue el mismo propuesto por Joshi et al. (2010): si los valores calculados de F son mayores al valor crítico correspondiente al 99 %, entonces la hipótesis nula es rechazada y la curva de luz será clasificada como variable. Si F se encuentra entre el valor crítico correspondiente al 99 % y el de 95 %, se dice que probablemente la curva de luz varíe. Y finalmente, si el valor de F es menor que el crítico asociado al 95 %, decimos que la fuente no presenta variabilidad significativa.

2.4. Observaciones y reducción de datos

Trabajamos con una muestra de 23 AGNs del sur reportadas en Romero et al. (1999) y 20 blazars, estudiados por Romero et al. (2002). Los datos de ambos trabajos se basaron en observaciones realizadas con el telescopio de Jorge Sahade, CASLEO, Argentina, entre abril de 1997 y julio de 2001. El telescopio estaba equipado con un CCD enfriado con nitrógeno líquido, utilizando un chip Tek-1024 con una ganancia de 1,98 electrones/adu y un read-out-noise de 9,6 electrones. También se utilizó un reductor focal proporcionando una escala de 0,813 arcsec píxel. Dado que tres fuentes se repiten en ambas muestras, y el objeto PKS 1519 – 273 fue excluido porque los datos originales no pudieron ser recuperados, hemos estudiado una muestra total de 39 AGN.

En las publicaciones originales, los objetos fueron clasificados como: *quasars* (QSO), dentro de los cuales están los ‘*radioquiet*’ (RQQ) y los ‘*radioloud*’ (RLQ); y los objetos *BL Lac*, quienes han sido categorizados en ‘*radio-selected*’ (RBL) y en ‘*X-Rays-selected*’ (XBL). Luego de varias revisiones, y siguiendo la publicación del primer catálogo del satélite Fermi LAT (Large Area Telescope) (Abdo et al. 2010), los blazares son actualmente divididos en BL Lacs y flat-spectrum radio quasars (FSRQ), y sub-clasificados en base a la frecuencia a la cual el pico sincrotrón cae en la distribución espectral de energía (SED): *Low Synchrotron Peak*, blazares LSP, *Intermediate Synchrotron Peak*, blazares ISP, y *High Synchrotron Peak*, blazares HSP (Abdo et al. 2010).

Las observaciones están caracterizadas por valores de seeing entre 2.0 y 4.0 arcsec, tiempos de exposición entre 2 y 15 min, y valores de la masa de aire entre 1.00 y 2.40.

2.4.1. Análisis de los resultados

Presentamos en la Tabla 2.1 los resultados de aplicar el criterio C y el test F a la muestra de las curvas de luz de los AGN. Se muestra el nombre del objeto, fecha de observación, el número de puntos en la curva de luz (n), los valores de C sin/con el peso (C y C_Γ), los valores de F sin/con el peso (F y F_Γ), la dispersión de la curva de luz de ‘control-comp’ multiplicada por Γ y el factor de peso Γ . La última columna da el área hacia la izquierda del F observado por debajo de la densidad de distribución de F , para el valor adoptado de 99.5 %-CL. Un valor de $\text{area-}F_\Gamma > 0.995$ implica que la hipótesis nula (no variable) debe ser rechazada.

Para comparar los resultados de ambas estadísticas, consideramos tanto la incorporación del factor de peso como las estadísticas sin él. Encontramos que, considerando las estadísticas no pesadas, entre el 25.64 % de las DLCs clasificadas como variable con el parámetro C , todas ellas mantienen la clasificación con el test F test; mientras que el restante 74.36 % de las DLCs clasificadas como no variable con C , 20.68 % de ellas cambiaron su clasificación usando el test F . En cuanto a las estadísticas pesadas, dentro del 28.21 % de las DLCs clasificadas como variable con el C , nuevamente todas ellas mantuvieron su clasificación con el F ; mientras que, dentro del 71.79 % de las DLCs clasificadas como no variable con el C 19.54 % de ellas

Tabla 2.1. Resultados del criterio C y del test F . Las columnas son: objeto; fecha; n3mero de puntos, n ; valores de C sin/con el peso, C and C_Γ ; valores de F sin/con el peso, F and F_Γ ; la dispersi3n de la curva de ‘control-comp’ multiplicada por Γ , el factor de peso, Γ y el 3rea hacia la izquierda del F observado debajo de la densidad de distribuci3n de F , area- F_Γ . Los n3meros en negrita indican variabilidad.

Objeto	Fecha	n	C	C_Γ	F	F_Γ	$\Gamma\sigma_2$	Γ	area- F_Γ
0208–512	11/03/99	40	9.34	9.61	87.32	92.34	0.005	0.973	1.0000
	11/04/99	39	2.00	2.15	4.02	4.60	0.003	0.934	1.0000
0235+164	11/03/99	23	10.10	11.47	102.00	131.60	0.013	0.880	1.0000
	11/04/99	22	6.10	5.66	37.22	32.06	0.130	1.078	1.0000
	11/05/99	27	12.32	12.66	151.65	160.3	0.007	0.973	1.0000
	11/06/99	22	4.37	2.93	19.10	8.60	0.010	1.492	1.0000
	11/07/99	30	14.34	17.74	205.60	314.62	0.007	0.808	1.0000
	11/08/99	12	2.75	2.95	7.56	8.70	0.009	0.933	0.9988
	12/22/00	10	3.30	3.44	10.90	11.83	0.007	0.959	0.9989
	12/24/00	11	5.55	6.65	30.81	44.20	0.008	0.835	1.0000
0521–365	12/17/98	29	3.90	4.50	15.14	20.27	0.004	0.864	1.0000
0537–441	12/22/97	23	5.85	4.67	34.25	21.85	0.005	1.252	1.0000
	12/23/97	23	4.30	3.67	18.46	13.47	0.005	1.171	1.0000
	12/16/98	35	4.96	5.93	24.63	35.22	0.004	0.836	1.0000
	12/17/98	33	6.28	6.98	39.46	48.82	0.005	0.899	1.0000
	12/18/98	55	1.50	1.60	2.24	2.57	0.004	0.932	0.9993
	12/19/98	14	1.77	1.98	3.12	3.93	0.011	0.891	0.9805
	12/21/98	42	1.92	2.31	3.69	5.33	0.004	0.832	1.0000
	12/20/00	11	1.01	1.61	1.01	2.61	0.006	0.624	0.8534
	12/21/00	41	0.72	1.51	1.91	1.33	0.004	0.628	0.6245
	12/22/00	46	0.47	0.75	4.54	1.80	0.006	0.630	0.9488
	12/23/00	57	0.97	1.54	1.07	2.37	0.004	0.629	0.9984
	12/24/00	50	1.12	1.79	1.26	3.21	0.004	0.627	0.9999
0637–752	12/21/97	22	0.95	0.93	1.10	1.15	0.004	1.021	0.2514
	12/22/97	26	0.97	0.95	1.05	1.10	0.004	1.023	0.1890
1034–293	04/24/97	15	1.97	1.86	3.89	3.46	0.014	1.060	0.9731
1101–232	04/29/98	32	0.73	0.74	1.88	1.81	0.006	0.979	0.8962
1120–272	04/27/98	15	0.62	0.67	2.57	2.24	0.054	0.934	0.8558
1125–305	04/28/97	35	0.96	0.97	1.09	1.06	0.009	0.987	0.1286
1127–145	04/27/98	14	1.31	1.23	1.72	1.51	0.004	1.068	0.5300
1144–379	04/27/97	39	1.84	1.21	3.40	1.47	0.029	1.521	0.7573
1157–299	04/28/98	26	0.73	0.84	1.86	1.41	0.005	0.870	0.6006
1226+023	04/08/00	26	1.04	1.44	1.09	2.07	0.003	0.724	0.9266
	04/09/00	22	1.02	1.41	1.04	2.00	0.004	0.720	0.8793
1229–021	04/11/00	24	1.27	1.32	1.62	1.74	0.007	0.965	0.8095
	04/12/00	25	1.82	1.87	3.32	3.51	0.005	0.972	0.9969
1243–072	04/08/00	24	1.48	0.97	2.19	1.06	0.038	1.523	0.1098
	04/09/00	24	2.24	1.45	5.03	2.11	0.032	1.542	0.9209
1244–255	04/29/98	26	4.40	4.53	19.30	20.51	0.005	0.970	1.0000
1253–055	06/08/99	22	1.16	1.57	1.35	2.45	0.011	0.743	0.9544
1256–229	04/24/98	20	1.49	1.74	2.21	3.05	0.005	0.852	0.9806
1331+170	04/10/00	30	1.17	1.17	1.40	1.36	0.007	1.003	0.5924

Tabla 2.2. Resultados del criterio C y del test F (*Cont.*)

Objeto	Fecha	n	C	C_{Γ}	F	F_{Γ}	$\Gamma\sigma_2$	Γ	area- $F\Gamma$
1334–127	04/11/00	30	2.87	3.72	8.23	13.87	0.005	0.770	1.0000
	04/12/00	31	2.42	2.97	5.85	8.81	0.008	0.815	1.0000
1349–439	04/24/98	14	2.11	2.16	4.46	4.66	0.009	0.979	0.9908
1424–418	06/04/99	15	1.56	1.78	2.42	3.17	0.021	0.874	0.9614
	06/05/99	19	0.74	0.81	1.84	1.53	0.032	0.911	0.6224
1510–089	04/29/98	25	1.13	1.17	1.28	1.38	0.005	0.965	0.5596
	04/30/98	21	1.03	1.08	1.06	1.16	0.009	0.956	0.2537
	06/06/99	17	1.20	1.75	1.45	3.07	0.005	0.688	0.9687
	06/07/99	27	0.94	1.40	1.14	1.93	0.007	0.674	0.9015
1606+106	07/23/01	10	1.19	1.00	1.42	1.01	0.010	1.950	0.0076
	07/24/01	9	1.39	1.20	1.92	1.43	0.016	1.158	0.3783
1622–297	06/04/99	13	11.61	11.50	134.90	132.3	0.025	1.010	1.0000
	06/05/99	22	2.25	2.24	5.07	5.01	0.015	1.006	0.9995
1741–038	06/06/99	20	1.57	1.31	2.52	1.73	0.024	1.206	0.7579
	06/07/99	22	2.20	1.76	4.84	3.11	0.034	1.248	0.9877
1933–400	07/23/01	20	1.31	1.28	1.73	1.64	0.010	1.027	0.7098
	07/24/01	20	1.01	0.99	1.03	1.01	0.016	1.019	0.0158
2005–489	04/26/97	45	1.12	1.60	1.24	2.56	0.003	0.697	0.9977
2022–077	07/25/01	20	4.18	4.13	17.45	17.02	0.010	1.013	1.0000
	07/26/01	19	2.27	2.78	5.15	7.71	0.010	0.817	0.9999
2155–304	07/27/97	74	0.95	1.82	1.11	3.31	0.007	0.521	1.0000
2200–181	07/26/97	33	1.17	1.54	1.37	2.37	0.003	0.761	0.9828
	07/27/97	37	0.87	1.16	1.31	1.34	0.002	0.757	0.6110
2230+114	07/23/01	18	1.76	1.17	3.09	1.36	0.008	1.505	0.4691
	07/24/01	18	11.06	8.04	122.30	64.63	0.006	1.376	1.0000
	07/25/01	8	7.10	6.80	50.46	46.10	0.006	1.046	1.0000
2254–204	09/20/97	35	0.75	0.94	1.80	1.13	0.021	0.794	0.2850
2316–423	09/04/97	37	1.31	1.52	1.72	2.30	0.018	0.864	0.9653
	09/05/97	36	1.32	1.50	1.75	2.25	0.015	0.883	0.9827
2320–035	07/25/01	17	1.55	1.50	2.41	2.24	0.005	1.038	0.8729
	07/26/01	7	2.44	2.37	5.96	5.60	0.004	1.032	0.9452
2340–469	09/04/97	36	1.69	1.64	2.85	2.70	0.007	1.026	0.9958
	09/05/97	38	0.94	0.92	1.13	1.19	0.008	1.027	0.3978
2341–444	09/17/97	48	0.92	0.92	1.17	1.18	0.023	1.003	0.4235
2344–465	09/19/97	53	0.99	0.95	1.00	1.01	0.010	1.044	0.2572
2347–437	09/18/97	56	1.05	0.99	1.11	1.02	0.009	1.068	0.0738

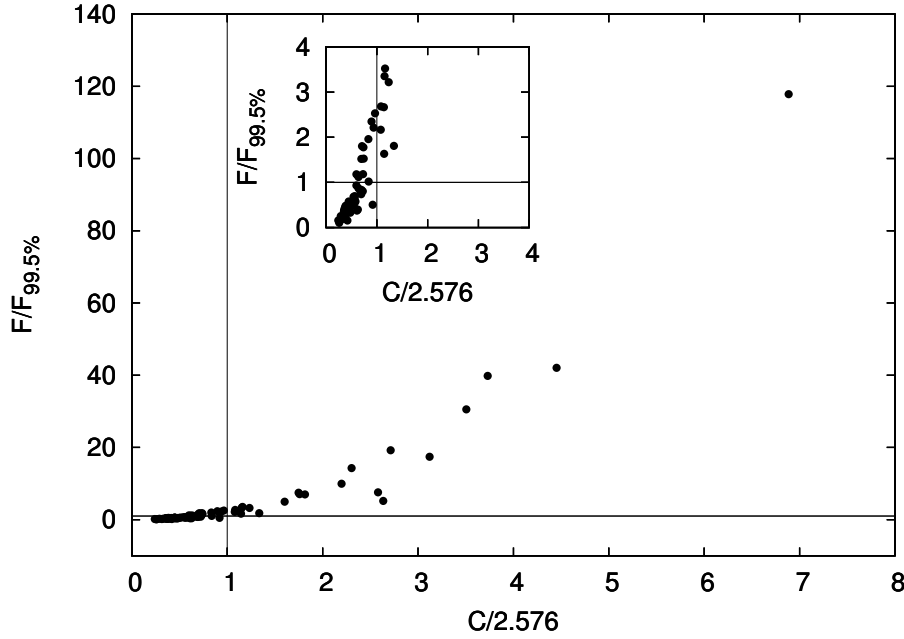


Figura 2.1. Comparación entre las estadísticas C y F (99.5 % nivel de significancia). Un ampliamento de la zona cercana a (1,1) se muestra. Las líneas sólidas indican el límite de los valores críticos para ambas estadísticas.

han sido clasificadas en el mismo sentido usando el F . Queremos destacar que la dirección de cambio en la clasificación es en un s'olo sentido: de *no variable* con el criterio C a *variable* con el test F . Por tanto, una fracción significativa de las curvas que son clasificadas como no variable aplicando el criterio C , son clasificadas como variable con el test F , lo que indicaría una mayor sensibilidad del test F (o, contrariamente, un comportamiento más conservador del criterio C).

Además del CL adoptado, estudiamos el comportamiento de ambas estadísticas relajando el CL: 99.0 % y 95.0 % (el significado del CL para el criterio C ser a explicado en la Sec. 2.5). Como ejemplo, en la Fig. 2.1 presentamos una comparación entre los valores obtenidos para los parámetros pesados de C and F al 99.5 % del CL. Estos valores están referidos a los valores límites correspondientes en cada caso particular a modo de comparar de mejor manera a cada uno. Las líneas sólidas indican el límite de los valores críticos para ambas estadísticas, marcando la división para los cuatro posibles casos. Es posible apreciar que el cuadrante, en el cual el criterio C resultaría variable y el test F no lo sería, está vacío, en contraste con su cuadrante opuesto (no variable con C , y variable con F).

2.4.2. Distribuciones

Como mencionamos, hemos introducido un factor de escala a modo de poder compensar las diferencias en magnitud debidas a la elección no óptima de las estrellas de control y comparación. En la Fig. 2.2, presentamos la distribución de valores del factor de peso, Γ , obtenido para cada DLC. Lo que se observa es que el pico en la distribución cae a $\Gamma = 1$ y, tomando un intervalo de ± 0.2 , casi un 75 % de las DLCs caen dentro de este intervalo. Si recordamos su definición, aquellos valores cercanos a 1 indican que ambas estrellas cumplen bastante bien con el criterio propuesto por Howell et al. (1988). Así, en nuestro caso, la selección del par de estrellas fue casi óptimo para la mayoría de las DLCs.

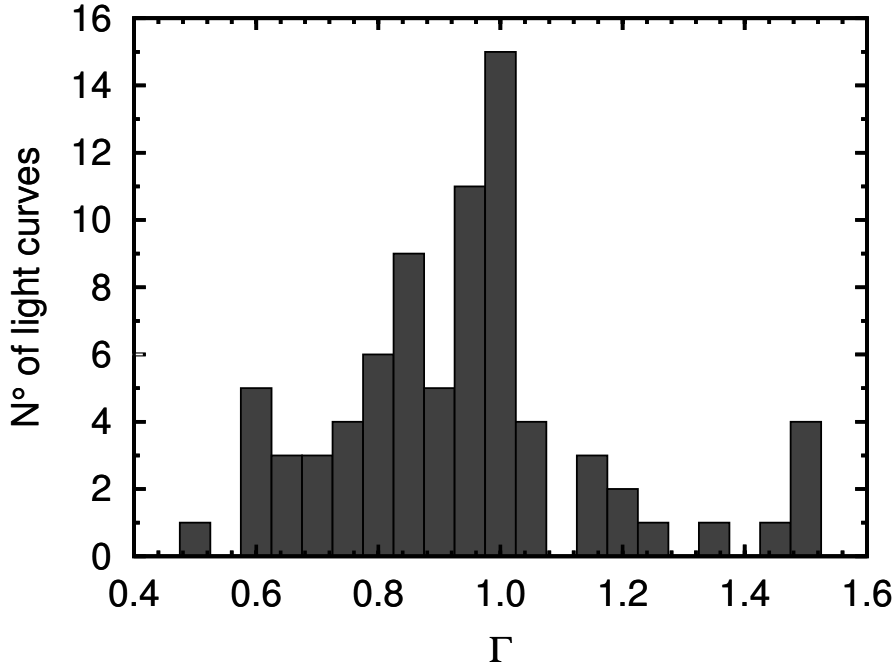


Figura 2.2. Histograma de los valores de Γ .

Para entender el comportamiento descrito antes y para determinar cuáles son los parámetros que hacen que una curva de luz sea más susceptible a cambios en su clasificación de variabilidad, analizamos las distribuciones del número de DLCs contra sus amplitudes, Δm ; el intervalo de tiempo correspondiente a Δm , Δt ; el número de observaciones hechas durante la noche (i.e. número de puntos en la curva), n ; y la dispersión en la curva de luz ‘control-comp’, σ_2 . A partir de aquí, definimos ‘Var’ para variable y ‘NVar’ para no variable. Construimos los correspondientes histogramas para los tres grupos de DLCs: aquellos dos que mantienen sus clasificaciones usando ambos tests (i.e. Var→Var y NVar→NVar), y el tercero, que cambia su clasificación (i.e. NVar para el criterio $C \rightarrow$ Var para el test F). No encontramos ningún caso correspondiente al cambio Var→NVar. Además, consideramos los mismos casos sin/con el factor de escala Γ .

No hay una diferencia significativa entre las distribuciones sin/con el factor Γ (esto es consistente con el hecho de que $\langle \Gamma \rangle = 1$ con una dispersión pequeña), con lo cual presentamos sólo los resultados que incluyen dicho. Nótese que esto se sostiene para nuestra muestra particular de DLC, para la cual $\langle \Gamma \rangle \approx 1$, pero no sería el caso si las estrellas de control y comparison no fuesen seleccionadas de la mejor manera (i.e. $\langle \Gamma \rangle \gg 1$). Los histogramas presentados en Fig. 2.3 corresponden a Δm ; a Δt en la Fig. 2.4; a n , en la Fig. 2.5, y a σ_2 en la Fig. 2.6.

2.4.3. Detalles en las distribuciones

Con el objetivo de estudiar estadísticamente el comportamiento observado en los histogramas, aplicamos un test de *goodness-of-fit Kolmogorov-Smirnov* (KS) a los datos utilizados para la construcción de los histogramas. Los resultados son presentados en la Tabla 2.3. Las columnas muestran la variable considerada; las distribuciones comparadas; el parámetro estadístico del KS Z ; la máxima distancia entre las distribuciones, d ; y el área bajo la distribución hacia la izquierda de Z , $1 - prob.$

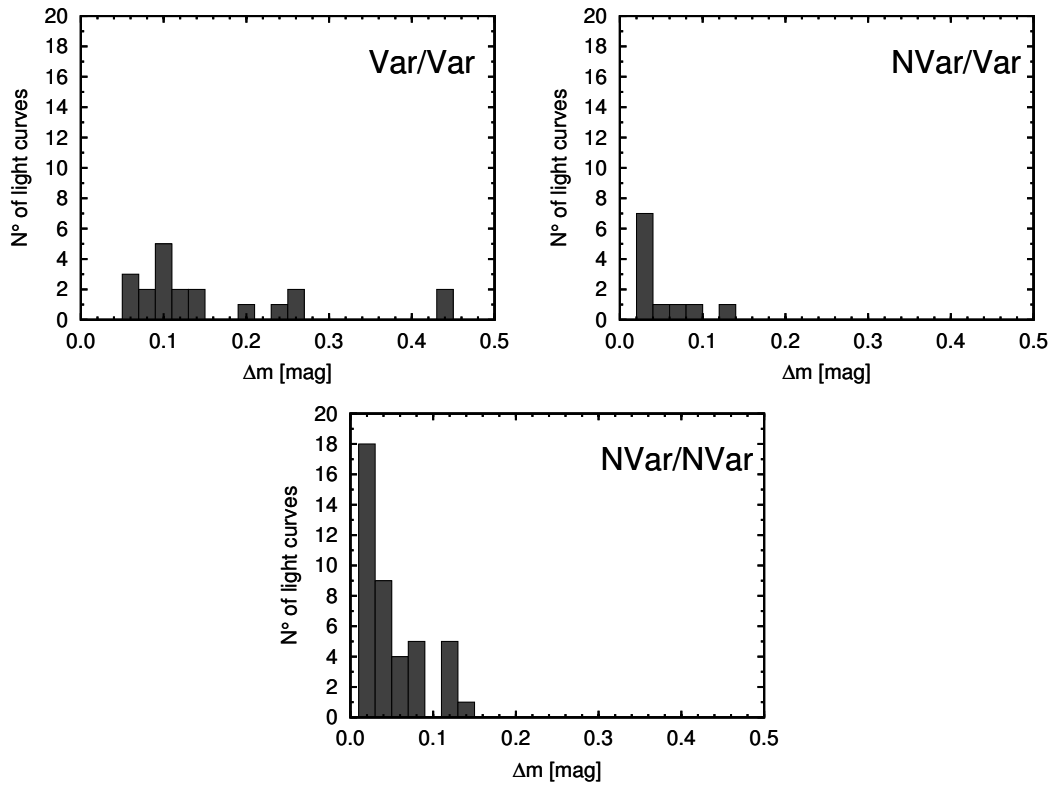


Figura 2.3. Histogramas de Δm para los casos: Var/Var, NVar/Var y NVar/NVar.

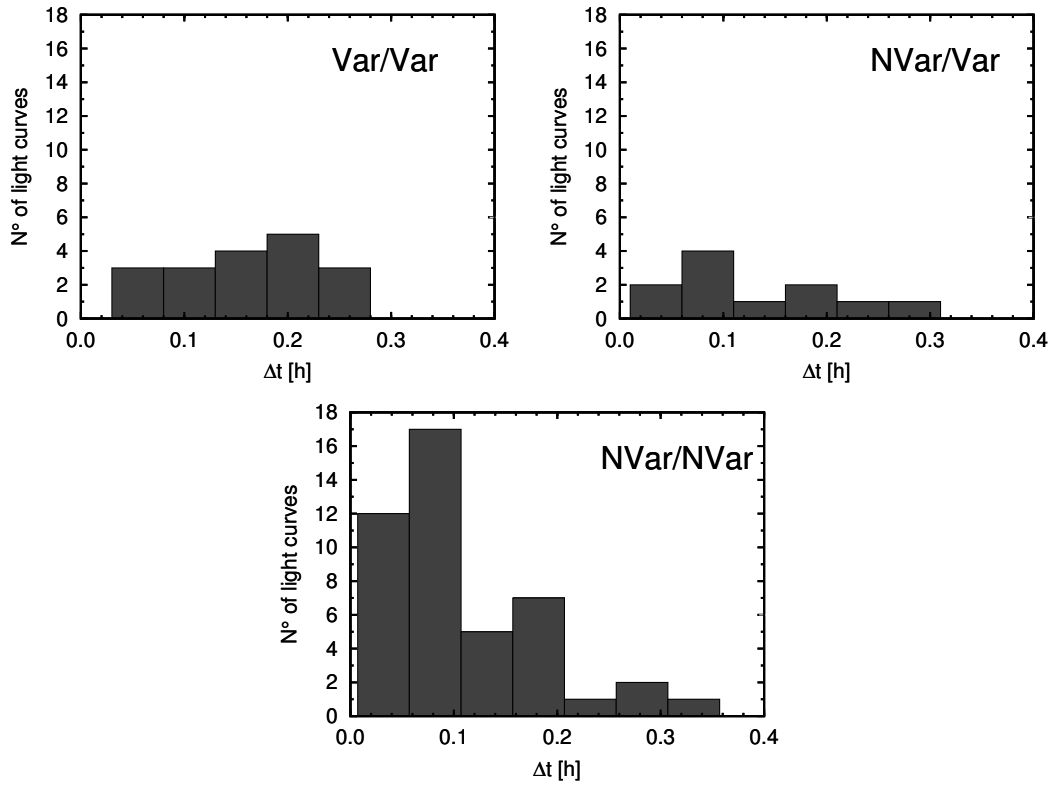


Figura 2.4. Histogramas de Δt para los casos: Var/Var, NVar/Var y NVar/NVar.

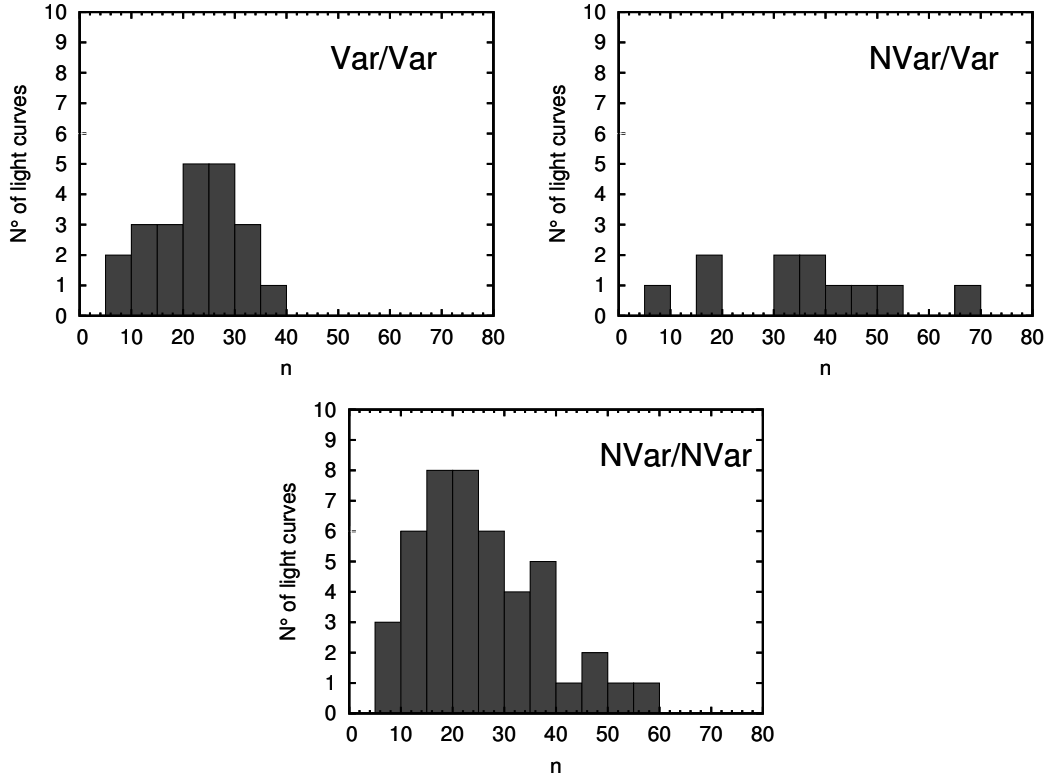


Figura 2.5. Histogramas de n para los casos: Var/Var, NVar/Var y NVar/NVar.

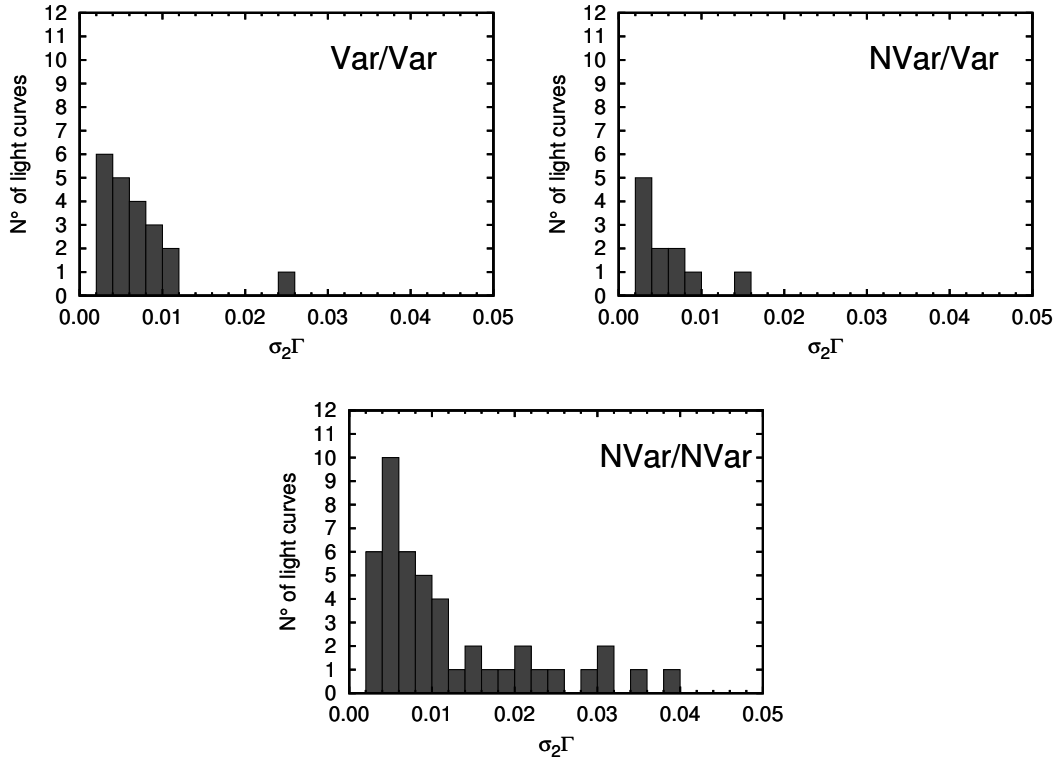


Figura 2.6. Histogramas de σ_2 pesado (i.e. $\sigma_2 \Gamma$) para los casos: Var/Var, NVar/Var y NVar/NVar.

Tabla 2.3. Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov. Las columnas muestran la variable considerada; las distribuciones a comparar; el parámetro estadístico de KS Z ; la máxima distancia entre las distribuciones, d ; y el área hacia la izquierda bajo la distribución del parámetro estadístico Z , $1 - prob$.

Variable	Distribuciones comparada	Z	d	$1 - prob$
Δm	Var/Var vs. NVar/Var	2.0409	0.727	0.999
	Var/Var vs. NVar/NVar	2.5058	0.644	0.999
	NVar/Var vs. NVar/NVar	0.6632	0.222	0.282
Δt	Var/Var vs. NVar/Var	0.6373	0.227	0.211
	Var/Var vs. NVar/NVar	1.6226	0.417	0.992
	NVar/Var vs. NVar/NVar	1.3084	0.438	0.954
n	Var/Var vs. NVar/Var	1.9146	0.682	0.999
	Var/Var vs. NVar/NVar	0.7704	0.198	0.447
	NVar/Var vs. NVar/NVar	1.5086	0.505	0.986
σ_2	Var/Var vs. NVar/Var	1.2773	0.455	0.933
	Var/Var vs. NVar/NVar	1.0350	0.266	0.790
	NVar/Var vs. NVar/NVar	1.2367	0.414	0.931

A continuación, analizamos los resultados mostrados en las Figs. 2.3 a 2.6, and quantified in Table 2.3:

Amplitud de la DLC: tanto las DLCs clasificadas como no variable con ambos tests (NVar/NVar), así como aquellas que cambian su estado dependiendo del criterio usado (NVar/Var), muestran distribuciones fuertemente concentradas hacia valores pequeños Δm (Fig. 2.3). El test de KS da un nivel de significancia $1 - prob = 0.282$; de este modo, no puede decirse que ambas distribuciones son estadísticamente diferente. Ambas tienen un pico alto a $\Delta m \approx 0.03$ mag, un valor cercano al típico ruido instrumental en las curvas de luz. Muchas de estas curvas de luz están identificadas como variable por el test F , mientras que ninguna de ellas pasa el criterio C (ver el panel Var/Var en la Fig. 2.3).

DLCs con valores altos Δm tenderán a ser clasificados como variable con ambos parámetros, mientras que el test F , en particular, parece propenso a clasificar como variable algunas DLCs con amplitudes muy cercanas al error rms.

Intervalo de tiempo: DLCs clasificadas como no variable con ambos parámetros poseen una distribución ancha, con un pico alrededor de valores bajos ($\Delta t \leq 0.1$ hrs; Fig. 2.4). Este pico es consistente con variaciones debidas a fluctuaciones relativamente rápidas de las condiciones atmosféricas y errores fotométricos.

En cuanto a las distribuciones de DLCs clasificadas como variable con el test F (NVar/Var y Var/Var), son más anchas, difiriendo significativamente del caso NVar/NVar. Esto acuerda con el hecho que un valor alto de Δt tiende a ser más característico de curvas las cuales presentan una variabilidad sistemática como opuesto a un parpadeo rápido instrumental/atmosférico. En aquellas curvas, donde el ruido instrumental es relativamente bajo, este hecho es más notable. Mientras que el test F parece ser más sensible a clasificar como variable curvas con estas características, el test KS da $1 - prob = 0.211$ para los histogramas Var/Var vs. NVar/Var (Fig. 2.4a,b), lo que significa que no podemos decir que las distribuciones son estadísticamente diferentes.

Números de observaciones: en los casos donde la clasificación no cambia (Var/Var y NVar/NVar, Fig. 2.5-a,-c), las distribuciones son anchas, con pico a $n \approx 20$, i.e. en las cercanías del número

medio de puntos en nuestras DLCs. El test de KS da $1 - prob = 0.447$ para los histogramas de Var/Var vs. NVar/NVar. El caso de NVar/Var, en cambio, muestra una distribución mucho más chata, indicando alguna preferencia en favor de DLCs muy muestreadas. Este suele ser el caso de objetos brillantes, para los cuales los tiempos de exposición son cortos (pocos minutos), y los errores fotométricos son usualmente más chicos.

Dispersión de la DLC de control-comp: en aquellos casos en los cuales el estado de variabilidad se mantiene (i.e., Var/Var y NVar/NVar; Fig. 2.6-a,-c), observamos que las distribuciones de $\Gamma\sigma_2$ se agrupa por debajo de ~ 0.012 mag. Esto implica DLCs con dispersión instrumental baja, i.e. con un cociente alto de S/N (señal-ruido). La detección de variabilidad en estas DLCs (sin detección en el caso de NVar/NVar) es por tanto robusto. Sin embargo, para el caso NVar/NVar, existe una cola de DLCs con $\Gamma\sigma_2 \geq 0.02$ mag. Esto significa un cociente S/N bajo, por tanto, cualquier variabilidad intrínseca del AGN de amplitud baja haría que sea enmarcada por el ruido relativamente alto.

La distribución de los casos NVar/NVar es más ancha que aquella para Var/Var (el test KS da un valor de $1 - prob = 0.790$, i.e. no puede decirse que los histogramas Var/Var y NVar/NVar son estadísticamente diferentes). Esto implicaría una sensibilidad un poco más grande del test F para detectar variabilidad en DLCs ruidosas (o, desde un punto de vista diferente, una tendencia mayor a producir falsos positivos bajo condiciones de S/N bajo).

También realizamos un análisis de las curvas de luz obtenidas luego de intercambiar los roles de las estrellas e comparación y control, para poder estudiar cómo la elección de estas estrellas podría influenciar los resultados estadísticos. Aplicamos ambos parámetros a las curvas de luz diferenciales, encontrando que cerca del 95 % de las curvas de luz mantienen su clasificación con el criterio C , mientras que para el test F ese porcentaje cae a 85 %. Esto es consistente con el hecho de que el valor medio de Γ es cercano a 1, con una dispersión baja. Sin embargo, nuevamente, F parece más sensible a sistemáticas que C .

2.5. Indagando dentro del criterio C

Como se definió en la Section 2.2, el parámetro C es el cociente entre las desviaciones estándares de dos distribuciones dadas. El inicio de su uso en estudios sobre microvariabilidad en AGNs puede ser rastreado hasta Carini et al. (1990) quien propuso que la dispersión de las magnitudes diferenciales de la curva de luz de control podía proveer un estimador para la estabilidad de las estrellas estándares usadas en el análisis de los datos, siendo una medida más confiable de la incerteza observacional que los errores formales fotométricos. Un paso más fue dado por Jang & Miller (1995); ellos ajustaron ambas curvas ‘objeto-comp’ y ‘control-comp’ con líneas derechas y computaron las desviaciones estándares de los puntos en cada curva. El valor más grande, ya sea de una u otra curva de luz, fue tomado como una medida del error observacional. Nótese que este procedimiento remueve cualquier variación a largo plazo en la curva de luz, mientras que, al mismo tiempo, es insensible a cualquier variación pequeña y errática del AGN (Carini et al. 1991). Jang & Miller (1997) explícitamente usan el nivel de confiabilidad de 99 % para las variaciones en magnitud con *amplitudes* excediendo 2.576σ ,² asumiendo una distribución normal. En Romero et al. (1999) una definición explícita para C es dada (Eq. ??), donde la amplitud de la DLC ‘objeto-comp’ ha sido cambiada por su dispersión, en un intento de compensar la sensibilidad extrema del criterio de Jang & Miller (1997) a los errores sistemáticos (en su mayoría de tipo I) (la razón práctica para esta elección está ilustrada en la Sect. 2.6). Así, el parámetro C es el resultado de tratar de mejorar la estimación de los errores en los datos, proveyendo un criterio de variabilidad tan fuerte como sea posible contra los falsos positivos que surgen de los errores sistemáticos.

²Aunque sabemos que el valor 2.576σ corresponde al 99.5 % (ver más abajo).

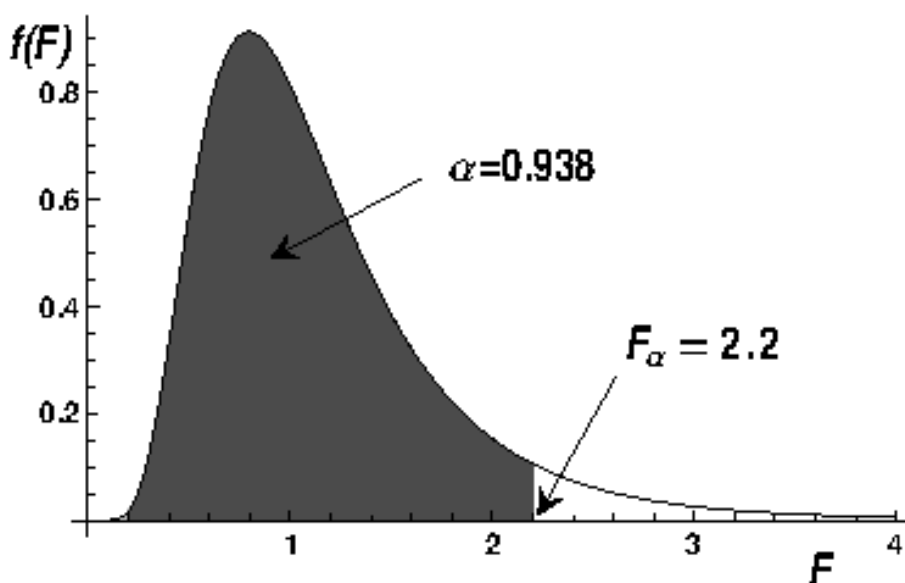


Figura 2.7. Ejemplo de una densidad de distribución de Fisher F , aquí con $\nu_1 = 20$, $\nu_2 = 15$, i.e. la muestra con la mayor dispersión tiene 21 mediciones, y la otra 16. El nivel de confiabilidad es elegido como $\alpha = 0.938$, el cual da un valor de $F_\alpha = 2.2$. Si resulta que $F_{\text{obs}} > F_\alpha$, la hipótesis nula es rechazada; de lo contrario, la hipótesis nula no es rechazada.

Sin embargo, vimos más arriba que el criterio C da diferentes resultados que el test F test. Puesto que el test F está firmemente arraigado en un fondo teórico estadístico, mientras que el C es un criterio con muy poca base (que eventualmente llegó a ser considerado como un test real), decidimos analizar cuidadosamente este último.

Dejando de lado por el momento el caso particular de comparar curvas de luz, en una configuración general el objetivo de las estadísticas C y F es comparar las dispersiones (criterio C) o las varianzas (test F) de dos muestras tomadas de poblaciones desconocidas. Ambas realizan la comparación rechazando (o no) la hipótesis nula de que ambas dispersiones o varianzas son estadísticamente iguales. Sea $C = \sigma_1/\sigma_2$, y $F = \sigma_1^2/\sigma_2^2$, donde σ_1 y σ_2 son las dispersiones a ser comparadas, con $\sigma_1 > \sigma_2$ en el caso de la estadística F . Descartamos aquí cualquier factor de escala explícito, porque no estamos computando los resultados de los test pero comparándolos, por lo que los valores numéricos de las dispersiones son irrelevantes aquí.

Para hacer una comparación basada teóricamente entre los métodos, recordamos aquí el procedimiento para el test F . En primer lugar, hay que elegir un nivel de confiabilidad α , es decir, el complemento de la probabilidad de que dos varianzas darán por casualidad un valor F tan grande que la hipótesis nula debe ser rechazada. Si, por ejemplo, uno elige un % como la probabilidad recién mencionada, entonces $\alpha = 0.99$. Segundo, los ‘grados de libertad’ $\nu_i = n_i - 1, i = 1, 2$ son computados, donde $n_i, i = 1, 2$ son los número de las mediciones de cada muestra. Tercero, usando la distribución de densidad de probabilidad de la variable estadística F con ν_1 y ν_2 grados de libertad, un valor F_α es hallado, tal que el área bajo la distribución mencionada antes hacia la izquierda de F_α sea α (Fig. 2.7). Cuarto, un valor $F_{\text{obs}} = \sigma_1^2/\sigma_2^2$ es computado de las mediciones, a partir de usar para cada muestra la fórmula

$$\sigma^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2, \quad (2.8)$$

donde n es el tamaño de la muestra, x_i son las mediciones, y μ es el valor medio de la muestra, i.e., la suma de las mediciones dividida por n . Finalmente, F_{obs} es comparada contra F_{α} . Si $F_{\text{obs}} > F_{\alpha}$, entonces la hipótesis nula es rechazada; de lo contrario, la hipótesis nula no es rechazada.

A su vez, para el caso de C tenemos: primero, el valor C_{obs} es computado a partir de las mediciones, usando la raíz cuadrada de Eq. (2.8) para cada muestra. Segundo, este valor es (siempre) comparado con el número 2.576, sin importar el número de mediciones. Si $C > 2.576$, la hipótesis nula es rechazada a un nivel de confiabilidad fijo de 99.5 %.

Por tanto, el ‘test’ C no es propiamente un test estadístico. Al remontar el origen de los números fijos 2.576 y 99.5 %, parece que provienen de un *rechazo de un procedimiento de medición incorrecto* estándar. Según esto, dado un conjunto de mediciones de una cantidad dada, siempre podemos calcular la varianza de la muestra por medio de Eq. (2.8). Bajo la hipótesis de que las mediciones llegaron con una distribución gaussiana de errores y que la media y la dispersión de la muestra son buenos estimadores de la media real y dispersión de la población de mediciones, se descartarían aquellas mediciones que están suficientemente alejadas de la media de la muestra, ya que estas mediciones pueden considerarse altamente improbables (algún error instrumental u operativo en lugar de un error por azar). El grado en que deben estar de la media para ser descartados depende del experimento; normalmente, esta distancia se mide en unidades de la dispersión de la muestra. Si se toma esta distancia como un sigma, por ejemplo, se dice que la medida es rechazada a un nivel de confianza de 68 %, porque el área debajo de una gaussiana dentro de las abscisas $x = \pm\sigma$ es aproximadamente 0,68. Pero podemos invertir el argumento y plantear un nivel de confianza, encontrando cuál es la abscisa que da esa área. Si uno elige, por ejemplo, 0.995 como nivel, entonces se obtiene $x = \pm 2.576 \sigma$ (C valor crítico).

De esta manera, C no es un estimador estadístico estricto, teóricamente apoyado. Como hemos visto, el rechazo de una mala medición funciona comparando una medición dada con la *media de la densidad de distribución de las mediciones*, y midiendo la distancia a esa media en términos de la *dispersión de la distribución densidad de las mediciones*. En el criterio C , sin embargo, se compara una dispersión σ_1 con una dispersión de referencia σ_2 , como si este último valor fuera la media de la densidad de distribución de dispersiones, y la relación σ_1/σ_2 se convierte en la distancia, como si σ_2 fuera también la dispersión de la densidad de distribución de las dispersiones. Es decir, para que el criterio C funcione, σ_2 debe ser tanto la media como la dispersión de la distribución (desconocida) de dispersiones. Y, cabe señalar que, mientras que C es estrictamente positivo, y claramente el dominio de una densidad de distribución de dispersiones es el conjunto de reales positivos más cero, el criterio de C asume una distribución gaussiana de dispersiones, es decir, un dominio igual al conjunto de todos los números reales.

2.6. Resultados de las estrella de campo

Para comprender mejor los resultados presentados, se analizó la estabilidad de las estadísticas utilizando las estrellas de campo. Para realizar esto, consideramos todas las estrellas seleccionadas en los marcos, excluyendo el AGN, y calculamos los parámetros C y F para todas las DLCs usando las mismas estrellas de comparación y control que en el caso del AGN correspondiente. Por estrellas *seleccionadas*, nos referimos a aquellas (entre 6 y 44 por campo) haciendo el conjunto de candidatos de los cuales las estrellas de comparación y control fueron finalmente elegidas. Hemos eliminado de esta muestra las curvas de luz diferencial que fueron afectadas por la saturación, los rayos cósmicos, estrellas que están demasiado cerca del borde de los marcos, y cualquier otro defecto evidente. Las DLCs con $\Delta m \geq 0.4$ mag también fueron

descartados; esto debería eliminar cualquier DLC de muy mal comportamiento, así como las variables conocidas (por ejemplo, la estrella S en el campo de 3C 279, una variable conocida con amplitud 1 Raiteri et al., 1998). El número original de DLCs fue de 1039, y después del proceso de limpieza, teníamos 981 DLCs para su estudio.

La primera cosa a destacar es que 16.9 % de las DLCs son variables con el test F , mientras que este porcentaje cae al 9.5 % usando el criterio C (en ambos casos, la corrección del Γ se aplicó). Es sabido (e.g. Ciardi et al. 2011 y referencias) que la fracción de estrellas variables en un dado survey es una función de los parámetros del survey —espaciado en tiempo y muestreo de las series observacionales, precisión fotométrica—, así como también de las magnitudes, tipos espectrales y clases de luminosidad de las estrellas. Como guía general, a partir de datos tomados en tierra, Howell (2008) dice que sólo el 7 % de las estrellas se espera a que varíe con un nivel de precisión de 0.01 mag. Ciardi et al. (2011), a su vez, presentan un estudio detallado de variabilidad basado en datos del *Kepler*, con una resolución temporal ~ 30 min. A partir de sus resultados, se puede inferir que la fracción de estrellas en nuestros campos de AGN (mayormente localizadas a latitudes Galácticas altas), que varía a un nivel > 0.01 mag dentro de unas pocas horas, debe ser casi insignificante—como mucho, por debajo de 10 %—.

Es claro que ambos criterios clasifican como ‘variable’ un número mayor al esperado número de DLCs. Sin embargo, esto es particularmente evidente para el test F : 76 de 981 DLCs (7.7 %) cambian de NVar con el criterio C a Var usando el test F (el caso contrario sólo se da con un 0.3 %, i.e., 3 DLCs, con lo que no discutiremos este caso Var/NVar). Con el fin de investigar más a fondo las razones de este comportamiento, analizamos de nuevo la distribución de los diferentes parámetros que caracterizan a las DLC, como se hizo para las curvas de luz de los AGNs. Los resultados generales son cualitativamente similares a los presentados en las Sect. 2.4.2 y 2.4.3. Sin embargo, vale la pena mencionar que las diferencias más significativas entre las distribuciones (apoyadas por los tests de KS) corresponden a la relación entre la amplitud de variabilidad (Δm) y la escala de la curva de luz de control ($\Gamma\sigma_2$). Mientras que DLCs en el caso NVar/NVar se nuclean a $\Delta m/(\Gamma\sigma_2) < 9$, aquellas en el caso Var/Var tienen una distribución ancha desde $\Delta m/(\Gamma\sigma_2) > 9$ hacia arriba; el caso NVar/Var, a su vez, muestra una distribución angosta centrada en $\Delta m/(\Gamma\sigma_2) \simeq 9$. Para las DLCs observadas de la muestra de AGN, obtuvimos un resultado similar en cuanto al comportamiento del cociente $\Delta m / \Gamma\sigma_2$ (también apoyado por el test KS).

Esto significa que ambos parámetros coinciden en su clasificación para casi todas las DLC que muestran variaciones con amplitudes superiores a $\sim 9\Gamma\sigma_2$ (Var/Var), y para la mayoría de las DLCs con $\Delta m < 9\Gamma\sigma_2$ (NVar/NVar), mientras un fracción menor de DLCs yaciendo dentro del rango angosto alrededor del valor límite ($\Delta m \simeq 9\Gamma\sigma_2$) son clasificadas como variable por el test F y no variable por el criterio C . Por lo tanto, ambos parámetros se comportan como una especie de criterios *lq sigma-recorte rq*, pero con diferentes factores de recorte. En este sentido, debe tenerse en cuenta que si aplicamos el criterio original propuesto por Jang & Miller (1997), es decir $\Delta m > 2.576\Gamma\sigma$, más de la mitad de las DLCs de la estrella de campo (52,4 %) se clasifican como variables. Por otro lado, si no se aplica ningún peso (factor Γ), 20.7 % y 33.4 % de las estrellas se clasifican como variables con el criterio C y F respectivamente. Claramente, los resultados de los tests no ponderados serían catastróficas, y ya no hablaremos de ellas.

Como una comparación adicional entre diferentes tests, se calculó el porcentaje de DLC en cada campo de estrellas que resultó ser variable utilizando el criterio de C y el test F , teniendo en cuenta tres CLs diferentes: 95 %, 99 %, Y 99,5 %. Encontramos que las distribuciones (tanto para las estadísticas como para las tres CL) tienen un pico claro alrededor de 10 %, aunque en el mismo CL, los histogramas correspondientes al test F se extienden a mayores porcentajes de variabilidad. Es interesante observar que las distribuciones de $F_{99.5}$ y C_{95} ,

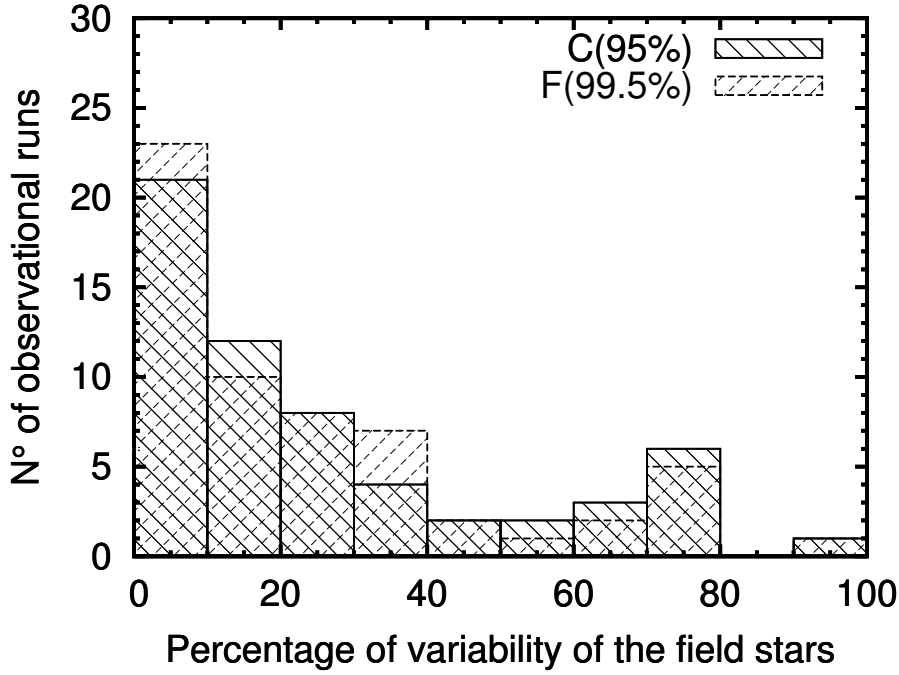


Figura 2.8. Distribución de los porcentajes de estrellas por campo que resultó variable usando C al 95 %-CL y F al 99.5 %-CL.

como se muestra en la Fig. 2.8, son prácticamente idénticas (un test KS da un valor de $1 - prob = 0.001$). Interpretamos que, para nuestros datos, debemos relajar el CL del criterio C a 95 % para obtener resultados similares a los F en el 99.5 % CL.

Ahora está claro que el test de F no está funcionando como se esperaba (y tampoco lo hace el— estadísticamente mal fundado - C criterio). Sin embargo, esto no debe ser sorprendente, ya que es bien sabido que el test F es particularmente sensible a los errores no gaussianos (por ejemplo Wall & Jenkins 2012), y las series fotométricas de tiempo, a menos que sean tomadas por un telescopio espacial absolutamente perfecto equipado con un detector absolutamente perfecto, se verá afectado por fuentes de error sistemático, añadiendo un componente ‘de ruido rojo’ (es decir, correlacionado con el tiempo en las frecuencias bajas). Estas fuentes de errores no gaussianos distribuidos incluyen las imperfecciones de campo plano, las variaciones de la masa de aire, el seguimiento imperfecto, las condiciones atmosféricas cambiantes (visión, transparencia, centelleo), el cambio en la luz de luna y la iluminación de airglow, los rayos cósmicos inadvertidos, etc. Generalmente se correlacionan con aquellos efectos sistemáticos, como por ejemplo cuando la relación S/N disminuye debido a cambios en la visión o transparencia atmosférica.

Cualquier test estadístico que se utilice para detectar la microvariabilidad en las curvas de luz diferenciales de AGN obtenidas con telescopios terrestres debe basarse, por lo tanto, en sólidas bases teóricas y al mismo tiempo ser capaz de tratar tanto con errores aleatorios (es decir, fotométricos) como sistemáticos (no gaussianos).

2.7. Discusión

Hay varios artículos que se han dedicado al estudio de herramientas estadísticas para detectar microvariabilidad en AGN. De Diego (2010) estudió el test de χ^2 , el test F para las varianzas, el test ANOVA y el criterio C para un conjunto de curvas de luz simuladas,

concluyendo que las metodologías más robustas son ANOVA Y χ^2 , mientras que la estadística F es menos potente pero sigue siendo una herramienta confiable y, por último, el criterio C debe evitarse porque no es una prueba estadística apropiada. En Diego (2014) se presenta un análisis adicional sobre estos tests, donde se agregó un estudio del test no paramétrico *Bartels and Runs*. En este trabajo, el autor propuso que las mejores opciones para detectar la microvariabilidad en las curvas de luz de AGN son el uso de un ANOVA o un test F (en este último, se utilizan varias estrellas de comparación para definir una varianza combinada, en lugar de usar una sola estrella). Una continuación de este trabajo fue publicada por Diego et al. (2015), se estudiaron los tests de ANOVA mejoradas F y de ANOVA, concluyendo que éstas son los tests más potentes para detectar variaciones fotométricas en curvas de luz diferenciales, debido al aumento en el poder de las estadísticas, Producto de la adición de más estrellas de comparación al análisis estadístico (el test de ANOVA anidada requiere también algunas estrellas de campo adicionales, pero menos que en el test F).

Cabe señalar que, en estos trabajos, los autores declaran explícitamente que sólo se consideró el *hot-noise* de los fotones para las simulaciones de la curva de luz, mientras que cualquier efecto sistemático fue completamente ignorado. Por lo tanto, a pesar de sus ventajas teóricas, algunas de estos tests pueden ser imprácticos para hacer frente a observaciones reales; además, si las distribuciones de errores no cumplen los supuestos en los que se basan esos tests, su uso debe ser desalentado o, al menos, debe tomarse con extremo cuidado. En nuestro caso, estamos trabajando con curvas de luz diferenciales con un número bastante pequeño de observaciones; esta es una situación común, ya que las curvas de luz de la microvariabilidad de AGN se limitan en su mayoría a menos de 30 – 40 puntos (por ejemplo, Kumar & Gopal-Krishna 2015). La necesidad de un gran número de puntos en las curvas de luz limita fuertemente el uso del test de χ^2 . Lo mismo ocurre con el test ANOVA: a pesar de su poder de detección de la microvariabilidad (de Diego 2010, 2014), este test es rara vez usado, ya que requiere también de un gran número de puntos de datos (Joshi et al., 2011); por otra parte, el agrupamiento de datos podría ser poco práctico para objetos débiles que requieren tiempos de integración relativamente largos y podría conducir a resultados falsos si se agrupan datos dentro de un lapso de tiempo mayor que la escala de tiempo de variabilidad (desconocida). De hecho, algunos resultados dudosos del uso del test ANOVA en estudios de microvariabilidad de AGN (de Diego et al., 1998) ya han sido discutidos en Romero et al. (1999). En cuanto a ANOVA y al test F , ambas herramientas requieren varias estrellas de comparación para funcionar de forma óptima (de Diego et al., 2015), mientras que tener campos de estrellas adecuadamente poblados alrededor de AGN es más la excepción que la regla. Villforth, Koekemoer & Grogin (2010), a su vez, discuten la aplicación de diferentes tests a las curvas de luz de AGN a partir de observaciones basadas en el espacio. Comparan el criterio C y los tests χ^2 y F usando una muestra de curvas de luz generadas al azar, concluyendo que las tres herramientas muestran poderes iguales. Sin embargo, cuando las mediciones de error son erróneas, χ^2 tiene el mayor poder seguido por C y luego F .

Por otra parte, el uso de tests específicamente diseñados para tratar errores gaussianos puede no ser óptimo para trabajar con curvas de luz cuyos datos fueron tomados en tierra, donde los efectos atmosféricos e instrumentales producen errores correlacionados, con distribuciones no gaussianas. De hecho, incluso bajo ruido aleatorio puro, los errores en el espacio de magnitud tendrán distribuciones no gaussianas asimétricas (por ejemplo Villforth et al., 2010). Esto es particularmente relevante para el test χ^2 , que requiere que los puntos de datos individuales hayan determinado con precisión los errores, con distribuciones Gaussianas (por ejemplo, Joshi et al., 2011); ninguno de estos se cumple siempre con la fotometría óptica en tierra. El test F , a su vez, no se comporta como se esperaba si las distribuciones de error no son Gaussianas (por ejemplo Wall & Jenkins 2012). Por lo tanto, es importante enfatizar que,

además de las limitaciones típicas de las observaciones terrestres, la variabilidad de los AGN suelen tener problemas particulares, como DLCs mal muestreadas (debido al bajo brillo de la fuente) y la disponibilidad de pocas estrellas de campo para la fotometría diferencial; estos hechos deben tenerse en cuenta para la correcta elección del análisis estadístico de las DLC.

2.8. Conclusiones

Con el fin de probar los tests más utilizadas para la variabilidad AGN, estudiamos las estadísticas C y F con una muestra grande y homogénea de datos observacionales reales. Se trabajó con una muestra de 39 AGNs del sur observada con el telescopio 2.15mt Jorge Sahade, San Juan, Argentina, obteniendo 78 curvas de luz fotométrica diferencial nocturna, a la que se aplicó el C y F .

Además de cuál estadística es la mejor opción para analizar el comportamiento de las DLCs, queremos señalar que es muy importante utilizar los test ponderados para el caso de la fotometría diferencial de AGN, debido a las cuestiones particulares mencionadas en el párrafo anterior (ver también Cellone et al., 2007, para una discusión completa sobre este tema). Utilizamos el factor de escala Γ introducido por Howell & Jacoby (1986). Hay casos en los que los resultados de variabilidad cambian simplemente por no usar este peso. Esos casos son aquellos en los que Γ esté lejos de 1 (es decir, las magnitudes de las estrellas de comparación y / o control no son similares a la magnitud del objetivo).

A partir de los resultados de aplicar los tests C y F a la muestra, encontramos que, con respecto a la amplitud de DLC (Δm), los resultados F tienden a clasificar como variables las DLC con Δm cerca del error rms, mientras que para DLCs de alta amplitud, ambas estadísticas tienden a detectar variabilidad. Para el tiempo transcurrido (Δt), las DLC con valores altos de Δt se clasifican como variables, de acuerdo con el hecho de que este alto valor aparece generalmente en curvas de luz donde se observa variabilidad sistemática. Ambas estadísticas parecen ser robustas en la detección (o no detección) de la variabilidad cuando las DLC presentan una dispersión instrumental baja (0,012 mag), pero si la dispersión de la curva de luz de comparación de control alcanza valores mayores que 0,02 mag (en algunos casos para el histograma de NVar/NVar, Fig.2.6c), la variabilidad de AGN de baja amplitud podría ser enmascarada debido a la baja relación S/N en la DLC.

Tomando una mirada más profunda en el criterio C , y comparándolo con el test F , llegamos a la conclusión de que, a pesar de que el criterio C no puede ser considerado como una prueba estadística real, todavía podría ser un parámetro útil para detectar variabilidad, siempre que se elija el factor de significación correcto. De esta manera, encontramos que aplicando C podemos obtener resultados de variabilidad bastante más confiables, especialmente para DLC de pequeña amplitud y/o ruidoso.

Finalmente, se realizó un estudio del comportamiento de las estrellas del campo para analizar la estabilidad de C y F , excluyendo el AGN. A partir de este nuevo conjunto de DLC, calculamos los parámetros implicados en las estadísticas y el porcentaje de estrellas de campo que resultan variables para C y F . Encontramos que para las tres CLs consideradas (95 %, 99 % y 99,5 %), ambas estadísticas muestran un pico alrededor de 10 % en sus distribuciones, y comparando dentro del mismo CL, el test F presenta una distribución extendida a mayores porcentajes de variabilidad. Observamos que el test F tiende a clasificar como variable un número mayor de DLC que el parámetro C , muy por encima del número esperado de estrellas variables en nuestros campos. Estos resultados de variabilidad son claramente resultados de falsos positivos, posiblemente debido a la incapacidad del test F para tratar errores no-gaussianos distribuidos.

Tiene que haber siempre un equilibrio entre el poder de un test dado (es decir, su capa-

cidad para detectar la variabilidad real) y su tasa de falsos positivos. En última instancia, el resultado de este equilibrio debe ser dictado por consideraciones astrofísicas, pero esto requiere un conocimiento preciso del comportamiento de cada test bajo condiciones observacionales particulares.

Capítulo 3

Simulaciones

3.1. Introducción

La detección de microvariabilidad no siempre ha sido una tarea fácil, debido al hecho que errores fotométricos pueden derivar en una variación falsa, sin mencionar que las condiciones climáticas, las limitaciones instrumentales y la reducción de los datos juegan un papel importante al construir las curvas de luz. Este tipo de estudios requiere de determinadas herramientas para poder acceder a la significancia de los resultados de la variabilidad encontrados en las curvas de luz. Los tests estadísticos, como ya lo mencionamos antes, son las herramientas más usadas para este propósito (Kesteven et.al. (1976); Romero et.al. (1994); Andruchow et.al. (2003); Andruchow et.al. (2005); de Diego (2010,2014); de Diego et.al. (2015); Joshi et.al. (2011); Zibecchi et.al. (2011,2017)). Sin embargo, dado que resultados de variabilidad espúrea pueden ser obtenidos debido al uso inadecuado de estas herramientas (de Diego 2010,2014; de Diego et.al. 2015; Joshi et.al. 2011) y, como consecuencia, se puede llegar a resultados contradictorios, clasificando erróneamente el estado de variabilidad de una fuente, hemos realizado una serie de simulaciones. En Zibecchi et.al. (2017) estudiamos los resultados obtenidos al aplicar las estadísticas C y F a una muestra de 39 AGNs, encontrando que el C no es propiamente un test estadístico y que el F es bastante sensible a parámetros como valores de Δm cercanos al error rms.

Para poder contrastar los resultados y analizar en más detalle estas herramientas estadísticas, hemos llevado a cabo simulaciones de imágenes para construir curvas de luz diferenciales sintéticas. En la literatura podemos encontrar pocos trabajos que simulan curvas de luz para investigar sobre variabilidad (de Diego (2010,2014); de Diego et.al. (2015); Emmanoulopoulos et.al. (2013); Wang & Cao (2014)), aunque sólo simulan los puntos de la curva y no las imágenes en sí. Nuestro objetivo es que estas imágenes creadas sean lo más cercanas a la realidad, en las cuales estén presentes las características más comunes que uno se puede encontrar a la hora de observar, tales como condiciones climáticas malas, problemas con el telescopio, etc., y de esta manera, poder analizar los distintos tipos de variaciones bajo estas condiciones usando las estadísticas.

3.2. Simulaciones

3.2.1. Descripción

De Zibecchi et. al (2017), notamos algunas peculiaridades asociadas a las características observacionales. Primeramente, las observaciones pueden estar afectadas por turbulencia atmosférica, desparramando la luz en la imagen que llega de los objetos y cambiar el número

de cuentas en el CCD. También pueden interferir las condiciones climáticas, con la presencia de nubes las cuales pueden extinguir la magnitud de los objetos bajo estudio. Y al estar trabajando con fotometría diferencial, se aconseja evitar la luz de la Luna, la cual afecta al brillo superficial del cielo.

Realizamos una serie de simulaciones, las cuales crean estas imágenes lo más realistas posible. En el proceso de generación, consideramos, además de objetos que intrínsecamente no varían, distintos tipo de variaciones para los casos en que los objetos varían:

1. *variabilidad sistemática*: curvas correspondientes a objetos que fueron observados durante toda la noche, y se ha logrado hacer una muestra de un evento de la variabilidad en un lapso de tiempo significativo.
2. *variabilidad tipo flickering*: este tipo de variación usualmente es confundida con el ruido presente en la curva de control. Está relacionado con una variación aleatoria.
3. *variabilidad tipo burst suave*: relacionada con un incremento intermedio en el flujo seguido de un decaimiento suave.
4. *variabilidad tipo serrucho*: similar al flickering, pero con variaciones en amplitud mayores.

Adicionalmente, tuvimos en cuenta:

- **Ruido instrumental**: está relacionado con las propiedades del CCD. Contemplamos valores del ruido de lectura (*readout noise*) y la ganancia (*gain*) sustraídos de CCD conocidos como TeK1024 en CASLEO; etc.
- **Seeing (IQ Image quality)**: está asociado con la calidad de la imagen. Dependiendo de donde se encuentre nuestro “Observatorio Virtua”, tendremos distintos valores. Como ejemplo, en CASLEO el seeing está alrededor de 2.5".
- **Cobertura de nubes (CC Cloud cover)**: este efecto simula la extinción en magnitud para todos los objetos de la imagen causada por nubes, y también los casos en los que está presente velo.
- **Brillo superficial (SB Surface brightness)**: tiene en cuenta la presencia de la Luna, y cómo esto afecta al brillo del cielo, y así, el número de cuentas en el fondo de la imagen.
- **Masa de aire**: relacionado con la posición de la fuente en el cielo. Dependiendo de la posición del objeto, la atenuación de la luz es mayor o menor.

En la Tabla 3.1 mostramos los valores considerados en la generación de imágenes. Para el caso de la masa de aire, usamos un total de 40 valores esparcidos desde 1.2 hasta 2.0; a modo de ejemplo sólo mostramos 5 valores.

3.2.2. Implementación

Generación de las imágenes

Para la generación de las imágenes simuladas, usamos una tarea llamada `mkobjects` del software IRAF (Image Reduction and Analysis Facility). Esta tarea crea o modifica imágenes añadiendo estrellas y galaxias. En nuestro caso, creamos nuevas imágenes, especificando dimensiones, fondo (incluye ruido de Poisson), título y datos tipo reales. La tarea también

Tabla 3.1. Valores de las condiciones instrumentales y atmosféricas usadas en las simulaciones.

Ruido de lectura e^-	Ganancia e^-/adu	Seeing "	CC mag	SB mag arcsec $^{-2}$	Masa de aire
9.60	1.98	0.6	0.00	21.8	1.4
		1.5	0.25	21.2	1.35
		2.5	0.50	20.7	1.19
		4.0	0.75	20.2	1.08
			1.00	19.7	1.02

incluye los efectos de la escala de la imagen, muestreo de pixeles, turbulencia atmosférica y ruido.

Los objetos son especificados por posición, magnitud, modelos, escala, cociente axial y posición angular. La tarea permite simular dos tipos de fuentes: estrellas y galaxias. Para galaxias, donde las formas intrínsecas varían de objeto a objeto, estos parámetros son dado como parte de la lista de objetos. Debido al hecho de que los AGNs, y en particular blazares, son tomados como fuentes puntuales, los simulamos como si fuesen estrellas. Así, el archivo de objetos está conformado sólo por tres valores: dos coordenadas relacionadas con la posición de la fuente en el marco del CCD, x_c y y_c , y su magnitud intrínseca, m . Las condiciones atmosféricas e instrumentales mencionadas anteriormente están dentro de los parámetros requeridos por la tarea. Con respecto a las propiedades del CCD, la tarea requiere los valores de los parámetros asociados al ruido: *ganancia* y *ruido de lectura*. Además, existe la opción de agregar ruido de Poisson, el cual es aplicado en toda la imagen (en el caso de crear una nueva desde cero); de lo contrario, el ruido de Poisson sólo es aplicado a los objetos si la imagen ya existe. Lo mismo ocurre con el ruido de lectura. Por otro lado, las condiciones atmosféricas están distribuidas entre el archivo de los objetos y los parámetros de la tarea. Dado que la cobertura de nubes afecta directamente a la luz recibida del objeto, simulamos tal extinción modificando el archivo de los objetos, agregándole determinados valores a la magnitud intrínseca de la fuente. En cambio, tanto el seeing como el brillo superficial pueden ser introducidos dentro de dos parámetros: *radius* y *background*, respectivamente. El primero tiene en cuenta el cociente entre el radio del seeing y la escala en pixeles; el segundo está relacionado al fondo que tiene el marco de la imagen por defecto, y por ende, al brillo superficial.

Como resultado de ejecutar la tarea, obtenemos imágenes como la Fig. 3.1. En la parte superior de la imagen, creamos un mismo AGN pero con distintas magnitudes, con el objetivo de poder simular la variación intrínseca del flujo. En la parte inferior, simulamos los candidatos a estrellas de control y comparación. Las magnitudes para los AGNs se esparcen entre 16 y 17 mag, mientras que para las estrellas, los valores cubren un rango desde 14 a 17 mag. Asumimos un tiempo de exposición de aprox. 120 seg., con el propósito de reproducir el número de cuentas alcanzado en las observaciones reales. Este valor también aparece dentro de los parámetros de la tarea, *exptime*.

Tomando la variedad de combinaciones entre las condiciones atmosféricas e instrumentales, podemos generar miles de diferentes casos (imágenes). Desarrollamos un script en IRAF el cual construye las imágenes de acuerdo a diversas especificaciones. En el programa, se especifican las características instrumentales del CCD y del telescopio, los valores de extinción debido a las nubes, las condiciones del seeing y del cielo, las coordenadas del objeto y del "Observatorio Virtual", y además, tomamos en cuenta el *overhead* (tiempo entre exposiciones) y una componente adicional de ruido aleatorio. La salida resulta en un conjunto de

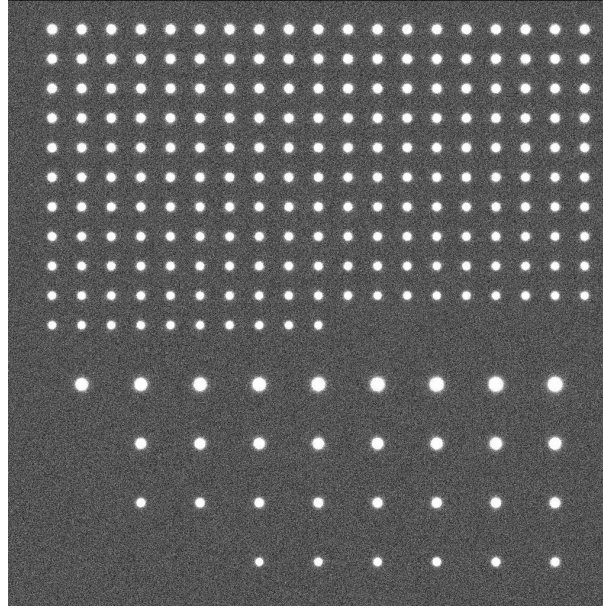


Figura 3.1. Imagen simulada. *Arriba:* AGNs con diferentes magnitudes. *Abajo:* candidatos a las estrellas de control y comparación.

imágenes, cada una con un determinado valor de seeing, cobertura de nubes, brillo superficial a un cierto valor de masa de aire y época. El total de imágenes simuladas ronda las 5000, las cuales son combinadas en diferentes situaciones, y para poder generar las curvas de luz, aplicamos fotometría diferencial.

Curvas de luz diferenciales sintéticas

Una vez que todas las imágenes fueron simuladas, realizamos el proceso de reducción con IRAF. Las tareas del paquete APPHOT fueron usadas para la fotometría diferencial, a través de la fotometría de apertura. Seleccionamos un radio de apertura de 8 píxeles (equivalente a 6.5 arcsec). Como salida, se tiene un archivo que contiene todos los datos usados en la fotometría, como por ejemplo, el radio, la imagen, las coordenadas del objeto, la masa de aire, el tiempo de exposición, magnitud, flujo, etc. Luego, con todos los archivos de salida, construimos la tabla de fotometría diferencial para cada situación en la cual estamos interesados. Estas situaciones, como se mencionó anteriormente, están relacionadas con los típicos escenarios que uno puede encontrarse durante una campaña de observación. Por ejemplo, simulamos los cambios en el seeing debido a la turbulencia de la atmósfera (seeing mejorando o empeorando); la repentina aparición de nubes en la línea de la visual del objeto; la presencia de la Luna al principio o al final de la noche; la combinación de tener la Luna y nubes en simultáneo, etc. Y para cada una de estas simulaciones, consideramos cada uno de los tipos de variabilidad vistos anteriormente. Como describimos previamente, el marco de la imagen está compuesto por el mismo AGN, con distintos valores de su magnitud acompañado de las estrellas de comparación y control. Usando la tabla junto con el objeto y las estrellas, generamos las curvas de luz diferenciales.

Para llevar a cabo todo esto, desarrollamos otro script en IRAF el cual, dado un archivo de entrada con todas las situaciones a simular, genera la tabla usada para la fotometría, añadiéndole a la misma las distintas variaciones creadas, y selecciona las correspondientes estrellas de control y comparación que construyen las curvas de luz (ver Fig. 3.2). Como se puede ver, es posible construir curvas de luz diferenciales tan similares como aquellas que se

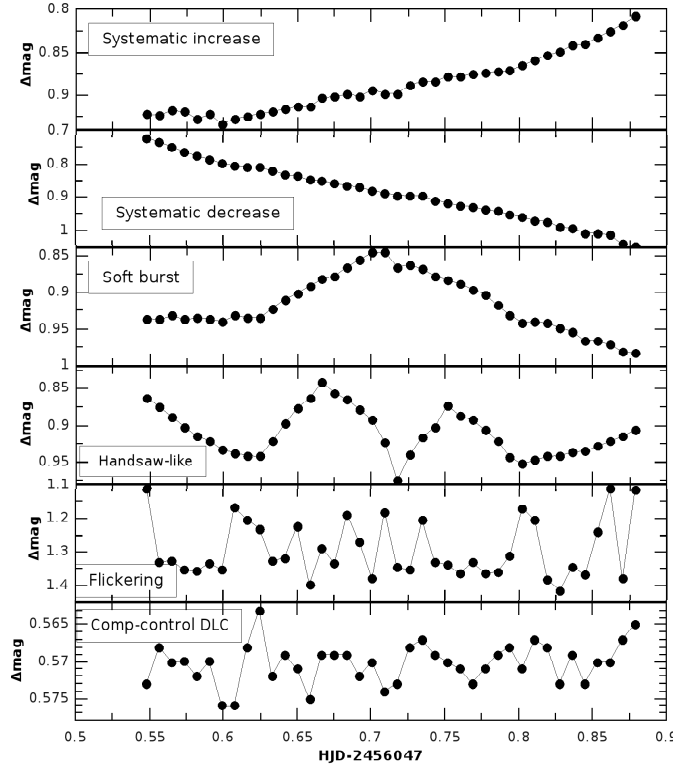


Figura 3.2. Distintos tipos de variaciones, junto con la curva de control.

obtienen de los datos observacionales.

3.2.3. Aplicación de las estadísticas

3.3. Resultados y análisis

A partir de las distintas situaciones creadas, aplicamos las herramientas estadísticas C y F a las curvas de luz generadas (al momento llegan aprox. a 5×10^6 curvas.) A modo de ejemplo, presentamos los porcentajes de casos variables y no variables con cada estadística para una situación simulada concreta: se tiene una noche de observación sin Luna, ni nubes, con un valor del seeing de $0.6''$. El primer histograma muestra los % de variabilidad para los AGNs que no varían intrínsecamente, mientras que el segundo son para aquellos AGNs con una variación predeterminada.

Vemos que, para ambos casos (de AGNs variables y no variables), existe un porcentaje mínimo en donde no se reproduce lo que se espera, es decir, tenemos un $\sim 2\%$ de casos en los que se detectaría variabilidad para AGNs que no varían y un $\sim 11\%$ de casos para los cuales las curvas son clasificadas como no variables, siendo los AGNs intrínsecamente variables. Para el primer porcentaje, podría estar relacionado con el valor esperado debido a las fluctuaciones estadísticas. Con respecto al segundo, en parte se debería a las fluctuaciones pero además se asociaría con la sub/sobreestimación de los errores fotométricos que añade el uso del DAOPHOT de IRAF. Precisamente, ese porcentaje corresponde a AGNs donde su variación es del orden del ruido esperado en las curvas de control.

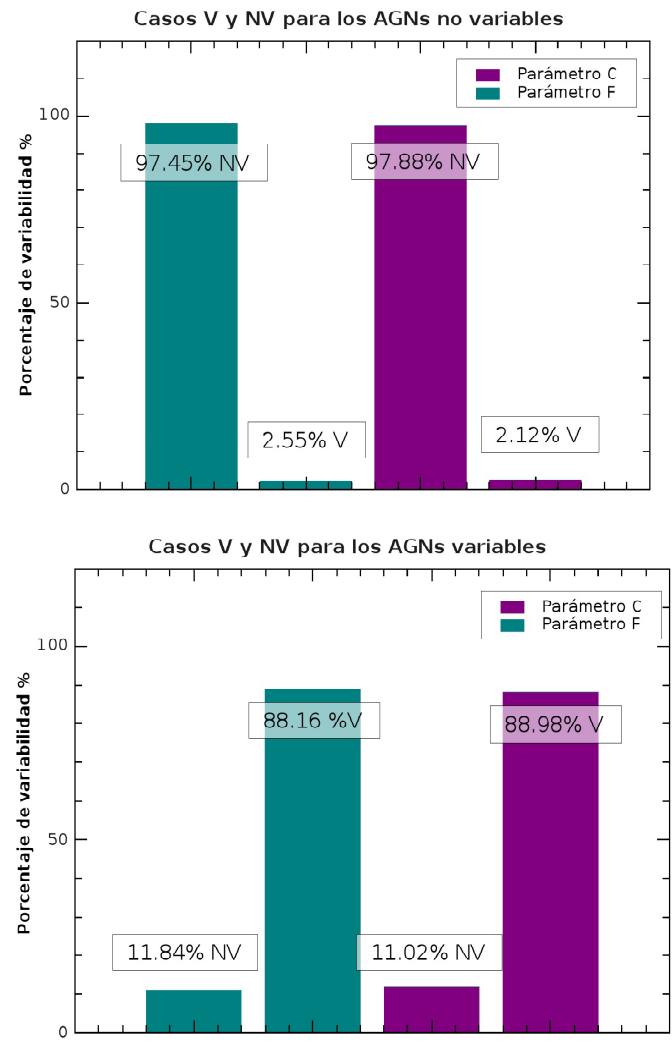


Figura 3.3. Porcentajes de variabilidad para el caso testigo 1.

Capítulo 4

Muestra de Blazares

4.1. Selección de la muestra

La muestra seleccionada para esta Tesis es el resultado de la aplicación de determinados criterios, que se explicarán a continuación. El primer paso fue buscar en la literatura más reciente fuentes cuyas características en la banda óptica (posición en el cielo, magnitudes aparentes, etc.) permitieran su observación. Y que a su vez, aparecieran en la base de datos en altas energías (GeV) del satélite Fermi LAT (Large Area Telescope), el Third Catalogue of Active Galactic Nuclei (3FGL o 3LAC, Ackermann et al., 2015). En particular, se seleccionaron aquellos objetos que carecían de estudios referentes a su estado de variabilidad y también que no tuviesen mucha información sobre sus distribuciones espectrales de energía (SEDs). Por otra parte, realizamos la búsqueda en las bases de datos de CHANDRA y XMM-Newton, a modo de poder conocer si han sido observados y estudiados en rayos-X, y en la base de datos del satélite Fermi, para obtener datos en el rango de los GeV. Aproximadamente, obtuvimos una muestra de 40 objetos, de los cuales elegimos la mitad (el resto de la muestra quedó como un backup, en caso de que alguno de los objetos primeramente elegidos, hubiese presentado algún inconveniente a la hora de observarlo). Los datos de la muestra final se presentan en la Tabla 4.1.

4.2. Historia de los objetos

PKS 0208-512: es un Flat Spectrum Radio Quasar (FSRQ, ver Fig. 4.1) (Ghisellini et al. 2011) con redshift de $z = 1.003$ (Peterson et al. 1976;1979). Primeramente fue descubierto como una fuente en radio (Bolton et al. 1964) perteneciente al *Parkes Survey of Radio Sources* (de ahí su denominación PKS), y para finales del siglo pasado, surgen las primeras observaciones de alta resolución con el VLBI (*Very Large Baseline Interferometer*) (Tingay et al. 1996). En la banda de rayos- γ , fue una de las primeras fuentes extragalácticas en ser detectadas por el satélite EGRET (Bertsch et al. 1993; Fitchel et al. 1993) y una de las pocas en ser candidata a “*MeV-blazar*”, observada por el satélite COMPTEL (Blom et al. 1995) debido a sus inusuales flares en energías de MeV. Por encima de los 100 MeV, se encontró que la variabilidad presente en dicha banda se daba en escalas cortas de 8 días, lo que sugería que la región de emisión γ tenía varios radios de Schwarzschild para un agujero negro de $10^{10} M_{\odot}$ (von Montigny et al. 1995); mientras que Bhattacharya et al. (2013) estudian la variabilidad γ en escalas más largas (10 años), encontrando variaciones de un orden de magnitud, pero sin hallar correlación con alguna variación en X. Para la última década, comienzan a aparecer las primeras observaciones con el satélite Fermi-LAT (Abdo et al. 2009) y sus respectivos catálogos, tanto de fuentes- γ como de AGNs en particular, en los cuales surge la nueva cla-

4. Muestra de Blazares

Tabla 4.1. Datos de los objetos. * con galaxia dominante; + blazar tipo incierto.

Objeto	Nombre del cat. Fermi	Clasificación	α (J2000.0) h m s	δ (J2000.0) ° ' "	z	m_{visual}
PKS 0208-512	3FGL J0210.7-5101	FSRQ (LSP)	02 10 46.2	-51 01 01.8	1.003	14.82(R)
[HB89] 0414+009	3FGL J0416.8+0104	BLLac (HSP)	04 16 52.5	+01 05 23.9	0.287	—
[HB89] 0521-365	3FGL J0522.9-3628	BZU (LSP) ⁺	05 22 57.9	-36 27 30.8	0.055	14.48(R)
PMN J0847-2337	3FGL J0846.9-2336	BLLac (HSP)	08 47 01.5	-23 37 01.6	0.059	—
[HB89] 1116-462	3FGL J1117.7-4632	FSRQ (LSP)	11 18 26.9	-46 34 15.0	0.713	17.02(V)
[HB89] 1127-145	3FGL J1129.9-1446	FSRQ (LSP)	11 30 07.1	-14 49 27.4	1.184	16.70(V)
PKS 1229-02	—	FSRQ	12 32 00.0	-02 24 05.3	1.045	—
PMN J1256-1146	3FGL J1256.3-1146	BLLac (HSP)*	12 56 15.9	-11 46 37.4	0.057	—
PKS 1258-321	—	blazar	13 01 00.7	-32 26 28.7	0.017	—
[HB89] 1424-418	3FGL J1427.9-4206	FSRQ (LSP)	14 27 56.3	-42 06 19.4	1.522	16.30(R)
PKS 1443-389	3FGL J1444.0-3907	BLLac (HSP)	14 43 57.2	-39 08 39.7	0.065	—
PKS 1510-089	3FGL J1512.8-0906	FSRQ (LSP)	15 12 50.5	-09 05 59.8	0.360	—
PKS J1517-242	3FGL J1517.6-2422	BLLac (ISP)	15 17 41.8	-24 22 19.5	0.048	10.78(R)
BZB J1917-192	3FGL J1917.7-1921	BLLac (HSP)	19 17 44.8	-19 21 31.6	0.137	15.24(R)
6dFJ1958148-301112	3FGL J1958.2-3011	BLLac (HSP)	19 58 14.9	-30 11 11.8	0.119	—
PKS 2005-489	3FGL J2009.3-4849	BLLac (HSP)	20 09 25.3	-48 49 53.7	0.071	11.41(R)
[HB89] 2126-158	—	FSRQ	21 29 12.1	-15 38 41.0	3.268	16.43(R)
PKS 2149-306	3FGL J2151.8-3025	FSRQ (LSP)	21 51 55.5	-30 27 53.6	2.345	—
PKS 2155-304	3FGL J2158.8-3013	BLLac (HSP)	21 58 52.0	-30 13 32.1	0.116	—
PMN J2310-4374	—	BLLac (—)	23 10 41.7	-43 47 34.1	0.088	—

sificación de distribuciones espectrales de energía (SEDs) basados en la posición del pico de la emisión sincrotrón (Abdo et al. 2010a), HSP, ISP y LSP (Abdo et al. 2010b; Ackermann et al. 2011; Ackermann et al. 2013; Acero et al. 2015). En cuanto a la banda de rayos-X, sus primeros reportes fueron con el satélite ROSAT (Brinkmann et al. 1994), siguiendo con el satélite BeppoSAX el cual midió un índice espectral de 1.64 en la banda de rayos-X blandos (Donato et al. 2005) y más tarde, comienzan las primeras observaciones en imagen y espectroscopía con el satélite Chandra (Marshall et al. 2005; Schwartz et al. 2006). Con respecto al infrarrojo cercano (NIR), Kotilainen et al. (1998) estudian su galaxia anfitriona en la banda H (1.65 μm), mostrando una morfología suave. Hacia la banda óptica, la primera medición de su polarización fue hecha por Impey et al. (1988), encontrando un valor alto en el porcentaje de polarización, 11.5 %, y corroborando de que la fuente en cuestión se trataba de un blazar. Romero et al. (2002) presentan un estudio fotométrico de la incidencia de la microvariabilidad en la emisión óptica, en el cual este blazar muestra variaciones de amplitud considerable ($\Delta m = 0.131$ mag) en escalas cortas de tiempo (horas). Por otra parte, se han realizado estudios multifrecuencia, como es el caso de Perlman et al. (2011) quienes estudian el jet de este objeto con el HST (Hubble Space Telescope), Chandra, VLA (*Very Large Array*) y ATCA (*Australian Telescope Compact Array*) y encuentran que dicho jet presenta una estructura compleja en radio con evidencia de curvatura de 90° , mientras que en X el jet se extiende varios arcsec y en óptico posee una componente detectada. Chatterjee et al. (2013) reportan un flare anómalo y lo estudian en la bandas óptica, NIR, X y γ , detectando 3 intervalos en los cuales la variación se da en 1 mag durante 3 meses para el óptico y NIR, mientras que para energías de GeV las variaciones se dan en el primer y tercer intervalo durante 1 mes.

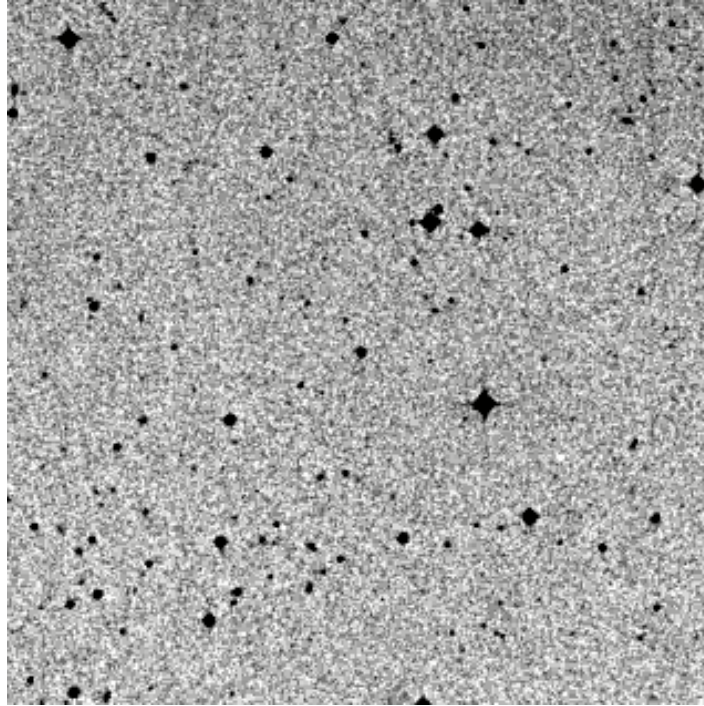


Figura 4.1. Campo del blazar PKS 0208-512, NED

[HB89] **0521-365**: este objeto BL Lac (ver Fig. 4.2) fue primeramente clasificado como una galaxia N (Bolton et al. 1965) cuando la estudiaron como contraparte óptica de una fuente de radio del catálogo de Parkes. Luego pasó a ser catalogado como un BL Lac (Danziger et al., 1979, Burbidge et al., 1987). Eggen (1970) muestra que la fuente varía más de una magnitud en el óptico en escalas temporales de meses, además de apoyar las primeras observaciones espectroscópicas de Westerlun & Stokes (1966) y Searle & Bolton (1968) las cuales muestran un continuo sin líneas de emisión, sugiriendo que la fuente se trata de un objeto tipo BL Lac. Se refuerza su naturaleza BL Lac a partir de la variabilidad de su continuo azul y a través de su polarización óptica reportada por Angel & Stockman (1980). Se reportan las primeras observaciones en rayos-X en el trabajo de Schwartz & Ku (1983). En los trabajos de Danziger (1979, 1983b) notaron la presencia de un jet óptico y además presentaron espectros del núcleo variable tomados en el estado más alto de emisión del objeto. Este mismo jet se lo observó muy bien alineado con el jet en radio a escalas de kiloparsec, con una clara correspondencia entre las estructuras en radio y óptico (Scarpa et al., 1999). el satélite Chandra detectó la contraparte en rayos-X de la parte más intensa del jet (Birkinshaw et al., 2002). En el rango de energía de rayos- γ , esta fuente fue detectada por el EGRET pero no fue incluida en el 3er catálogo del EGRET (Hartman et al., 1999). A partir de modelar la SED teniendo en cuenta las características en radio, Pian et al. (1996) derivaron un ángulo de visión de 30° con un factor de Lorentz de 1.2. En cambio, para un factor de Lorentz de $\Gamma=5$, Giroletti et al. (2004) derivaron un rango angular entre 21° - 27° . Posee un valor de redshift de $z = 0.0565$ (Jones, D.H. et al., 2009), aunque sus primeras mediciones data del trabajo de Danziger et al. (1979) en donde, a partir de algunas líneas débiles en el espectro, pudieron estimar z (además de que, al estudiar las propiedades ópticas, pasan a establecer que PKS 0521-36 es un BL Lac).

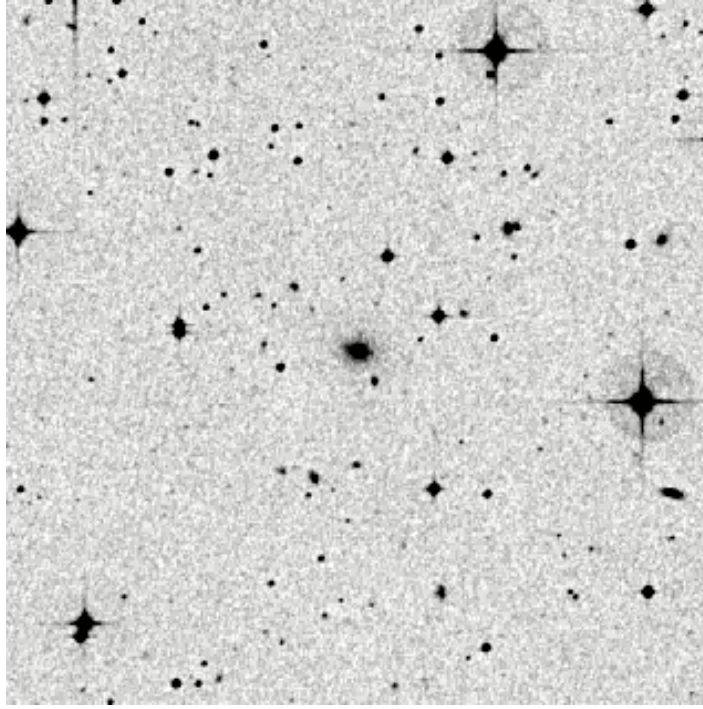


Figura 4.2. Campo del blazar [HB89] 0521-365, NED

PKS 2155-304: es un BL Lac (ver Fig. 4.3) de pico a altas energías (high energy peaked) con un redshift de $z = 0.116$ (Falomo, Pesce & Treves, 1993). Es uno de los BL Lacs más brillantes en rayos-X y EUV (Giommi et al. 1998). Fue clasificado como un ‘ TeV blazar ’ con la detección de rayos- γ de VHE (Chadwick et al. 1999) y luego confirmado por la colaboración H.E.S.S. con un nivel de significancia de 45σ para energías mayores a 160 GeV (Aharonian et al. 2005). Esta fuente ha sido observada en diversas escalas temporales sobre un gran rango de frecuencias desde radio hasta rayos- γ VHE, y ha mostrado variabilidad fuerte y rápida (Dominici et al. 2006; Dolcini et al. 2007; Aharonian et al. 2007; Abramowski et al. 2010; Kastendieck et al. 2011; Abramowski et al. 2012; Aleksić et al. 2012; Barkov et al. 2012). La variabilidad óptica de largo periodo fue estudiada por Fan & Lin (2000) y Kastendieck et al. (2011), entre otros.

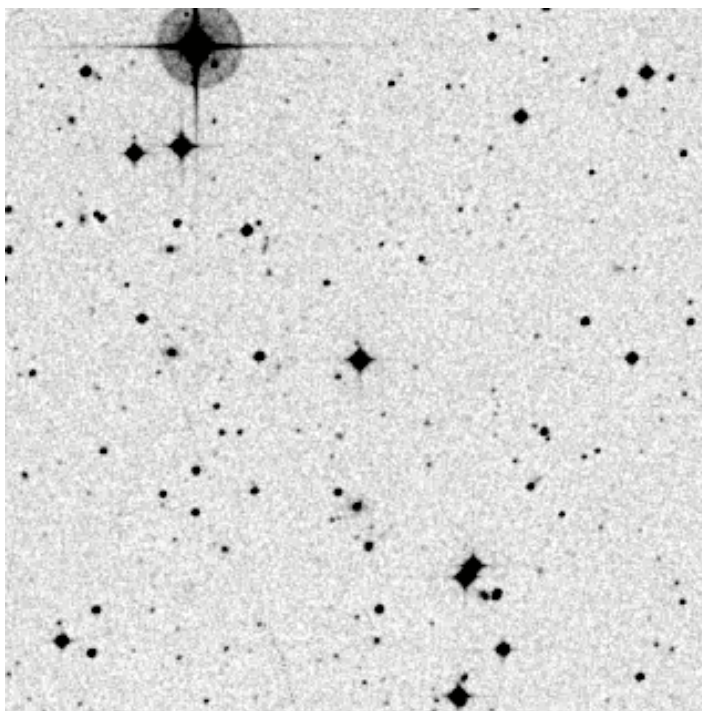


Figura 4.3. Campo del blazar PKS 2155-304, NED

Capítulo 5

Análisis Multifrecuencia de la muestra de Blazares

5.1. Óptico

5.1.1. Características del Observatorio CASLEO

El Complejo Astronómico El Leoncito (CASLEO) cuenta con un diverso número de instrumentos, entre los cuales se encuentra el telescopio de 2.15m “Jorge Sahade” (Fig. 5.1). En la Tabla 5.1 se encuentra la información principal.

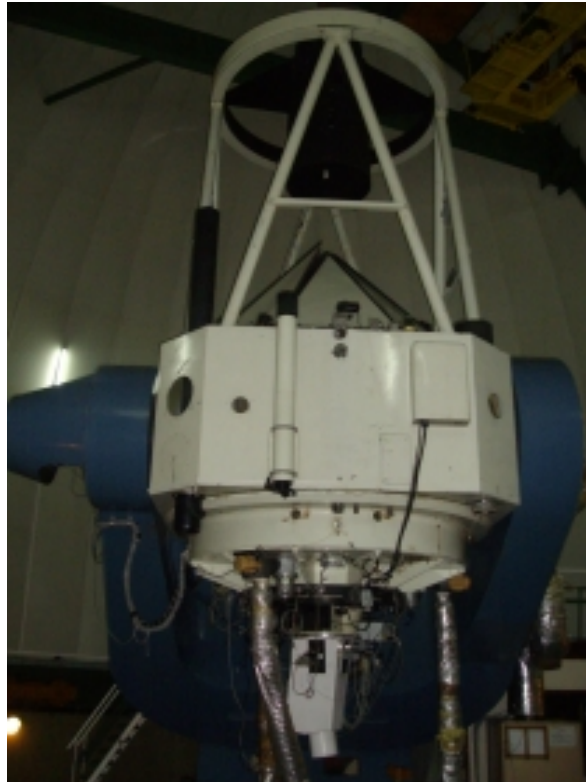


Figura 5.1. Foto del telescopio de 2.15m “Jorge Sahade”.

En todos los pedidos de turno, trabajamos con la cámara directa (ubicada generalmente en un foco Cassegrain) Roper Scientific. Este CCD tiene un área de 2048×2048 pixeles de $13.5 \mu m$ de lado c/u, instalado en un dewar enfriado con nitrógeno líquido. Las características

Tabla 5.1. Características instrumentales del telescopio “Jorge Sahade” (información obtenida de la página web <http://www.casleo.gov.ar/instrumental/js>).

Sistema óptico	Reflector Ritchey-Chr�tien
Montura	Tipo horquilla
Di�metro del espejo primario	2153 mm
Raz�n focal Cassegrain	8.485
Escala	11.3 "/mm
Escala con Reductor	33.9 "/mm
Di�metro del espejo secundario	660.3 mm
Di�metro del agujero primario	635 mm
Emergencia	965 mm
Distancia focal primario	5588 mm
Distancia focal secundario	2215 mm

de chip son: delgado, con recubrimiento Unichrome UV y es iluminado por detr s. La escala en este CCD es de 0.15 "/px, con un campo  til cuadrado de 5.2×5.2 arcmin. Si se utiliza un reductor focal, la escala resultante es de 0.45 "/px, con un campo  til circular de 9 arcmin de di metro. Posee una rueda de filtros, la cual es doble con seis alojamientos en cada una para filtros de 3×3 pulgadas, permitiendo combinaciones entre la rueda inferior y la superior. En la actualidad se dispone de filtros de banda ancha UBVR.

5.1.2. Observaciones en CASLEO

A fin de poder obtener datos en la banda  ptica para la muestra de blazares, se realizaron 4 pedidos de turno de observaci n en CASLEO. Los mismos comprendieron los periodos:

- **Semestre 2014A:** del 22 al 27 de Abril del 2014. Total= 6 noches de observaci n.
- **Semestre 2015A:** del 10 al 14 de Abril del 2015. Total= 5 noches de observaci n.
- **Semestre 2015B:** del 11 al 13 de Agosto; del 15 al 17 de Septiembre y del 11 al 12 de Diciembre del 2015. Total= 8 noches de observaci n.
- **Semestre 2016B:** del 27 al 28 de Noviembre del 2016. Total= 2 noches de observaci n.

lo cuales fueron suficientes para poder cubrir la totalidad de la muestra con la que estamos trabajando. En la Tabla 5.2 se encuentra toda la informaci n referente a cada turno y qu   objetos fueron observados.

Para cada objeto, se tomaron im genes en los filtros V y R, con el fin de estimar el  ndice espectral α . La cantidad de las misma var a en funci n de la magnitud del objeto que se observ , en qu  momento de la noche se lo pudo observar, y principalmente, de las condiciones clim ticas. A continuaci n, detallamos cu ntas im genes se obtuvieron para cada noche, cada objeto y en cada filtro:

* PMN J0847-2337: observado durante 6 noches

22/04/2014: 12 im genes en V y 12 en R.

23/04/2014: 3 en V y 3 en R.

24/04/2014: 5 en V y 5 en R.

Tabla 5.2. Turnos de observación en CASLEO

Objeto	Turno CASLEO	Fecha de Obs.
[HB89] 0208-512	2015B	13/08/15 15 y 17/09/15
[HB89] 0414+009	2016B	27 y 28/11/16
[HB89] 0521-365	2015B	11/12/15
PMN J0847-2337	2014A	22-27/04/14
[HB89] 1116-462	2015A	13 y 14/04/15
[HB89] 1127-145	2015A	10 y 12/04/15
PKS 1229-02	2015A	12/04/15
PMN J1256-1146	2014A	23/04/14
PKS 1258-321	2015A	11/04/15
[HB89] 1424-418	2015A	14/04/15
PKS 1443-389	2014A	24, 25 y 27/04/14
PKS 1510-089	2015A	12-14/04/15
PKS J1517-242	2014A	22, 23 y 26/04/14
	2015A	10 y 11/04/15
BZB J1917-192	2014A	25 y 26/04/14
6dFJ1958148-301112	2014A	23 y 24/04/15
PKS 2005-489	2015B	12/08/15
[HB89] 2126-158	2015B	15 y 17/09/15
PKS 2149-306	2015B	12/08/15
PKS 2155-304	2015B	13/08/15
PMN J2310-4374	2015B	17/09/15

25/04/2014: 5 en V y 5 en R.

26/04/2014: 4 en V y 4 en R.

27/04/2014: 7 en V y 7 en R.

* 3FGL J1958.2-3011: observado durante 2 noches

23/04/14: 11 en V y 11 en R.

24/04/14: 10 en V y 10 en R.

* PKS 1443-389: observado durante 3 noches

24/04/2014: 43 en V y 43 en R.

25/04/2014: 25 en V y 25 en R.

27/04/2014: 16 en V y 16 en R.

* BZB J1917-192: observado durante 2 noches

25/04/2014: 13 en V y 13 en R.

26/04/2014: 11 en V y 11 en R.

* PMN J1256-1146: observado durante 1 noche
23/04/2014: 7 en V y 7 en R.

* PKS 1517-2422: observado durante 5 noches
22/04/2014: 32 en V y 32 en R.
23/04/2014: 16 en V y 16 en R.
26/04/2014: 21 en V y 21 en R.
10/04/2015: 28 en V y 28 en R.
11/04/2015: 9 en V y 9 en R.

* [HB89] 1127-145: observado durante 2 noches
10/04/2015: 15 en V y 15 en R.
12/04/2015: 9 en V y 9 en R.

* PKS 1229-02: observado durante 1 noche
12/04/2015: 13 en V y 13 en R.

* PKS 1510-089: observado durante 3 noches
12/04/2015: 15 en V y 15 en R.
13/04/2015: 13 en V y 13 en R.
14/04/2015: 12 en V y 12 en R.

* [HB89] 1116-462: observado durante 2 noches
13/04/2015: 15 en V y 15 en R.
14/04/2015: 12 en V y 12 en R.

* [HB89] 1424-418: observado durante 2 noches
13/04/2015: 3 en V y 2 en R.
14/04/2015: 9 en V y 9 en R.

* PKS 1258-321: observado durante 1 noche
11/04/2015: 32 en V y 32 en R.

* PKS 2005-489: observado durante 1 noche
12/08/2015: 26 en V y 26 en R.

* [HB89] 2126-158: observado durante 2 noches
15/09/2015: 14 en V y 14 en R.
17/09/2015: 12 en V y 12 en R.

* [HB89] 0521-365: observado durante 1 noche
11/12/2015: 21 en V y 21 en R.

* PMN J2310-4374: observado durante 1 noche
17/09/2015: 11 en V y 11 en R.

* PKS 2149-306: observado durante 2 noches
12/08/2015: 4 en V y 4 en R.

17/09/2015: 5 en V y 5 en R.

* PKS 2155-304: observado durante 2 noches

13/08/2015: 19 en V y 19 en R.

15/09/2015: 14 en V y 14 en R.

* [HB89] 0208-512: observado durante 3 noches

13/08/2015: 9 en V y 9 en R.

15/09/2015: 6 en V y 6 en R.

17/09/2015: 8 en V y 8 en R.

* [HB89] 0414+009: observado durante 2 noches

27/11/2016: en V y en R.

28/11/2016: en V y en R.

5.1.3. Reducción, procesamiento y calibración

Preparación de los datos

La reducción de las observaciones se hizo utilizando el amplio rango de tareas y subrutinas que ofrece el software de reducción de imágenes IRAF¹ (*Image Reduction and Analysis Facility*). Además de las imágenes de los campos de blazares, también se dispone de los frames para la calibración: *bias*, *flats de cielo* y *flats de cúpula*. Los *bias* son utilizados para remover de las imágenes la señal de lectura del chip CCD. Cada uno de éstos genera una señal de lectura la cual es una creada por el circuito electrónico al leer el contenido del chip. Suelen ser tomados en exposiciones cortas de tiempo y con el lente del telescopio tapado. Los *flats* son utilizados para corregir el viñeteo (aparición de bordes oscurecidos en las imágenes) y la iluminación desapareja creada por polvo o manchas en el lente. Se los toma tanto apuntando a una pantalla blanca dentro de la cúpula del telescopio (*flat de cúpula*), como al cielo en el atardecer (*flat de cielo*). Se los debe tomar en todos los filtros que se vayan a usar.

A partir de las imágenes de ciencia, se aplicó la corrección por *overscan* y *trimming*. Se entiende por *overscan* a la zona no iluminada del CCD, al cual se reconoce por tener el nivel más bajo de cuentas y no muestra estructura como la parte iluminada. Generalmente, para su detección, se utiliza alguna imagen de *bias*. Por otra parte, el *trimming* está asociado a la sección de la imagen que contiene datos buenos, i.e. sin viñeteo y fuera de la sección del *overscan*. Una vez hecho esto, se determinan los valores del ruido de lectura y de la ganancia para esas imágenes, usando la tarea *findgain*. Para ello, es necesario contar, como mínimo, con dos *bias* y dos *flats* (éstos últimos en el mismo filtro). Con los valores ya calculados y seteados en las imágenes, se arman los *MasterBias* y *MasterFlats*, combinando los *bias* y *flats* (en cada filtro) respectivamente. Y luego, se corre la tarea *ccdproc* para procesar las imágenes de ciencia y aplicar así las correcciones.

Fotometría Diferencial

La fotometría diferencial (Howell & Jacobi, 1986) consiste en tomar pequeñas exposiciones repetidamente de un campo estelar particular, el cual contenga al objeto(s) bajo estudio.

¹IRAF es distribuido por el National Optical Astronomy Observatories, los cuales son operados por la Association of Universities for Research in Astronomy, Inc., bajo acuerdo cooperativo con la National Science Foundation.

Algunas de las restantes estrellas de la imagen son utilizadas como comparaciones durante el proceso de reducción, el que tiene como resultado la obtención de las magnitudes instrumentales de todos los objetos de interés. Luego, magnitudes diferenciales pueden ser calculadas a partir de las estrellas de comparación y control elegidas. La principal característica de este método de exposiciones repetidas es que puede ser usado para objetos débiles, con magnitudes en el visual $V > 15$, con tiempos de exposición requeridos no menores a 15 seg. Esto es posible porque las características dimensionales del CCD que se utiliza son usadas para tener una mejor definición del nivel de cielo y, además la apertura usada puede ser elegida mucho más chica que la utilizada en la fotometría convencional. Esto hace que esta técnica sea ideal para la búsqueda o estudio de variables débiles de corto período. Otra característica es que no es necesario una calidad excelente de la noche para poder realizar las observaciones. En el caso de no tenerla, lo único que se agrega es un poco más de resolución temporal debido a integraciones más largas.

Clásicamente, designaremos al objeto con la letra V , y las estrellas de control y comparación con K y C , respectivamente. Se utilizan las magnitudes instrumentales calculadas para poder determinar las diferencias $V - C$ y $C - K$. Las medidas de $C - K$ son usadas para: (i) detectar alguna variabilidad en las estrellas de control, (ii) medir la precisión intrínseca del sistema instrumental y (iii) proveer una comparación para determinar si el objeto bajo estudio es o no variable. La correcta elección de las estrellas de control es de suma importancia para obtener buenos resultados. El criterio original con el que han trabajado Romero et al. (1999, 2002) fue elegir dos grupos diferentes de estrellas en cada imagen y luego realizar un promedio de cada grupo, obteniendo así una estrella "media" de control y otra estrella "media" de comparación. En este trabajo, nosotros hemos elegido seguir las recomendaciones dadas por Howell et al. (1988): seleccionamos, como estrella de control, una estrella con magnitud lo más similar posible a la del objeto, mientras que la estrella de comparación fue elegida de modo que sea un poco más brillante que los otros dos objetos. Esto último es debido a que se quiere lograr que Γ , el factor de peso de la estadística, se mantenga lo más cercano posible a 1. Tanto las estrellas de comparación como de control deben ser no variables, y el mismo par ha sido siempre usado en las distintas noches de un mismo objeto.

Aplicación a la muestra

La tarea PHOT calcula los centros exactos, los valores de cielo y las magnitudes para una lista de objetos en la imagen IRAF cuyas coordenadas se leen de las coordenadas de archivo de texto o del cursor de visualización de imagen, y escribe las coordenadas (X,Y) calculadas, los valores de cielo y las magnitudes en el archivo de texto que resulta como salida. Por otra parte, la tarea TFDIF crea una tabla para fotometría diferencial, a partir de un conjunto de archivos del tipo '*.mag.*', es decir, salidas del PHOT. Para obtener una tabla cuya variable independiente sea la Fecha Juliana Heliocéntrica, hay que correr previamente SETJD a las imágenes y luego hacer la fotometría con la tarea PHOT con `.obstime = HJD`. Los valores de ganancia, ruidolec (ruido de lectura), y escala del CCD se incorporan como "keywords" de la tabla de salida, para su posterior uso por el FDIF (o XFDIF). Estos valores se pueden ingresar de dos formas: a) indicando los nombres de los keywords correspondientes en los archivos '*.mag.*', a través de los parámetros hgana, hrlec, y hescal, respectivamente; o b) dando directamente los valores numéricos a través de los parámetros ganancia, ruidolec, y escala, respectivamente.

En cada caso, la opción a) tiene prevalencia sobre la b); es decir, si por ej. se ingresa un keyword válido para hgana, se ignora el valor numérico de ganancia. Al setear la escala a través del keyword hscal, la escala será la que se indicó al correr el PHOT. Si éste se hubiera corrido con `"datapars.scale = 1."`, los radios de las aberturas estarán expresados en pixeles.

Tabla 5.3. Información de los datos ópticos de la muestra. Las columnas son: nombre de la fuente, turno en CASLEO, uso del RF y FOV

Objeto	Turno CASLEO	Reductor focal?	FOV	Radio de apertura
PKS 0208-512	August 13 2015	Sí	9.0×9.0	16 arcsec
	September 15 and 17 2015	Sí	9.0×9.0	16 arcsec
[HB89]0414 + 009	November 27 and 28 2016	Sí	9.0×9.0	
[HB89]0521 – 365	December 11 2015	Sí	9.0×9.0	14 arcsec
PMN J0847-2337	April 22 to 27 2014	No	5.2×5.2	18 arcsec
[HB89]1116 – 462	April 13 and 14 2015	Sí	9.0×9.0	8 arcsec
[HB89]1127 – 145	April 10 and 12 2015	Sí	9.0×9.0	8 arcsec
PKS 1229-02	April 12 2015	Sí	9.0×9.0	10 arcsec
PMN J1256-1146	April 23 2014	No	5.2×5.2	18 arcsec
PKS 1258-321	April 11 2015	Sí	9.0×9.0	
[HB89]1424 – 418	April 14 2015	Sí	9.0×9.0	10 arcsec
PKS 1443-389	April 24, 25 and 27 2014	No	5.2×5.2	12 arcsec
PKS 1510-089	April 12 to 14 2015	Sí	9.0×9.0	10 arcsec
PKS J1517-242	April 22, 23 and 26 2014	No	5.2×5.2	18 arcsec
	April 10 and 11 2015	Sí	9.0×9.0	18 arcsec
BZB J1917-192	April 25 and 26 2014	No	5.2×5.2	18 arcsec
6dFJ1958148-301112	April 23 and 24 2014	No	5.2×5.2	12 arcsec
PKS 2005-489	August 12 2015	Sí	9.0×9.0	8 arcsec
[HB89]2126 – 158	September 15 and 17 2015	Sí	9.0×9.0	8 arcsec
PKS 2149-306	August 12 2015	Sí	9.0×9.0	10 arcsec
PKS 2155-304	August 13 2015	Sí	9.0×9.0	18 arcsec
PMN J2310-4374	September 17 2015	Sí	9.0×9.0	16 arcsec

Como se mencionó antes, la salida son archivos que se conocen como `arch.mag.1`. Estos archivos son el resultado de haber corrido la tarea *phot* y contienen toda la información detallada de los parámetros que se establecieron en la tarea. Además, para cada imagen que se tiene, se detallan las coordenadas del centro de los objetos seleccionados en la imagen (con sus errores), el nivel del cielo, el tiempo de integración, la masa de aire, el radio de apertura usado junto al flujo, área y magnitud, etc. A partir de ellos, se obtendrán las curvas de luz diferenciales. rutina *tfdif*, la cual fue desarrollada por el grupo de trabajo en el marco del cual se desarrolla el presente estudio. Ésta se encarga de generar la tabla `arch.tab`, para un determinado radio de apertura óptimo. Este radio se determina teniendo en cuenta el tamaño aparente y el brillo de la galaxia anfitriona (Cellone et al. 2000), y para ello se usa la tarea *cce*. Ésta genera una curva, que grafica la magnitud de una determinada estrella vs. el radio, y en el punto donde se estabiliza dicha curva, es el radio óptimo. Para la muestra de blazares, utilizamos los siguientes radios de apertura: para [HB89] 1116-462, [HB89] 1127-145, PKS 2005-489 y [HB89] 2126-158 elegimos un radio de 8 arcsec; para PKS 1229-02, [HB89] 1424-418, PKS 1510-089 y PKS 2149-306, 10 arcsec; para PKS 1443-389 y 6dFJ1958148-301112, 12 arcsec; para [HB89] 0521-365, 14 arcsec; para PKS 0208-512 y PMN J2310-4374, 16 arcsec; y finalmente para PMN J0847-2337, PMN J1256-1146, PKS J1517-242, BZB J1917-192 y PKS 2155-304, 18 arcsec. Toda la información de los datos están en Tabla 5.3.

Una vez elegido el radio, se corre la tarea y como resultado, obtenemos una tabla que detalla la fecha de cada imagen tomada, el radio utilizado, el tiempo de integración y la

magnitud (con su error) de cada objeto elegido en la imagen. Con esta tabla, pasamos a elegir las estrellas de comparación y de control. Existe una tarea llamada *txdump*, la cual permite extraer los datos de la tabla y arrojar en pantalla lo que necesitemos. En particular, se le puede pedir que ordene las estrellas según su magnitud y así ver en dónde se ubica el objeto y a partir de ahí, aplicar el criterio de Howell mencionado anteriormente, para determinar las estrellas de comparación y de control. Presentamos cada uno de los campos de los objetos, con las estrellas de comparación y de control usadas en la fotometría diferencial, en las Fig. 5.2, 5.3, 5.4, 5.5, 5.6 y 5.7.

Finalmente, se tiene la tarea XFDIF, la cual hace fotometría diferencial a partir de una tabla de fechas y magnitudes (generalmente creada con TFDIF), y calcula parámetros estadísticos y pseudo-estadísticos. Si "efe = yes" calcula el estadístico F y el área asociada (probabilidad); para esto se requiere el fortran efe.e (adaptado del "tests.for" de D. Carpintero), que debe estar accesible en el path de linux. Si "gamma = yes", calcula factor Gamma y corrige la dispersión de la curva de control de acuerdo a Howell, Mitchell & Warnock (1988, AJ 95, 247). Esto requiere que la tabla tenga ciertas columnas (RAPERT", "ZMAG", "MSKY") y header keywords ("GAIN", RDNOISE", "SCALE") con la información necesaria. La versión actual del TFDIF permite incluir esa información; para usar el XFDIF con tablas creadas por versiones viejas del TFDIF, se debe correr con "gamma = no". El XFDIF produce un texto de salida consistente en una línea (si "gamma = no") o dos líneas (si "gamma = yes") con los resultados de la estadística: *Sig_{D1}*, rms de la curva de luz objeto-comparación; *Sig_{D2}*, rms de la curva de luz control-comparación; Gamma, factor correctivo de Howell et al. (1988); C, pseudo-estadístico de Romero et al. (1999); F, estadístico de Fisher (si "efe = yes"); areaF, resultado del test-F de varianzas (si "efe = yes"); a+/sig, semiamplitud positiva de la curva objeto-comparación / rms de la curva de control-comparación (*Sig_{D2}*); a-/sig, semiamplitud negativa de la curva objeto-comparación / rms de la curva de control-comparación (*Sig_{D2}*).

Esto se muestra por pantalla si "salida = STDOUT", o se graba a un archivo si dicho parámetro contiene un nombre válido. Si el archivo ya existe, agrega datos al final. Si "grafico = yes", grafica ambas curvas de luz (objeto-comparación y control-comparación); hay varias opciones para controlar el aspecto del gráfico. Cuando dispo apunta a un dispositivo para crear salida en EPS, hay que correr GFLUSH después del XFDIF. La opción "grafico = no" puede ser útil para correr XFDIF en modo no interactivo, posiblemente junto con salida a un archivo de texto.

Con la tarea *Xfdif*, se generan las curvas de luz de *objeto-comparación* y de *control-comparación*, corroborando o no si la elección de las estrellas de comparación y control fue buena.

Calibración al sistema estandar

La calibración al sistema estandar consiste en transformar las magnitudes instrumentales medidas en magnitudes estandar. Para poder aplicar dicha transformación a los objetos bajo estudio, se requiere observar campos de estrellas estándares. En nuestro caso, utilizamos el catálogo de estrellas de Landolt (Landolt, 1992). Los campos de calibración se suelen observar a lo largo de la noche para diferentes masas de aire.

Para la imágenes tomadas, se les aplica el proceso de reducción y se realiza la fotometría de apertura de las estrellas estándares que aparecen en los campos. De esta manera generamos los archivos *.mag.1* vistos en la sección anterior. Trabajamos con el paquete *PHOTCAL* de IRAF, en donde se encuentran todas las tareas necesarias para la calibración. La primera de ellas es *mknobsfile*, la cual genera las magnitudes instrumentales a partir de los archivos *.mag.1*, junto al valor de la masa de aire asociada, para cada estrella de calibración y tantas veces como se la haya observado.

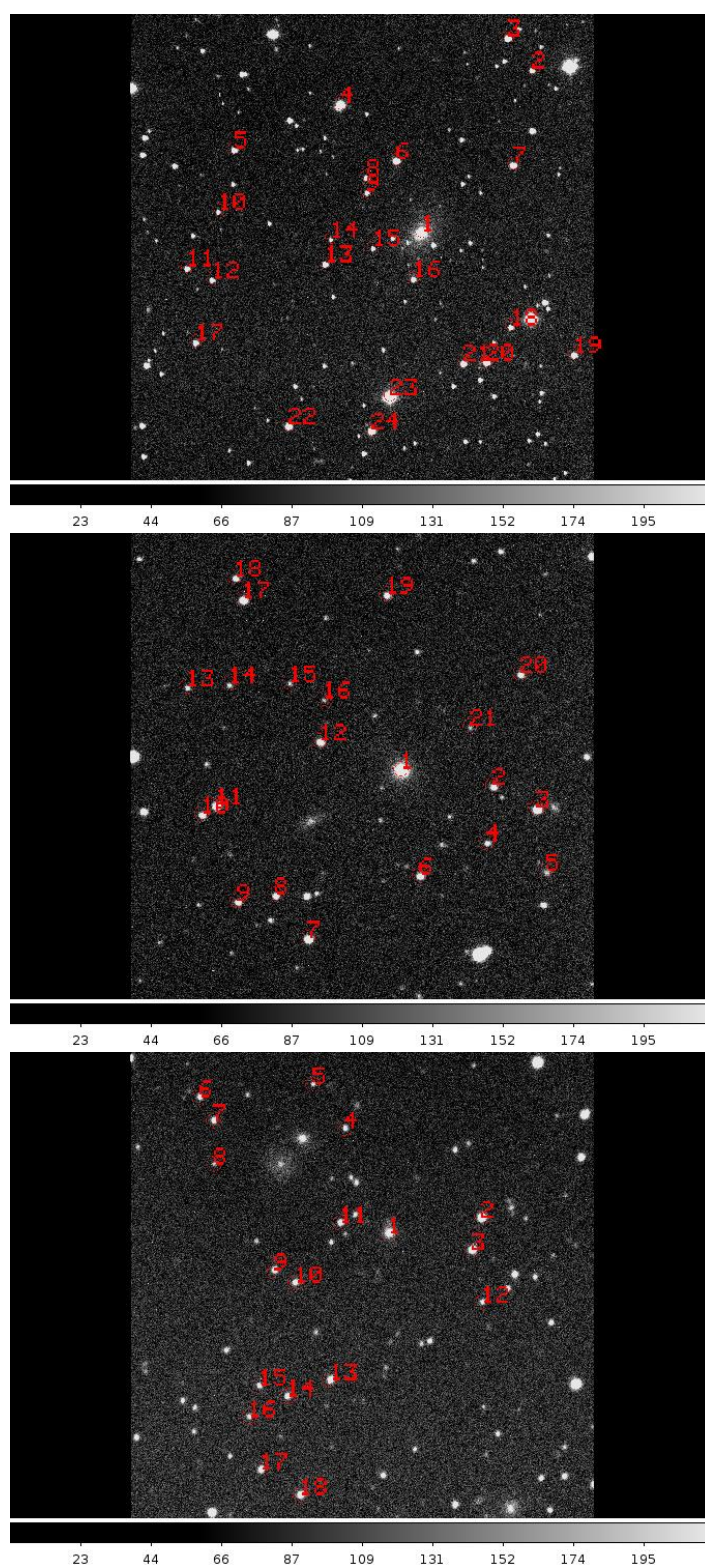


Figura 5.2. Campos correspondientes (en orden descendente): PMN J0847-2337, PKS J1517-242 y 3FGL J1958.2-3011.

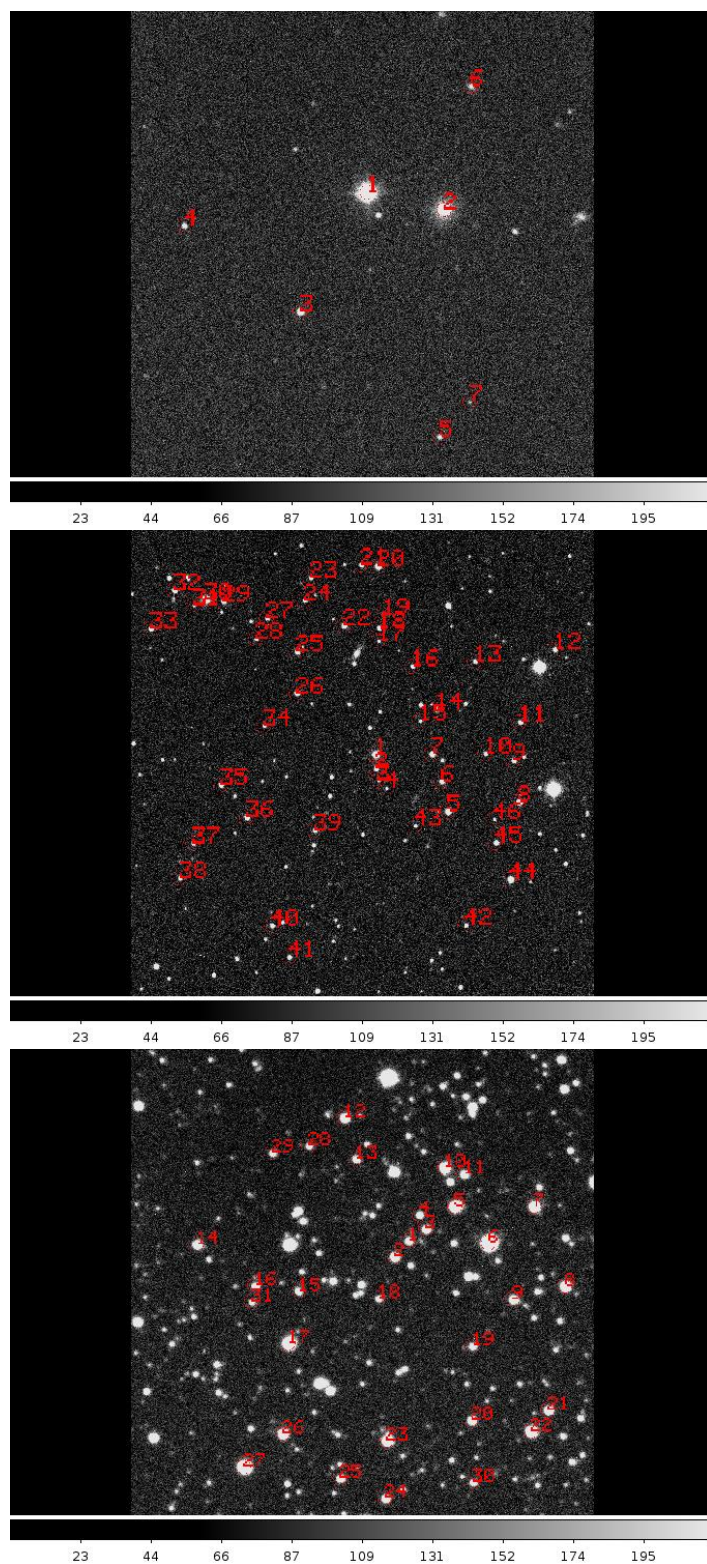


Figura 5.3. Campos correspondientes (en orden descendente): PMN J1256-1146, PKS 1443-389 y BZB J1917-192.

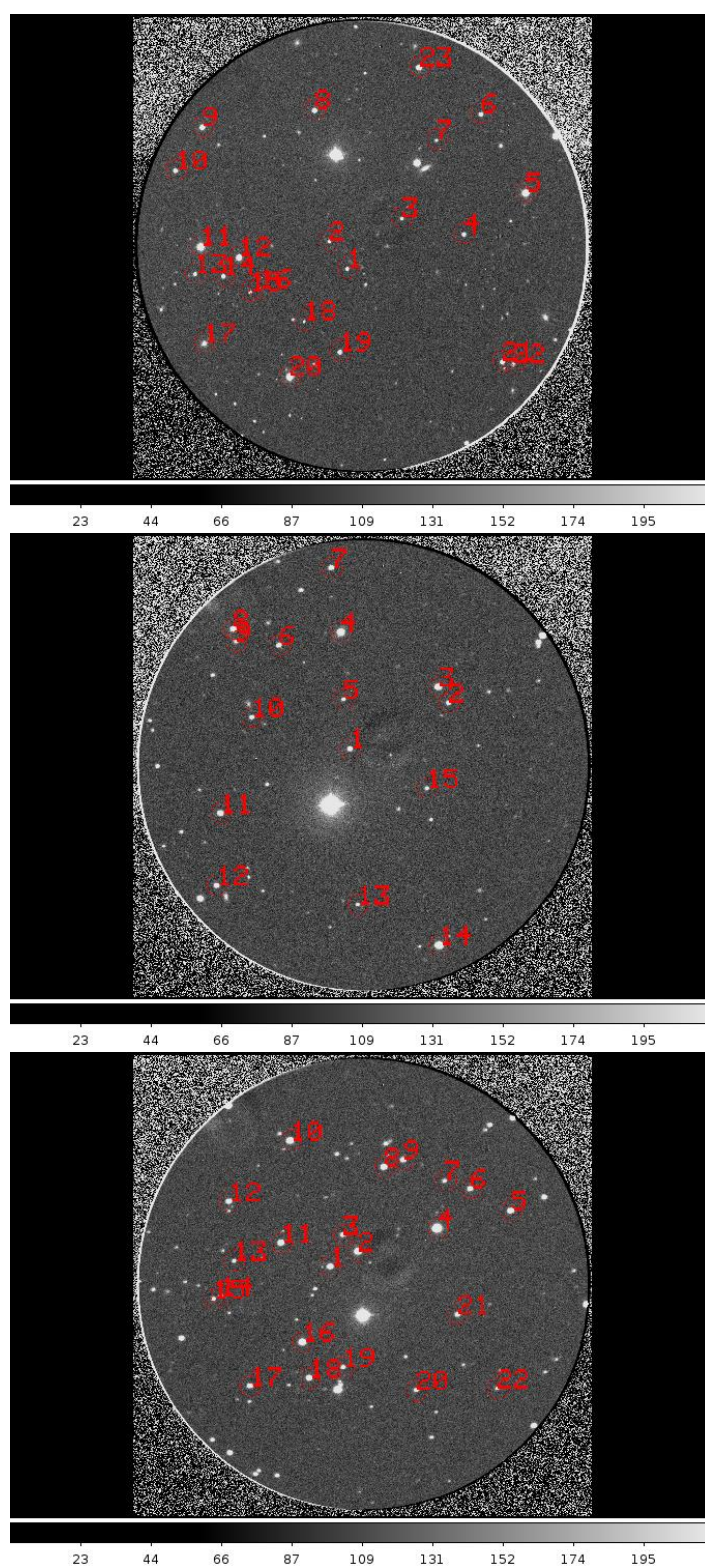


Figura 5.4. Campos correspondientes (en orden descendente): [HB89] 1127-145, PKS 1229-02 y PKS 1510-089.

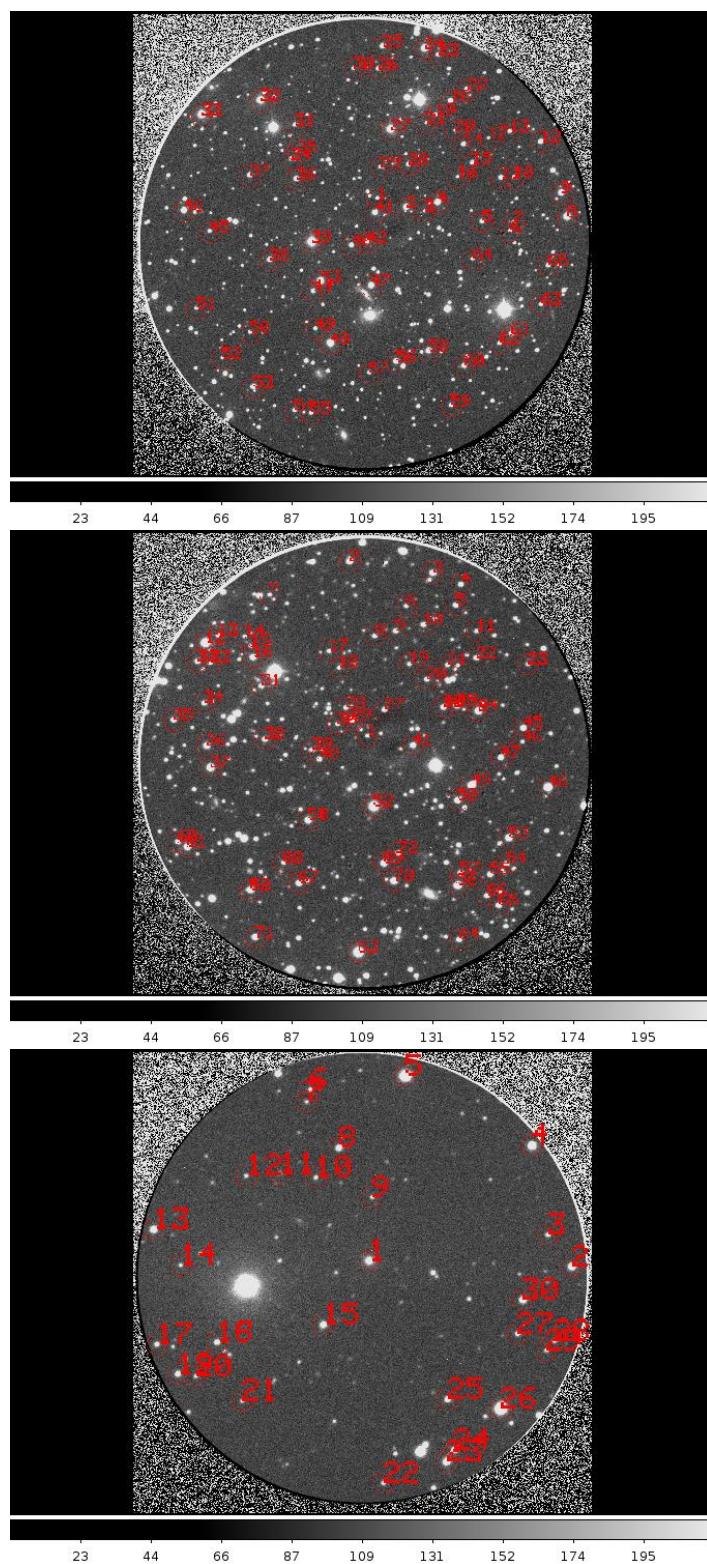


Figura 5.5. Campos correspondientes (en orden descendente): [HB89] 1116-462, [HB89] 1424-418 y PKS 2005-489.

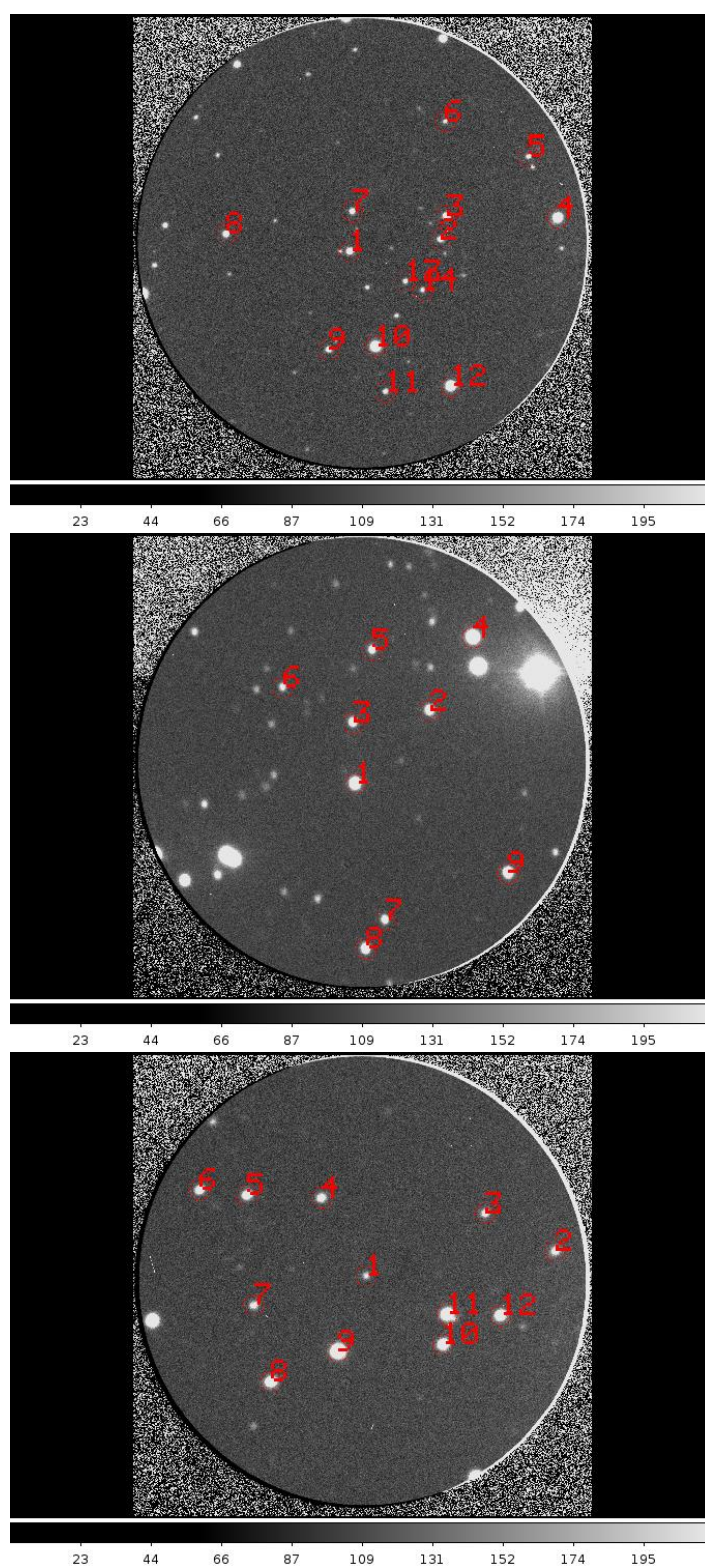


Figura 5.6. Campos correspondientes (en orden descendente): PKS 2149-306, PKS 2155-304 y [HB89] 0208-512.

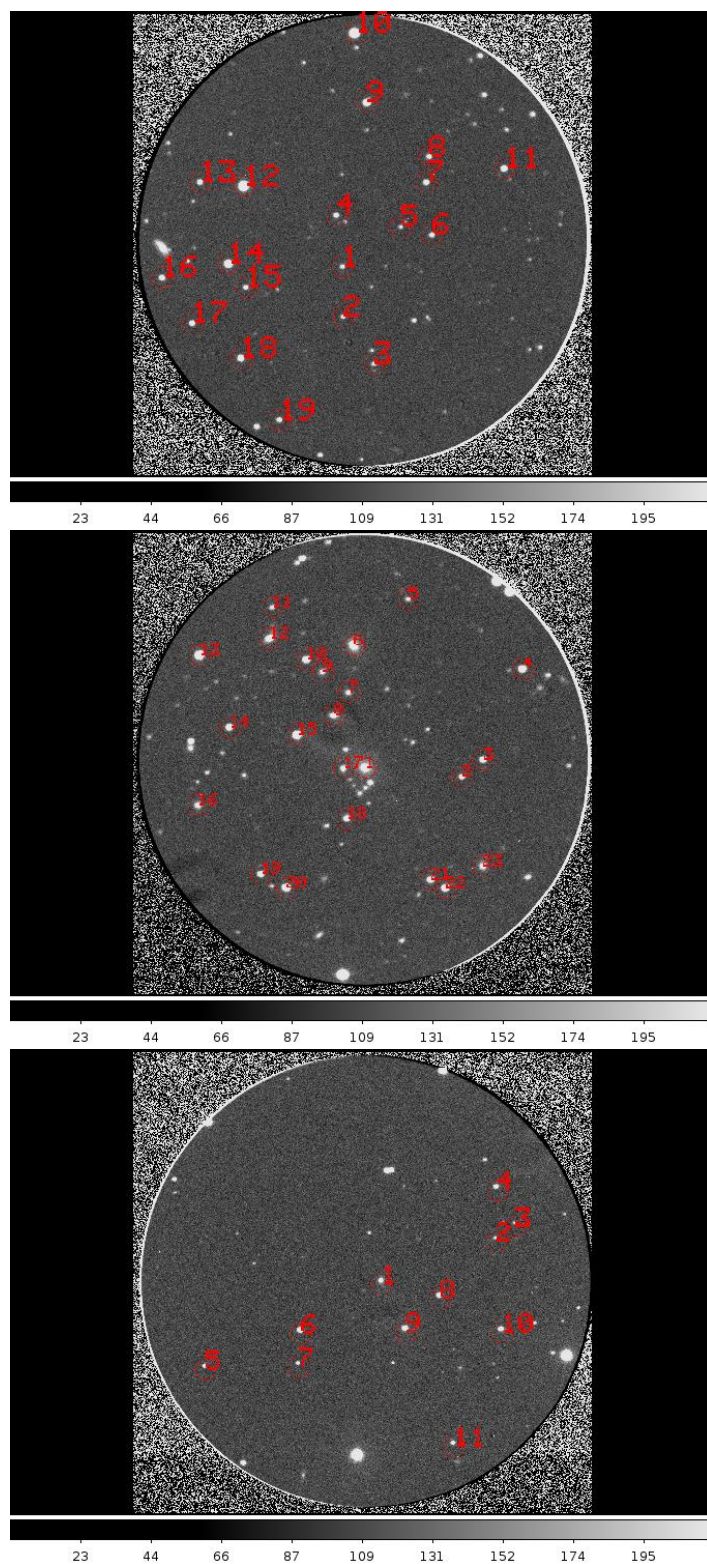


Figura 5.7. Campos correspondientes (en orden descendente): [HB89] 2126-158, PMN J2310-4374 y [HB89] 0521-365.


```

PACKAGE = photcal
TASK = mknobsfile

photfile=      101*.mag.1  The input list of APPHOT/DAOPHOT databases
idfilter=      3,4        The list of filter ids
imsets =       imsetsa101.dat  The input image set file
observat=      output101.dat  The output observations file
(wrap =        yes)       Format output file for easy reading ?
(obspara=      )          The input observing parameters file
(obscolu=      2 3 4 5)    The format of obsparams
(minmage=      0.001)      The minimum error magnitude
(shifts =      )          The input x and y coordinate shifts file
(apercor=      )          The input aperture corrections file
(apertur=      6)         The aperture number of the extracted magnitude
(toleran=      20.)       The tolerance in pixels for position matching
(allfilt=      no)        Output only objects matched in all filters
(verify =      no)        Verify interactive user input ?
(verbose=      yes)        Print status, warning and error messages ?
(mode =        ql)

```

Figura 5.8. Parámetros de la tarea mknobsfile.

El archivo de entrada, donde se especifica las imágenes de los campos, debe acomodarse de tal manera que las imágenes en cada filtro queden ordenados de acuerdo al sistema usado, en este caso el de UBVR_I. Para los datos tomados, sólo contamos con dos filtros, V y R. Como resultado, se obtiene un archivo de salida en el cual se tienen todas las magnitudes instrumentales de las estrellas de calibración. Este archivo es utilizado para crear otro, en el que se especifica las ecuaciones de transformación del sistema a resolver. El nuevo archivo es un archivo de configuración que se obtiene a partir de ejecutar la tarea `mkconfig`.

```

PACKAGE = photcal
TASK = mkconfig

config =       34-sa101.cfg  The new configuration file
catalog = photcal$catalogs/flandolt.dat  The source of the catalog format specificati
observat=      output101.dat  The source of the observations file format specificat
transfor= photcal$catalogs/tlandolt.dat  The source of the transformation equations
(templat=      )           An existing template configuration file
(catdir =      )_catdir)    The standard star catalog directory
(verify =      no)         Verify each new entry
(edit =        yes)        Edit the new configuration file
(check =       yes)        Check the configuration file
(verbose=      no)         Verbose output
(mode =        ql)

```

Figura 5.9. Parámetros de la tarea mkconfig.

Finalmente, teniendo las ecuaciones de la transformación, se corre la tarea `fitparams`, la cual resuelve el sistema de ecuaciones y, como resultado, calcula los coeficientes de dicha transformación. Esta tarea es interactiva: al ejecutarla, se abre una ventana gráfica en donde se puede ir viendo cómo va realizando el ajuste y uno puede ir modificando parámetros o puntos para que el ajuste funcione mejor (ver Fig. 5.12). Cuando se está conforme con el ajuste realizado, se pasa al siguiente filtro y así sucesivamente.

El resultado hecho de los ajustes se guarda en el archivo que se especifica dentro del parámetro *paramete* de `fitparams`.

Ya con los coeficientes de las transformaciones, podemos aplicar las ecuaciones a las magnitudes instrumentales de los objetos de ciencia, de manera tal que se obtengan las magnitudes estandares. Para ello, utilizamos la tarea `invertfit`. En particular, dentro del parámetro *observat*, se debe especificar el archivo con las magnitudes instrumentales del

5. Análisis Multifrecuencia de la muestra de Blazares

```
# Declare the Landolt UBVRI standards catalog variables

catalog

V 4 # the V magnitude
BV 5 # the (B-V) color
UB 6 # the (U-B) color
VR 7 # the (V-R) color
RI 8 # the (R-I) color
VI 9 # the (V-I) color

error(V) 12 # the V magnitude error
error(BV) 13 # the (B-V) color error
error(UB) 14 # the (U-B) color error
error(VR) 15 # the (V-R) color error
error(RI) 16 # the (R-I) color error
error(VI) 17 # the (V-I) color error

# Declare the observations file variables

observations

TV 3 # time of observation in filter 3
XV 4 # airmass in filter 3
mV 7 # instrumental magnitude in filter 3
error(mV) 8 # magnitude error in filter 3

TR 10 # time of observation in filter 4
XR 11 # airmass in filter 4
mR 14 # instrumental magnitude in filter 4
error(mR) 15 # magnitude error in filter 4

# Sample transformation section for the Landolt UBVRI system

transformation

fit v1=0.0, v2=0.17, v3=0.000
const v4=0.0
VFIT : mV = V + v1 + v2 * XV + v3 * VR + v4 * VR * XV

fit r1=0.0, r2=0.08, r3=0.000
const r4=0.0
RFIT : mR = (V - VR) + r1 + r2 * XR + r3 * VR + r4 * VR * XR
```

Figura 5.10. Archivo de configuración para la transformación.

objeto, el cual se obtiene de correr la tarea `mknobsfile` para las imágenes de ciencia del objeto.

5.1.4. Análisis de los resultados: Variabilidad

A partir de la fotometría dieferencial y de la aplicación de las herramientas estadísticas mencionadas, presentamos los resultados del estado de variabilidad de los blazares en la banda óptica:

★ **PMN J0847-2337:** este blazar fue observado durante 6 noches en CASLEO, entre 22 y 27 Abril 2014. En líneas generales, no se presenta variabilidad *intra*-noche en ninguno de los dos filtros, salvo en la noche del 24/04/14 con el parámetro C , pero no con el F . Sin embargo, al hacer un análisis *inter*-noche, se detecta algo de variación en ambos filtros (Fig. 5.15), pero sólo con el parámetro F .

★ **3FGL J1958.2-3011:** a este BLLac (HSP) se lo observó en 2 noches, 23 y 24 de Abril 2014. No presenta variaciones *intra*-noche en ninguno de los dos filtros, ni para ninguno de

```

PACKAGE = photcal
TASK = fitparams

observat=      output101.dat  List of observations files
catalogs= photcal$catalogs/nlandolt.dat  List of standard catalog files
config  =      34-sa101.cfg   Configuration file
paramete=      EcuaTrans.txt  Output parameters file
(weighti=      uniform)      Weighting type (uniform,photometric,equations)
(addscat=      yes)          Add a scatter term to the weights ?
(toleran=      3.000000000000000E-5) Fit convergence tolerance
(maxiter=      15)           Maximum number of fit iterations
(nreject=      0)           Number of rejection iterations
(low_rej=      3.)           Low sigma rejection factor
(high_re=      3.)           High sigma rejection factor
(grow  =      0.)           Rejection growing radius
(interac=      yes)          Solve fit interactively ?
(logfile=      STDOUT)       Output log file
(log_unm=      yes)          Log any unmatched stars ?
(log_fit=      no)           Log the fit parameters and statistics ?
(log_res=      no)           Log the results ?
(catdir =      )_..catdir    The standard star catalog directory
(graphic=      stdgraph)     Output graphics device
(cursor =      )             Graphics cursor input
(mode  =      ql)

```

Figura 5.11. Parámetros de la tarea fitparams.

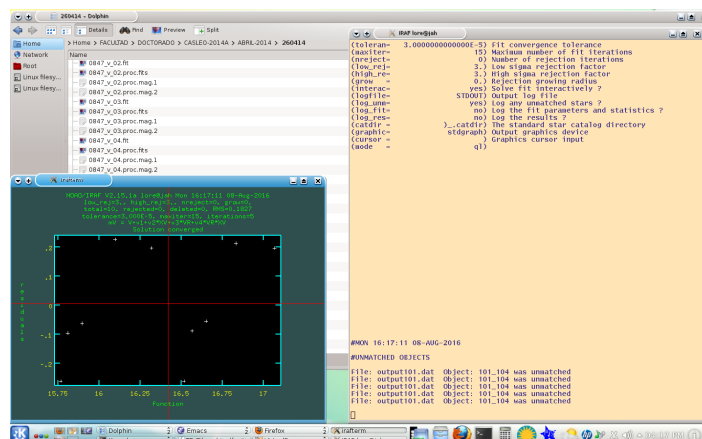


Figura 5.12. Ventana interactiva de la tarea fitparams.

los dos parámetros estadísticos, independientemente que el comportamiento de ambas curvas (objeto y control) sea el mismo. En cuanto a la variación *inter*-noche, tampoco se detecta nada (Fig. 5.16).

★ **PKS 1443-389:** BLLac (HSP) observado durante 3 noches, 24, 25 y 27 Abril 2014. Se registran algunos casos aislados, sobretudo con el parámetro F , en los cuales se detecta variabilidad *intra*-noche (incluso con una combinación particular de estrellas), en ambos filtros. Lo mismo ocurre para la variación *inter*-noche (Fig. 5.17), detectada con el F en ambos filtros y para dicha combinación de estrellas (#30 y #20). Sin embargo, las malas condiciones atmosféricas (en particular, las de la noche del 27/04), han hecho que la variación del seeing sea significativa, apreciándose una falsa variabilidad. Un estudio más detallado del seeing corrobora que no hay variabilidad presente en este objeto, al menos para estos datos.

★ **BZB J1917-192:** este BLLac (HSP) fue observado en dos noches, 25 y 26 Abril 2014. Con respecto a la variabilidad *intra*-noche, no se observan variaciones en ningún filtro en las dos noches. Pero, en líneas generales, se detecta una posible variación en escala *inter*-noche, para el filtro R (Fig. 5.18). Haciendo un análisis del comportamiento del seeing para el filtro

```
# Fri 11:03:13 05-Aug-2016
begin VFIT
status 0 (Solution converged)
variance 0.04767635
stdeviation 0.2183491
avsqerror 1.
averror 1.
avsqscatter 0.
avscatter 0.
chisqr 0.04767635
msq 0.03337345
rms 0.182684
reference mV
fitting V+v1+v2*XV+v3*Bv+v4*Bv*XV
weights uniform
parameters 4
v1 (fit)
v2 (fit)
v3 (fit)
v4 (constant)
derivatives 4
0.1
0.1
0.1
0.1
values 4
-10.23486
8.706712
0.1189498
0.
errors 4
7.961516
6.663961
0.8909491
0.
```

Figura 5.13. Archivo con los resultados del ajuste de fitparams (sólo se especifica para el filtro V, a modo de ejemplo).

```
PACKAGE = photcal
TASK = invertfit

observat=      output0847.dat  List of observations files
config =      34-sa101.cfg    Configuration file
paramete=      EcuaTrans.txt   Fitted parameters file
calib  =      results-101.dat  Output calibrated standard indices file
(catalog= photcal$catalogs/nlandolt.dat) List of standard catalog files
(errors =      obserrors) Error computation type (undefined,obserrors,equa
(objects=      all) Objects to be fit (all,program,standards)
(print =      ) Optional list of variables to print
(format =      ) Optional output format string
(append =      no) Append output to an existing file ?
(catdir =      )_.catdir) The standard star catalog directory
(mode  =      ql)
```

Figura 5.14. Parámetros de la tarea invertfits.

R y comparando con la variación detectada, ambos comportamientos no tienen correlación. A priori, sólo se detecta algo de variabilidad en R, aunque el hecho de que el seeing varíe podría estar enmascarando alguna variabilidad intrínseca.

★ **PKS J1517-242:** BLLac (ISP) fue observado durante 3 noches, 22, 23 y 26 Abril 2014, y otras dos noches, 10 y 11 Abril 2015. Para las observaciones del 2014, en cuanto a la variabilidad *intra*-noche, se tienen varios casos en ambos filtros en los cuales se detecta

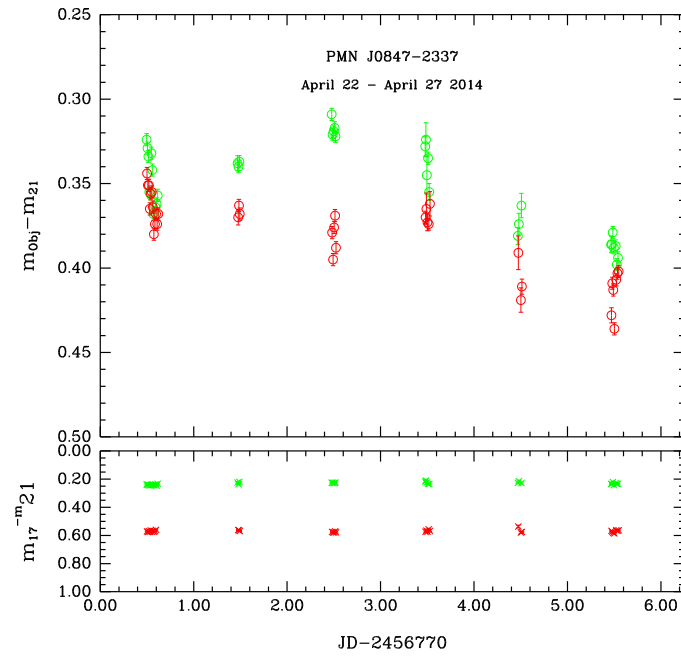


Figura 5.15. Curva de luz inter-noche de PMN J0847-2337, en el filtro V (puntos verdes) y R (puntos rojos).

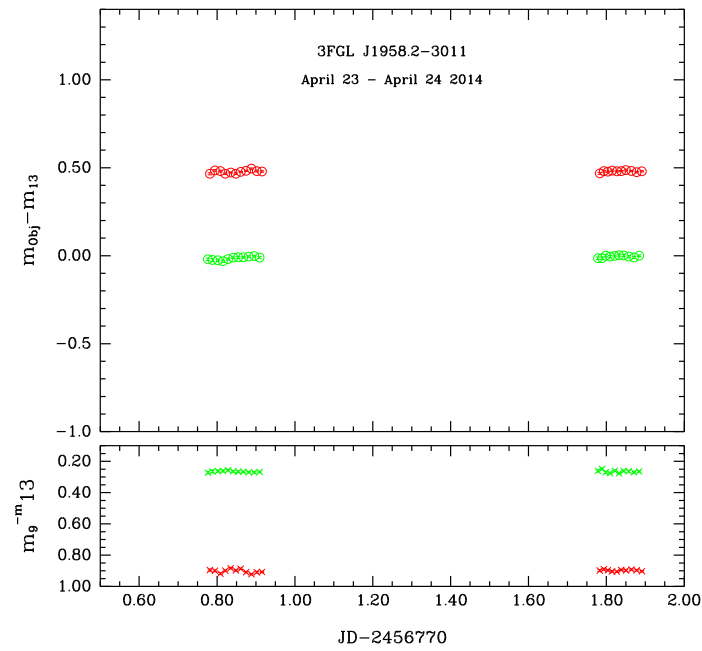


Figura 5.16. Curva de luz inter-noche de 3FGL J1958.2-3011, en el filtro V (puntos verdes) y R (puntos rojos).

una variación, pero sólo con el parámetro F . Pero, en lo que respecta a la variabilidad *inter-noche*, se aprecia una variación significativa para los dos filtros, donde los parámetros C y F lo reflejan (Fig. 5.19). Analizando el comportamiento del seeing, no existe correlación con la

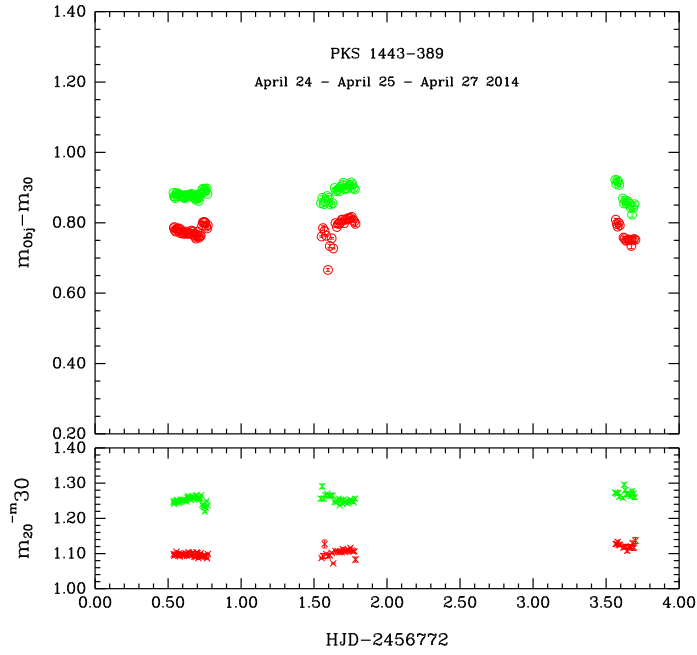


Figura 5.17. Curva de luz inter-noche de PKS 1443-389, en el filtro V (puntos verdes) y R (puntos rojos).

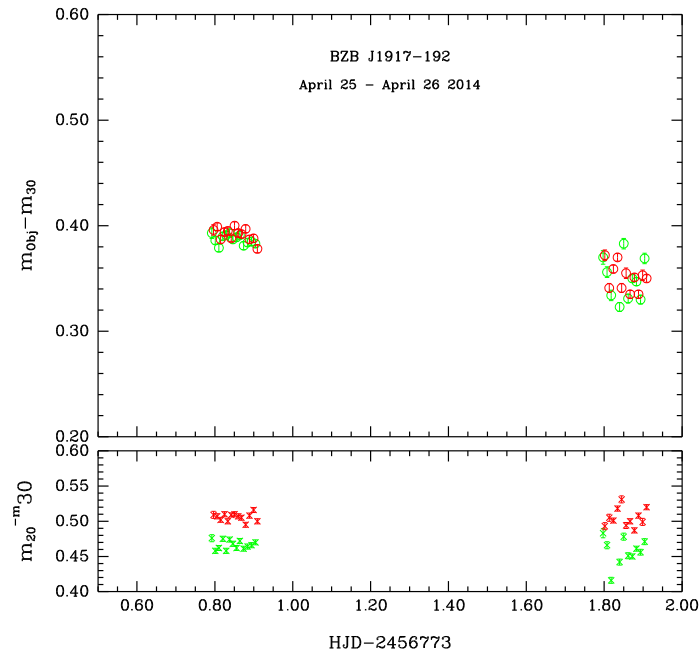


Figura 5.18. Curva de luz inter-noche de BZB J1917-192, en el filtro V (puntos verdes) y R (puntos rojos).

variación detectada, por lo que a priori dicha variación puede ser intrínseca del objeto.

Por otra parte, para los datos del 2015, se detectan algunas variaciones *intra*-noche durante la primer noche en el filtro V pero no en el R. No sucede lo mismo en la segunda noche. Con

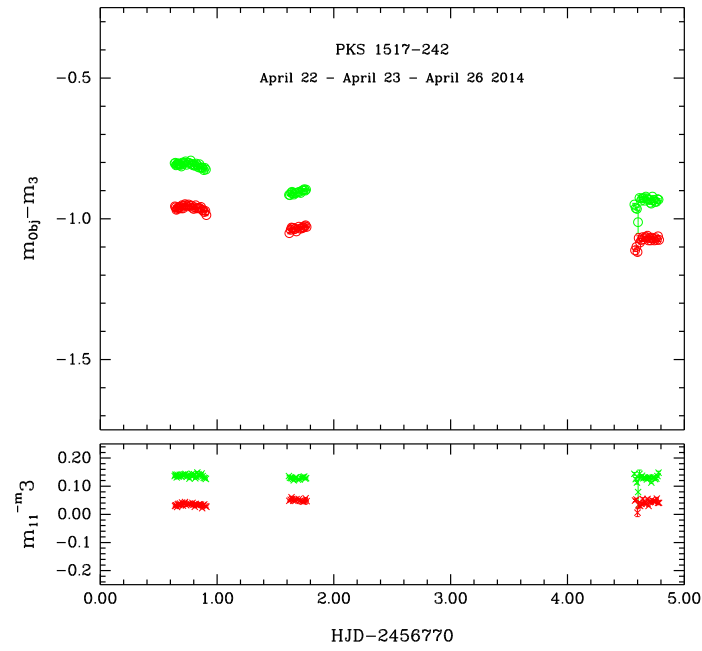


Figura 5.19. Curva de luz inter-noche de PKS J1517-242 de Abril 2014, en el filtro V (puntos verdes) y R (puntos rojos).

respecto a la variabilidad *inter-noche*, se percibe una variaciones en ambos filtros y para ambos parámetros, como se ve en Fig. 5.20.

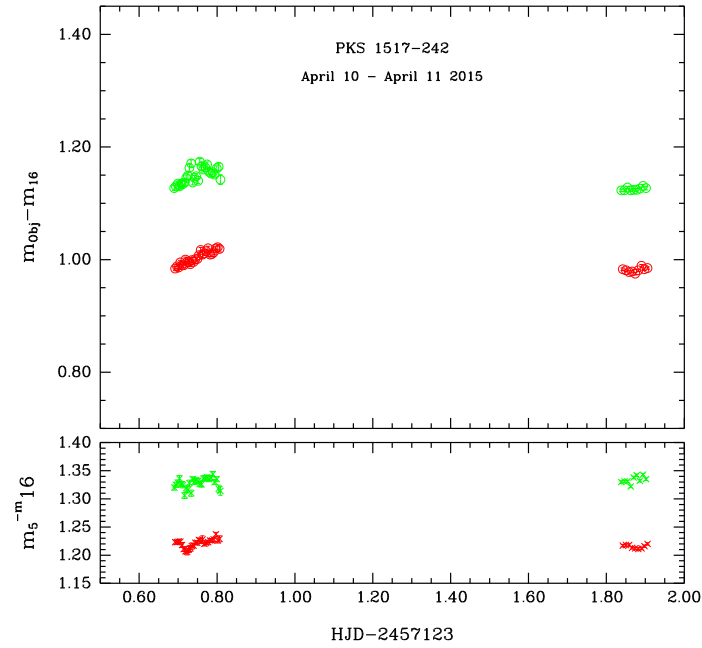


Figura 5.20. Curva de luz inter-noche de PKS J1517-242 de Abril 2015, en el filtro V (puntos verdes) y R (puntos rojos).

Por último, para este objeto podemos analizar qué sucede con la variabilidad a escalas de años.

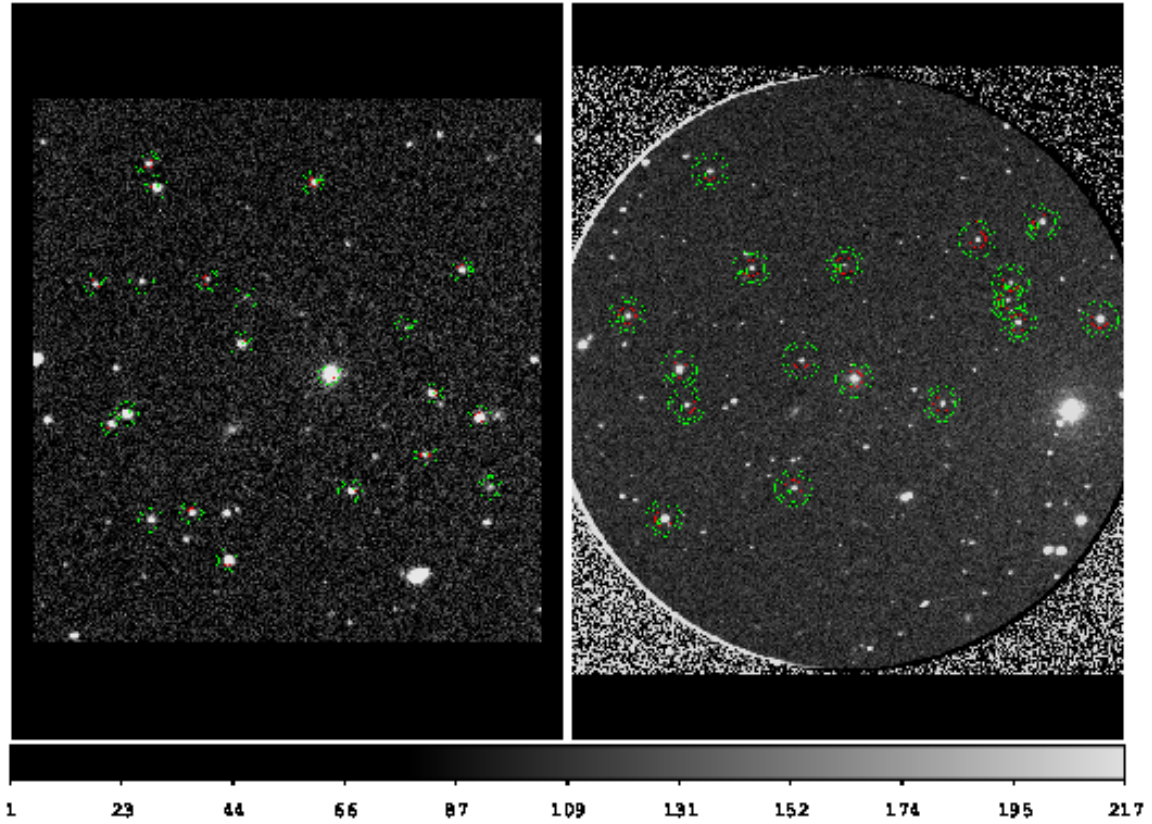


Figura 5.21. Mismo campo 1517 sin y con RF. Las estrellas no son las mismas!!

★ **PMN J256-1146:** es un BLLac (HSP) con galaxia dominante. Sólo se lo observó una noche, 23 Abril 2014, con muy pocas observaciones. Además el campo es poco poblado y el objeto más brillante es el mismo blazar. La estrella siguiente ya es 3 mag más débil.

★ **[HB89] 1127-145:** es un FSRQ. Se lo observó durante dos noches, 10 y 12 Abril 2015. Tanto en ambos filtros como para ambos parámetros estadísticos, no se registra variaciones ni a escalas *intra*-noche, así como tampoco a escalas *inter*-noche (ver Fig. 5.22).

★ **PKS 1229-02:** catalogado como un FSRQ, fue observado durante una noche, 12 Abril 2014. En esta única noche de observación, el objeto no presenta variaciones en sus curvas de luz.

★ **PKS 1510-089:** blazar clasificado como FSRQ, se lo observó durante 3 noches, 12, 13 y 14 Abril 2015. En lo que respecta a la variación *intra*-noche, se aprecia cierta variabilidad para la segunda y tercer noche, en ambos filtros y con los dos parámetros estadísticos. Para el caso de la variabilidad *inter*-noche, se detecta en ambos filtros y para ambos parámetros una variación muy grande entre una noche y otra (ver Fig. 5.23). Realizamos un análisis de la variación del seeing para esas noches, en el cual no se registra correlación alguna entre ambas variaciones, por lo que la variabilidad detectada, tanto a escalas de horas como de días, es propia del blazar.

★ **[HB89] 1116-462:** es un FSRQ, que fue observado durante dos noches, 13 y 14 Abril 2015. En particular, el campo de este objeto está bastante poblado y se tienen muchas estrellas con magnitudes que cumplen el criterio de Howell, lo que se traduce a que hay muchas

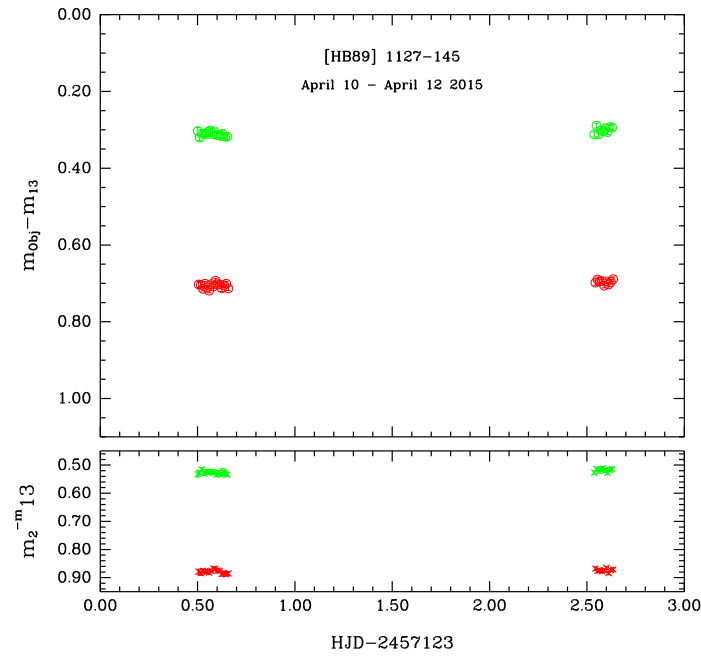


Figura 5.22. Curva de luz inter-noche de [HB89] 1127-145 de Abril 2015, en el filtro V (puntos verdes) y R (puntos rojos).

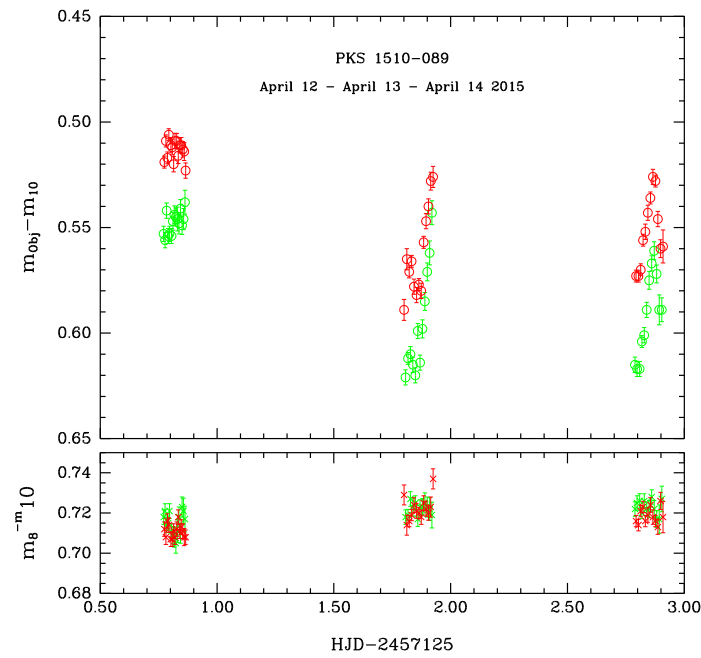


Figura 5.23. Curva de luz inter-noche de PKS 1510-089 de Abril 2015, en el filtro V (puntos verdes) y R (puntos rojos).

combinaciones posibles para la fotometría. Sin embargo, en cuanto a la variación *intra*-noche, sólo se dan algunos casos aislados en ambos filtros y para ambos paraámetros, lo que podrías decirse que no se tienen variaciones dentro de una noche. Para el caso de la variabilidad

inter-noche, tampoco se observan variaciones. Los únicos valores que indicarían variabilidad con el parámetro F son los correspondientes a curvas con mayor dispersión en la curva de control que en la del objeto, por lo que tampoco se detecta variabilidad a escalas de días.

★ **[HB89] 1424-418:** es un FSRQ, que fue observado durante 2 noches, 13 y 14 Abril 2015. Para la primera noche se tienen muy pocas observaciones (3 en V y 2 en R), haciendo que no tenga sentido realizar la fotometría y buscar variabilidad. Por lo tanto, sólo nos queda una noche, por lo que no es posible estudiar variaciones *inter*-noche. En lo que respecta a la segunda noche y a la variabilidad *intra*-noche, tampoco se detecta variación alguna. Los pocos casos que registran alguna variabilidad (con el parámetro F) corresponden a combinaciones en donde hay una mayor dispersión en la curva de control que en la del objeto.

★ **PKS 2005-489:** es un BLLac (HSP) que fue observado durante una noche, 12 Agosto 2015. En líneas generales, se dan algunas combinaciones para las cuales, tanto en V como en R, los parámetros estadísticos dan variabilidad, sobretodo con el F . Pero en la gran mayoría, no se detecta variabilidad *intra*-noche.

★ **[HB89] 2126-158:** este FSRQ fue observado durante dos noches, 15 y 17 Septiembre 2015. En lo que respecta a variaciones *intra*-noche, en ninguna de las dos noches se detecta variabilidad. Los pocos casos que sí se detecta, con el parámetro F son casos en los que la dispersión en la curva de control es mayor que en la del objeto. Si analizamos la variabilidad *inter*-noche, tampoco se observan variaciones (ver Fig. 5.24).

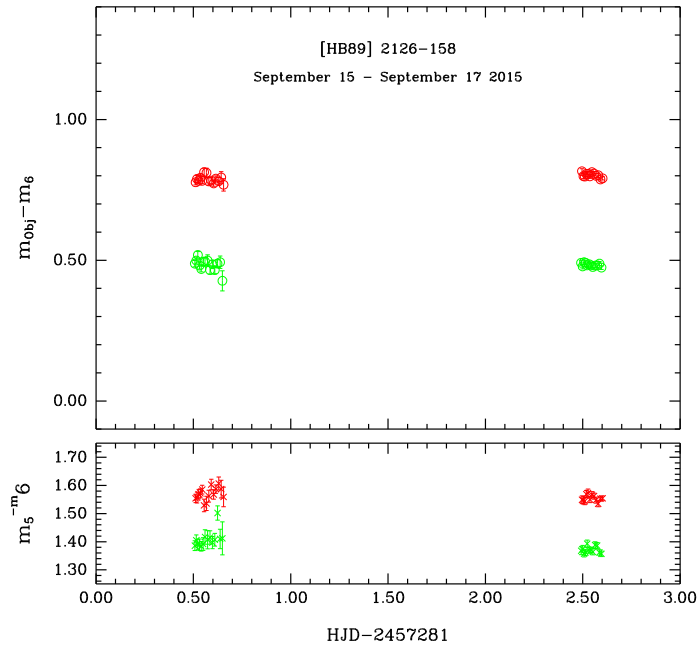


Figura 5.24. Curva de luz *inter*-noche de [HB89] 2126-158 de Septiembre 2015, en el filtro V (puntos verdes) y R (puntos rojos).

★ **[HB89] 0521-365:** catalogado como BZU (blazar tipo incierto), fue observado durante una noche, 11 Diciembre 2015. Dicha noche fue bastante inestable, con nubes y lluvia. Respecto a la variabilidad *intra*-noche, se detecta algo de variación en el filtro V, con ambos parámetros, pero nada en el filtro R.

★ **PMN J2310-4374:** clasificado como BLLac, se lo observó durante una noche, 17 Septiembre 2015. Sólo se dan un par de casos en el filtro V donde se detecta variabilidad *intra*-noche con ambos parámetros, pero no se detecta nada en el filtro R.

★ **PKS 2149-306:** está catalogado como FSRQ y fue observado durante dos noches, 12 Agosto y 17 Septiembre 2015. En ambas noches se obtuvieron muy pocos puntos (por nubes) y las estadísticas arrojan resultados de no variabilidad en cada noche (*intra-noche*). Así todo, mucho no puede decirse dado que la cantidad de puntos es muy poca y estadísticamente hablando, no tiene mucho peso la conclusión que se llegue a sacar. Podemos ver qué sucede con la variabilidad *inter-noche*, ya que las observaciones difieren en un mes. En este caso, tampoco se registran variaciones, por lo que a priori, resulta ser no variable (ver Fig. 5.25).

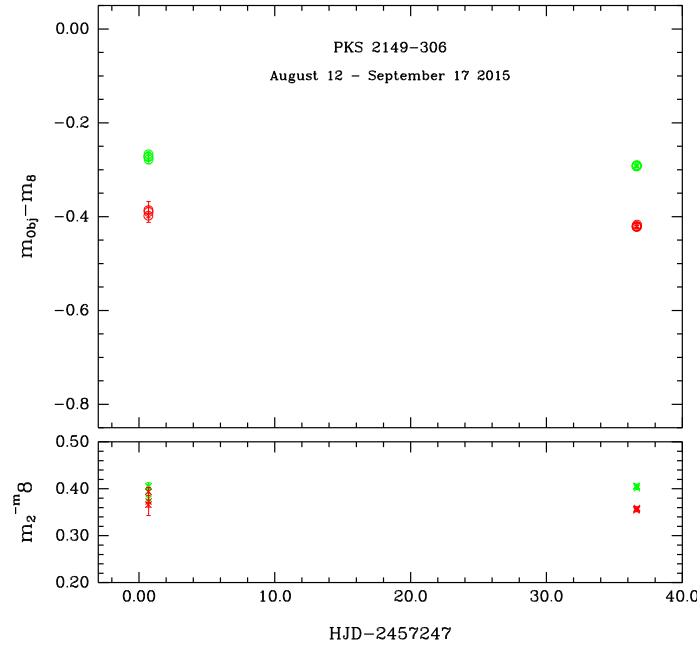


Figura 5.25. Curva de luz inter-noche de PKS 2149-306 de Agosto - Septiembre 2015, en el filtro V (puntos verdes) y R (puntos rojos).

★ **PKS 2155-304:** está catalogado como BLLac (HSP) y fue observado durante dos noches, 13 Agosto y 15 Septiembre 2015. En cuanto a la variabilidad (*intra-noche*), se detectan variaciones en ambas noches: para la primera de ellas, tanto en el filtro V como en el R y con ambos parámetros; en la segunda, sólo se detecta en el filtro V, también para ambos estadísticos. Si pasamos al análisis *inter-noche*, se detecta variabilidad de gran amplitud entre los meses de Agosto y Septiembre, registrados para ambos parámetros y se da en los dos filtros (ver Fig. 5.26).

★ **[HB89] 0208-512:** clasificado como BZU (blazar tipo incierto), fue observado durante 3 noches, 13 Agosto, 15 y 17 Septiembre 2015. En líneas generales, son pocas las combinaciones en las que se detecta algo de variabilidad *intra-noche*, para las 3 noches. La cuestión es que, dentro del campo del blazar, el mismo es el objeto más débil, y las estrellas de comparación y control más cercanas son entre 1 y 2 mag más brillantes. A priori, no podemos decir mucho. En cuanto a las variaciones *inter-noche*, se detecta una variación de gran amplitud (ver Fig. 5.27), aunque con valores grandes del peso usado en la estadística (Γ), por la misma razón que antes.

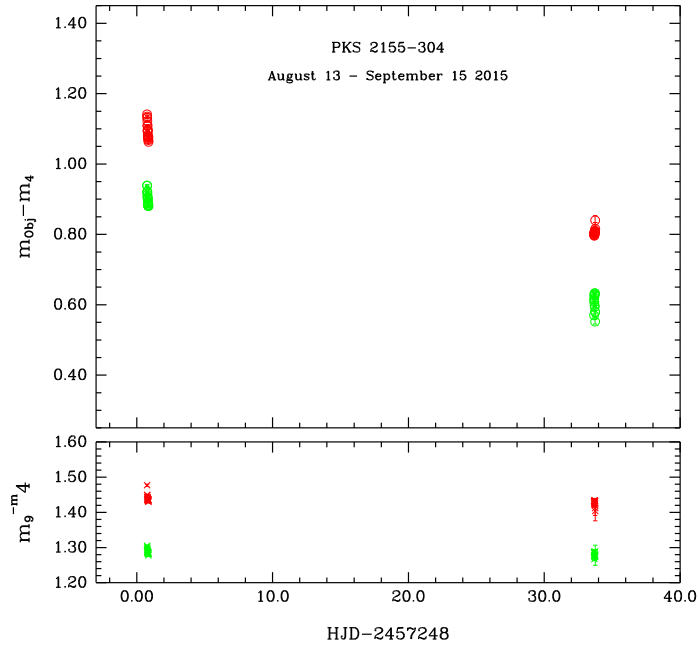


Figura 5.26. Curva de luz inter-noche de PKS 2155-304 de Agosto - Septiembre 2015, en el filtro V (puntos verdes) y R (puntos rojos).

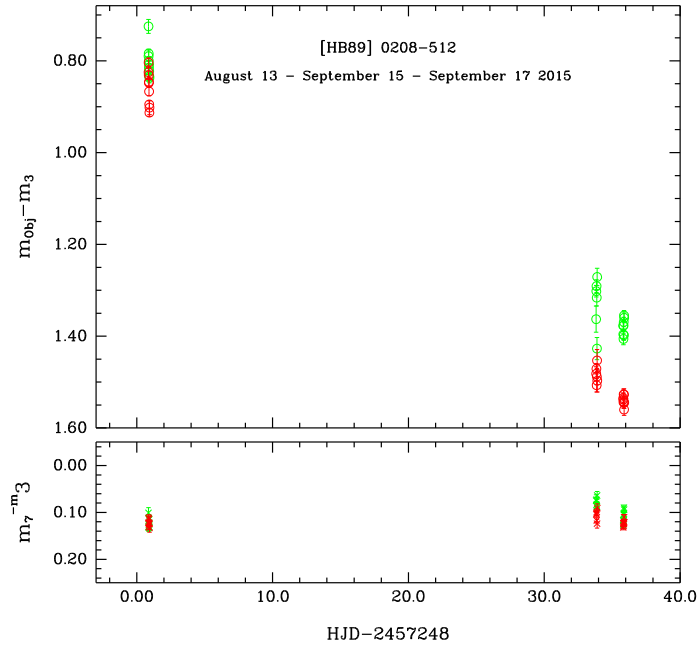


Figura 5.27. Curva de luz inter-noche de [HB89] 0208-512 de Agosto - Septiembre 2015, en el filtro V (puntos verdes) y R (puntos rojos).

5.2. Rayos-X

La astronomía de rayos-X está orientada al estudio de objetos con plasmas altamente calientes ($10^5 - 10^7 K$), tales como: púlsares y estrellas de neutrones; galaxias; remanentes de

supernovas; clusters de galaxias; jets; regiones de formación estelar; etc.

La energía de los fotones de rayos-X se mide en *electrovoltios* (eV), definiéndose éste último como la cantidad de energía igual a la que adquiere un electrón al ser acelerado por un potencial de $\Delta V = 1$ voltio. El rango de energía se extiende desde 0.1 - 100 keV.

Los rayos-X forman parte de la radiación electromagnética, los cuales tienen energías mucho más altas si los comparamos con fotones ópticos. Las radiaciones de alta frecuencia son producidas cuando los electrones son repentinamente desacelerados. Esto se conoce como *Radiación de Bremsstrahlung*, o de frenado. También son producidos cuando los electrones hacen transiciones a niveles de energía más bajos en los átomos. Estos rayos en particular tienen su energía definida y por esa razón se los llama rayos-X característicos.

En la actualidad, existen 7 satélites en funcionamiento: Chandra, Integral, MAXI, NUSTAR, Suzaku, Swift y XMM-Newton.

Dada la naturaleza de los rayos-X, éstos suelen ser absorbidos según su ángulo de incidencia. Para evitar esta situación, los rayos-X tienen que tener un ángulo muy pequeño para ser focalizados, es decir, llegar tangentes a la óptica utilizada. Con lo cual se utiliza lo que se conoce como *Óptica Rasante*. De aquí surge la geometría o la óptica WOLTER, la cual consta de dos superficies: una parabólica y otra hiperbólica.

5.2.1. Características del satélite Chandra

Chandra no posee una buena resolución en energía, pero sí tiene una mejor resolución espacial, lo que lo hace ideal para la observación de objetos débiles. Este satélite posee un espejo Wolter con geometría tipo 1 de alta resolución, dos detectores de imagen y dos sets de redes de transmisión. En cuanto al espejo, éste consta de 4 espejos con superficie reflectora anidados. Además, tiene buena sensibilidad en la banda de energía de 0.1 - 10 KeV y el área colectora se encuentra entre los 6 y 7 KeV.

La combinación de la alta resolución, una gran área colectora y la sensibilidad a rayos-X de altas energías permite el estudio de objetos extremadamente débiles, muchas veces fuertemente absorbidos, en campos muy poblados.

Cuenta con dos instrumentos de ciencia de plano focal: High Resolution Camera (HRC) y Advanced CCD Imaging Spectrometer (ACIS). El primero es un instrumento de microcanales de plata, que posee dos detectores: HRC-I para imagen, con un campo de visión de $30' \times 30'$ y HRC-S para espectroscopía, con un campo de $6' \times 99'$. El segundo es una configuración de varios CCD, dispuesto es un arreglo bidimensional que permite hacer en forma simultánea imagen y espectroscopía: ACIS-I, el cual cuenta con un arreglo de 2×2 de 4 CCD, dando un campo de visión de $16' \times 16'$; y ACIS-S, el cual es un arreglo de redes 1×6 de 6 CCD.

5.2.2. Obtención y reducción de los datos

Los objetos bajo estudio en la banda óptica han sido observados por Chandra. Para poder obtener los datos, se recurre a la base de datos: *Chandra Data Archive* (CDA).

La búsqueda se puede realizar de varias maneras, desde ingresar el nombre de la fuente hasta sus coordenadas. En el caso de existir observaciones para dicho objeto, se selecciona aquella que cumpla con los requisitos que se esperan. En el caso del análisis de variabilidad en blazares, se necesitan observaciones que posean mucha cantidad de cuentas (o eventos) y que haya sido observado por un lapso de tiempo razonable (>20 Ks). Junto con las observaciones, se tiene un archivo "V&V Report", el cual se recomienda leer previamente para poder conocer los detalles de la observación y ver si ha existido algún problema. También, se adquieren dos directorios: */primary* y */secondary*. Dentro del primero, se tiene un archivo de eventos nivel 2 que permite hacer una rápida revisión de las características de los datos, tales como el número

Tabla 5.4. Información sobre los datos obtenidos en la banda de rayos-X de la muestra. Las columnas son nombre de la fuente, ObsID, fecha, instrumento y tiempo de exposición

Objeto	ObsID	Fecha yyyy-mm-dd	Instrumento	Exposición ksec
PKS 0208-512	4813	2005-02-24	ACIS-S	48.67
[HB89]0414 + 009	2969	2002-08-01	ACIS-S	50.09
	4284	2002-08-02	ACIS-S	36.44
[HB89]0521 – 365	846	1999-12-31	ACIS-S	9.12
	4926	2004-06-17	ACIS-I	18.52
	5837	2006-02-02	ACIS-I	27.68
PMN J0847-2337	—	—	—	—
[HB89]1116 – 462	—	—	—	—
[HB89]1127 – 145	866	2000-05-28	ACIS-S	27.36
	5708	2005-04-25	ACIS-S	105.51
PKS 1229-02	4841	2004-04-18	ACIS-S	18.31
	11731	2010-04-26	ACIS-S	47.55
	12205	2010-05-05	ACIS-S	51.97
PMN J1256-1146	—	—	—	—
PKS 1258-321	—	—	—	—
[HB89]1424 – 418	—	—	—	—
PKS 1443-389	—	—	—	—
PKS 1510-089	2141	2001-03-23	ACIS-S	9.24
	11432	2010-04-05	ACIS-S	45.5
PKS J1517-242	3971	2003-07-04	ACIS-S	12.81
BZB J1917-192	—	—	—	—
6dFJ1958148-301112	12281	2010-08-22	ACIS-I	9.46
	13136	2010-10-23	ACIS-I	39.53
PKS 2005-489	842	2000-10-07	ACIS-I	5.85
	12295	2010-08-13	ACIS-S	91.74
	12296	2010-08-03	ACIS-S	47.25
	13019	2010-08-05	ACIS-S	86.38
	13022	2010-08-11	ACIS-S	56.82
[HB89]2126 – 158	376	1999-11-16	ACIS-S	34.13
PKS 2149-306	336	1999-11-18	ACIS-S	35.56
	1481	1999-11-20	ACIS-S	54.07

Tabla 5.5. Continuación

Objeto	ObsID	Fecha yyyy-mm-dd	Instrumento	Exposición ksec
PKS 2155-304	1014	2001-03-28	ACIS-S	26.69
	1015	2000-12-06	ACIS-S	9.51
	1790	2000-08-11	ACIS-S	20.89
	1791	2000-08-11	ACIS-S	20.89
	1792	2000-08-11	ACIS-S	20.89
	1793	2000-08-11	ACIS-S	20.89
	1794	2000-08-12	ACIS-S	20.89
	1795	2000-08-07	ACIS-S	19.7
	1796	2000-08-08	ACIS-S	19.51
	1797	2000-08-08	ACIS-S	19.5
	1798	2000-08-08	ACIS-S	19.51
	1799	2000-08-10	ACIS-S	19.89
	2323	2000-12-07	ACIS-S	8.98
	2324	2000-12-07	ACIS-S	8.64
	2335	2000-12-06	ACIS-S	29.07
	337	1999-10-20	ACIS-S	38.66
	1703	2000-05-31	ACIS-S	25.28
	1705	2000-05-31	ACIS-S	25.5
	6874	2006-07-29	ACIS-S	28.45
	3167	2001-11-30	ACIS-S	29.65
	3168	2001-11-30	ACIS-S	28.8
	3169	2001-11-27	ACIS-I	7.83
	3170	2001-11-27	ACIS-I	7.66
	3171	2001-11-28	ACIS-I	8.05
	3172	2001-11-28	ACIS-I	7.66
	3173	2001-11-29	ACIS-I	7.62
	3174	2001-11-29	ACIS-I	7.69
	3175	2002-04-01	ACIS-I	7.69
	3176	2001-12-01	ACIS-I	7.83
	3177	2001-12-01	ACIS-I	8.05
	3667	2002-06-11	ACIS-S	14.81
	3668	2002-06-11	ACIS-S	13.47
	3669	2002-06-11	ACIS-S	42.43
	3706	2002-11-29	ACIS-S	27.71
	3707	2002-11-30	ACIS-S	26.93
	3708	2002-11-29	ACIS-S	26.62
	4416	2003-12-16	ACIS-S	46.48
	5173	2004-11-23	ACIS-S	26.71
	6090	2005-05-25	ACIS-S	27.53
	6091	2005-09-19	ACIS-S	29.24
PMN J2310-4374	2967	2002-07-26	ACIS-S	26.75

5. Análisis Multifrecuencia de la muestra de Blazares

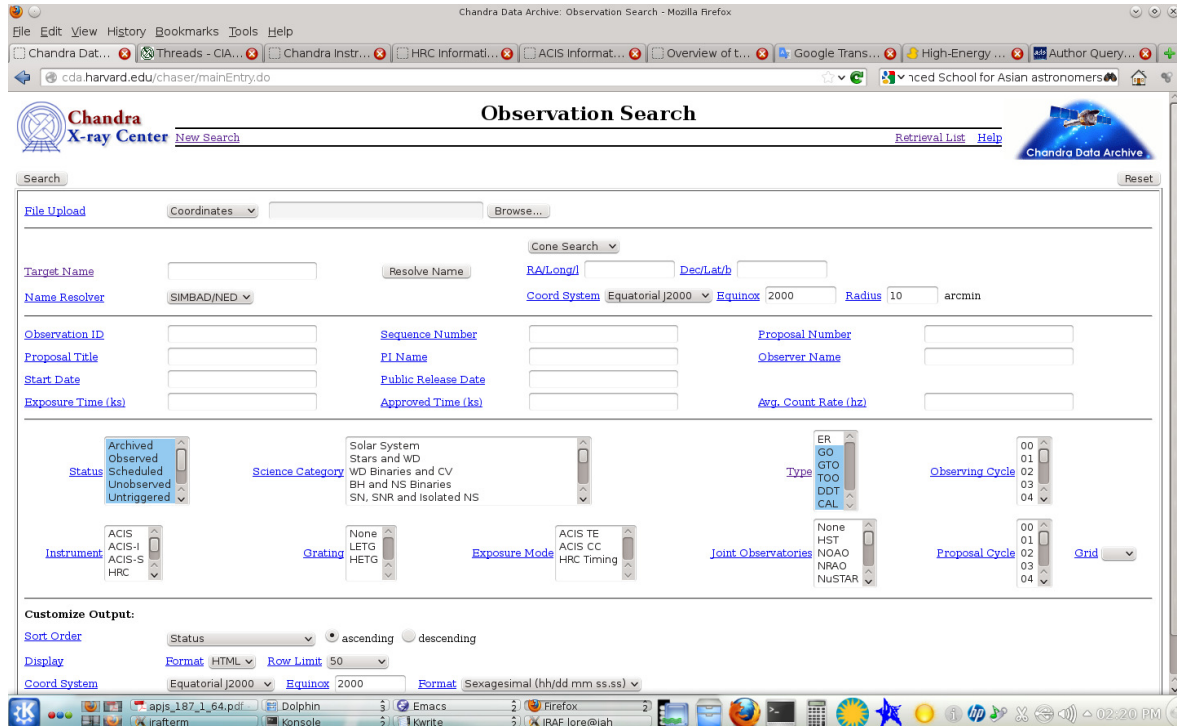


Figura 5.28. Base de datos *Chandra Data Archive*

de cuentas, la calidad de la imagen, etc. El hecho de visualizar y analizar la imagen que se tiene, nos permite saber si hay *pile-up*. Este efecto se debe al amontonamiento de fotones en un sólo pixel. Esto puede llegar a causar diferencias significativas en los resultados obtenidos, ya que ese amontonamiento se traduce a leer un fotón con mucha más energía de la que tiene y por ende, se puede tener endurecimiento en el espectro.

Una vez bajados los datos, se los procesa. Para la reducción y procesamiento de los mismo, se utiliza el software CIAO (Chandra Interactive Analysis of Observations). La idea es que con cada procesamiento se llevan a los datos a un nuevo "level". Y los datos de ciencia son aquellos que tienen "level 2". Existe una tarea (script) dentro del CIAO que permite reprocesar todos los datos de una vez, *chandra-repro*.

5.3. Rayos- γ

En lo que respecta a la astronomía de rayos- γ , está orientada al estudio de procesos donde se involucren partículas aceleradas. Los rayos- γ son el tipo de radiación más energética que existe, con lo cual están ligados a los fenómenos más violentos y energéticos del Universo. Básicamente, existe tres procesos radiativos por los cuales se producen los rayos- γ :

1. *Efecto Compton Inverso*: la radiación γ se produce cuando un fotón es dispersado por un electrón;
2. *Bremsstrahlung*: se origina cuando un electrón relativista es acelerado en el campo magnetoestático de un núcleo o de otra partícula;
3. *Decaimiento de piones*: la producción de piones se da en interacciones hadrónicas $p-p$. Una vez creado el pión neutro π^0 , éste decae en un par de rayos- γ .

Los rayos- γ tienen la peculiaridad de que son muy difíciles de hallar, dado que no pueden atravesar directamente la atmósfera de la Tierra, sin interactuar con los gases presentes. Existen dos maneras de detectarlos: a través de telescopios terrestres (en forma indirecta), *Telescopios Cherenkov*, y otra a partir del uso de satélites espaciales. Con respecto a la primera, cuando un rayo- γ llega a la atmósfera terrestre, inicia una cascada electromagnética; y si el rayo- γ es muy energético, los leptones relativistas que hay en la atmósfera producen luz Cherenkov. Un problema para este tipo de observaciones es el ruido de fondo que generan los rayos cósmicos, dado que éstos también producen cascadas que terminan en emisión de luz Cherenkov. Por este motivo, es que se ha desarrollado la detección de los rayos- γ desde el espacio, requiriendo distintas técnicas según el rango de energía involucrado. Debido a esto, el espectro γ queda dividido en varias bandas: < 1 MeV, entre 1 MeV y 30 MeV y entre 30 MeV y 300 GeV.

Entre los satélites más conocidos, se encuentran: COMPTEL (telescopio Compton del Compton Gamma Ray Observatory); EGRET (Energetic Gamma Ray Experiment Telescope); GLAST; AGILE y Fermi LAT (Large Area Telescope).

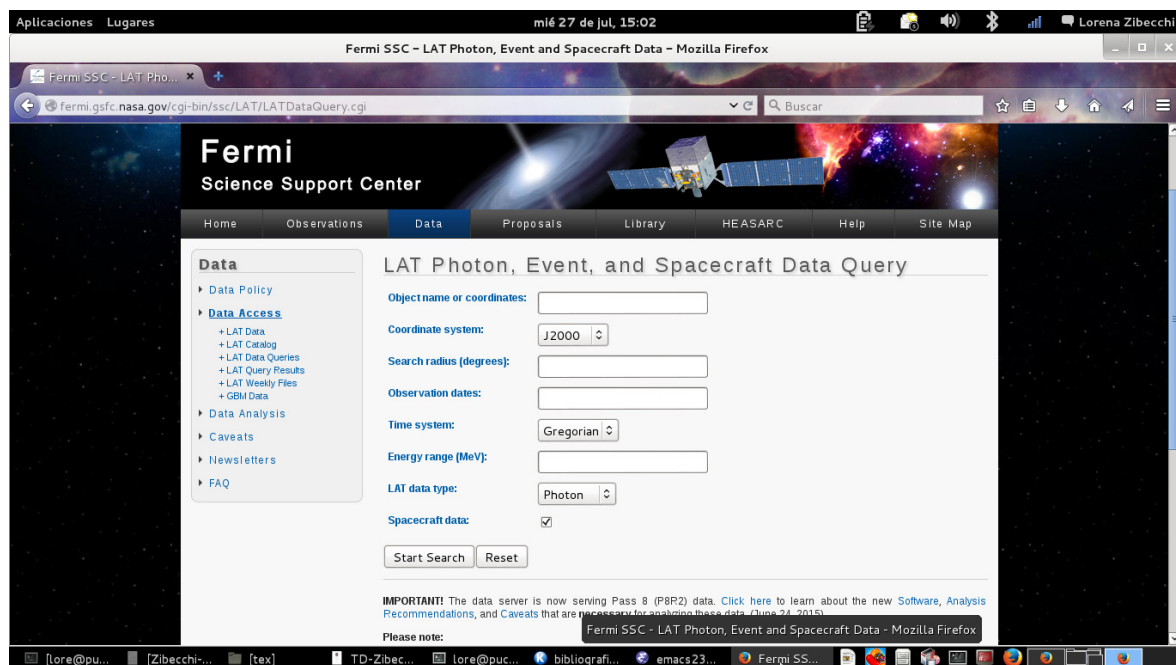
5.3.1. Características del satélite *Fermi*

Este satélite observa en la banda entre 10 keV - 300 GeV. Posee un telescopio de imagen en rayos- γ y un instrumento que permite el estudio de los “estallidos γ ” (gamma-ray bursts). Su principal instrumento, el “Large Area Telescope (LAT)”, tiene mayor área, resolución angular, campo de visión, y tiempo muerto, de modo que en conjunto proveen un factor de 30 o más en cuanto a la sensibilidad, y además provee la capacidad de estudiar los fenómenos de tránsito. Por otro lado, el monitor de estallidos γ , Gamma-ray Burst Monitor (GBM), posee un campo de visión mucho mayor que el de LAT y provee una cobertura espectral de los estallidos γ que se extiende desde el límite inferior de LAT hasta 10 keV. El satélite Fermi fue lanzado el 11 de Junio 2008.

5.3.2. Obtención y reducción de los datos

Tabla 5.6. Observaciones de Fermi

Objeto	Obs. en Rayos- γ
[HB89] 0208-512	04/08/2008 hasta 02/06/2016
[HB89] 0414+009	04/08/2008 hasta 02/06/2016
[HB89] 0521-365	04/08/2008 hasta 02/06/2016
PMN J0847-2337	04/08/2008 hasta 02/06/2016
[HB89] 1116-462	04/08/2008 hasta 02/06/2016
[HB89] 1127-145	04/08/2008 hasta 02/06/2016
PKS 1229-02	04/08/2008 hasta 02/06/2016
PMN J1256-1146	04/08/2008 hasta 02/06/2016
PKS 1258-321	04/08/2008 hasta 02/06/2016
[HB89] 1424-418	04/08/2008 hasta 02/06/2016
PKS 1443-389	04/08/2008 hasta 02/06/2016
PKS 1510-089	04/08/2008 hasta 02/06/2016
PKS J1517-242	04/08/2008 hasta 02/06/2016
BZB J1917-192	04/08/2008 hasta 02/06/2016
6dFJ1958148-301112	04/08/2008 hasta 02/06/2016
PKS 2005-489	04/08/2008 hasta 02/06/2016
[HB89] 2126-158	04/08/2008 hasta 02/06/2016
PKS 2149-306	04/08/2008 hasta 02/06/2016
PKS 2155-304	04/08/2008 hasta 02/06/2016
PMN J2310-4374	04/08/2008 hasta 02/06/2016

Figura 5.29. Base de datos *Fermi* LAT

Capítulo 6

Discusión

Capítulo 7

Conclusiones

Apéndice A

La función de densidad de distribución del estadístico D

Con el fin de determinar si dos dispersiones σ_1 y σ_2 no son estadísticamente equivalentes, debe usarse un test estadístico. Se puede desarrollar un test equivalente en el que, en lugar de la relación de las varianzas como en el test F , se utiliza el cociente de las dispersiones, como en el parámetro C . En otras palabras, podemos convertir la estadística C en un test estadístico. Este nuevo test no debe dar resultados diferentes al test F . Lo llamaremos el test D . Con esta nueva estadística, se siguen los mismos pasos que en el test F : eligiendo un nivel de confianza α , calculando el valor D_α que deja un área α a su izquierda debajo de la curva de la densidad de distribución, encontrando el valor observado $D_{r\text{obs}} = \sigma_1/\sigma_2$ con $\sigma_1 > \sigma_2$, y rechazando la hipótesis nula si sucede que $D_{\text{obs}} > D_\alpha$.

Supongamos que, de una población madre con densidad de probabilidad gaussiana y dispersión (desconocida) σ , se toman una serie de muestras de n miembros cada una. Para cada muestra, su varianza muestral s^2 se puede calcular como

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2, \quad (\text{A.1})$$

donde x_i es el i -th miembro de la muestra, y

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (\text{A.2})$$

es la media de la muestra. A partir de ahora, como una cuestión de conveniencia, usaremos el número de grados de libertad $\nu = n - 1$ en lugar del número de miembros n . Las varianzas de muestra s^2 de las diferentes muestras tienen su propia distribución de densidad de probabilidad $f(s^2)$, dada por (Kendall & Stuart 1969)¹

$$f(s^2 | \nu, \sigma) = \left(\frac{\nu}{2}\right)^{\frac{\nu}{2}} \frac{(s^2)^{\nu/2-1}}{\sigma^\nu \Gamma(\nu/2)} \exp\left(-\frac{\nu}{2} \frac{s^2}{\sigma^2}\right), \quad (\text{A.3})$$

que depende de los parámetros ν y σ . Teniendo en cuenta que $d(s^2) = 2s ds$, es fácil encontrar la distribución de densidad de probabilidad $g(s)$ de las dispersiones de muestra s :

$$g(s | \nu, \sigma) = \frac{\nu^{\frac{\nu}{2}}}{2^{\nu/2-1} \sigma^\nu \Gamma(\nu/2)} s^{\nu-1} \exp\left(-\frac{\nu}{2} \frac{s^2}{\sigma^2}\right), \quad (\text{A.4})$$

¹En Kendall & Stuart (1969) la distribución de densidad de probabilidad de $f(s^2)$ con su constante de normalización aparece sólo en el caso especializado $\sigma = 1$ (su ecuación (11.41)).

Ahora, dadas las distribuciones $g(s_1|\nu_1, \sigma_1)$ y $g(s_2|\nu_2, \sigma_2)$ de las dispersiones de dos conjuntos de muestras, cada una con su propio número de grados de libertad ν_1 and ν_2 y puede tomarse de diferentes poblaciones madre con dispersiones verdaderas σ_1 y σ_2 , se puede encontrar la distribución de su cociente $D = s_1/s_2$ as (Kendall & Stuart 1969, Sec. 11.6)

$$\begin{aligned} h(D | \nu_1, \nu_2, \sigma_1, \sigma_2) &= \\ &= \int_0^\infty g(Dx | \nu_1 + 1, \sigma_1) g(x | \nu_2 + 1, \sigma_2) x dx \\ &= 2 \frac{\Gamma(\frac{\nu_1 + \nu_2}{2})}{\Gamma(\frac{\nu_1}{2})\Gamma(\frac{\nu_2}{2})} \frac{\nu_1^{\nu_1/2} \nu_2^{\nu_2/2} \sigma_1^{\nu_2} \sigma_2^{\nu_1} D^{\nu_1-1}}{(\nu_2 \sigma_1^2 + D^2 \nu_1 \sigma_2^2)^{(\nu_1 + \nu_2)/2}}. \end{aligned} \quad (\text{A.5})$$

Sin embargo, este resultado es completamente inútil porque no conocemos las verdaderas dispersiones σ_1 y σ_2 . Pero si la población madre de ambos conjuntos de muestras es la misma, o ambos conjuntos provienen de poblaciones con la misma dispersión (es decir, $\sigma_1 = \sigma_2 \equiv \sigma$), entonces tenemos que la distribución de densidad de probabilidad de la relación D es:

$$h(D | \nu_1, \nu_2) = 2 \frac{\Gamma(\frac{\nu_1 + \nu_2}{2})}{\Gamma(\frac{\nu_1}{2})\Gamma(\frac{\nu_2}{2})} \frac{\nu_1^{\nu_1/2} \nu_2^{\nu_2/2} D^{\nu_1-1}}{(\nu_2 + D^2 \nu_1)^{(\nu_1 + \nu_2)/2}}, \quad (\text{A.6})$$

que es independiente de la verdadera dispersión. Esto resulta ser el punto importante: esta distribución está entonces lista para ser utilizada en un test estadística. En particular, dado que es el resultado de asumir $\sigma_1 = \sigma_2$, la hipótesis nula del test D es que tanto s_1 como s_2 son estadísticamente equivalentes.

Si la distribución Eq.(A.6) se compara con la distribución bien conocida para la estadística F ,

$$f(F | \nu_1, \nu_2) = \frac{\Gamma(\frac{\nu_1 + \nu_2}{2})}{\Gamma(\frac{\nu_1}{2})\Gamma(\frac{\nu_2}{2})} \frac{\nu_1^{\nu_1/2} \nu_2^{\nu_2/2} F^{\nu_1/2-1}}{(\nu_2 + F \nu_1)^{(\nu_1 + \nu_2)/2}}, \quad (\text{A.7})$$

vemos que son la misma distribución, expresada solamente con variables diferentes, es decir, $h(D)dD = f(F)dF$ con $F = D^2$. Por lo tanto, el uso del test D de dispersiones da exactamente los mismos resultados que usando el test F de varianzas.

Bibliografía

- [1] Abdo, A. A, et al., 2009, ApJ, 700, 597
- [2] Abdo, A. A., Ackermann, M., Ajello M., et al., 2010, ApJ, 715, 429
- [3] Abdo, A. A, et al., 2010, ApJS, 188, 405
- [4] Ackermann, M.,..... et al., 2011, ApJ, 743, 171
- [5] Ackermann, M.,..... et al., 2013, ApJS, 209, 34
- [6] Ackermann, M., Ajello, M., Atwood, W. B., et al., 2015, ApJ, 810, 14
- [7] Abramowski, A., Acero, F., Aharonian F., et al., 2010, A&A, 520, 83
- [8] Abramowski, A., Acero, F., Aharonian F., et al., 2012, A&A, 539, 149
- [9] Acero,..., 2015, ApJS, 218, 23
- [10] Aharonian, F., Akhperjanian, A. G., Aye, K. M., et al., 2005, A&A, 430, 865
- [11] Aharonian, F., Akhperjanian, A. G., Bazer-Bachi, A. R., et al., 2007, ApJL, 664, L71
- [12] Aleksić, J., Alvarez, E. A., Antonelli, L. A., et al., 2012, A&A, 544, 75
- [13] Andruchow, I., Cellone, S. A., Romero, G. E., et al., 2003, A&A, 409, 857
- [14] Andruchow, I., Romero, G. E. & Cellone, S. A., 2005, A&A, 442, 97
- [15] Angel & Stockman, 1980, Ann. Rev. Astron. Astrophys., 18, 321
- [16] Barkov, M. V., Aharonian, F. A., Bogovalov, S. V., et al., 2012, ApJ, 749, 119
- [17] Bhattacharya....., 2013, MNRAS, 431, 1618
- [18] Birkinshaw,et al., 2002,
- [19] Blandford, R. D. & Rees, M. J., 1978, Phys. Scr., 17, 265
- [20] Bertsch....., 1993, ApJ, 405, 21
- [21] Blom...., 1995, A&A, 298, 33
- [22] Bolton, J. G....., 1964, Aust. J. Phys., 17, 340
- [23] Bolton, J. G., Clarke, M. E. & Ekers, R. D., 1965, Aust. J. Phys., 18, 627
- [24] Böttcher, M., 2007, Ap&SS, 309, 95

- [25] Brinkmann,.....et al., 1994, A&A, 281, 355
- [26] Burbidge,et al., 1987,
- [27] Carini, M. T., Miller, H. R. & Goodrich, B. D., 1990, AJ, 100, 347
- [28] Carini, M. T., Miller, H. R., Noble, J. C. & Sadun, A. C., 1991, AJ, 101, 1196
- [29] Carini, M. T., Noble, J. C., Taylor, R. & Culler R., 2007, AJ, 133, 303
- [30] Cellone, S. A., Romero, G. E. & Araudo, A. T., 2007, MNRAS, 374, 357
- [31] Cellone, S. A., Romero, G. E. & Combi, J. A., 2000, AJ, 119, 1534
- [32] Chadwick, P. M., Lyons, K., McComb, T. J. L. et al., 1999, ApJ, 513, 161
- [33] Chatterjee,et al., 2013, ApJ, 763, 11
- [34] Ciardi, D. R., von Braun, K., Bryden, G., et al., 2011, AJ, 141, 108
- [35] Danzinger,et al., 1979, MNRAS, 188, 15
- [36] Danzinger,et al., 1983b,
- [37] de Diego, J. A., 2010, AJ, 139, 1269
- [38] de Diego, J. A., 2014, AJ, 148, 93
- [39] de Diego, J. A., Dultzin-Hacyan, D., Ramirez A., Benitez, E., 1998, ApJ, 501, 69
- [40] de Diego, J. A., Polednikova, J., Bongiovanni, A., Pérez García, A. M., De Leo, M. A., Verdugo, T., Cepa, J., 2015, AJ, 150, 44
- [41] Dolcini, A., Farfanelli, F., Ciprini, S., et al., 2007, A&A 469, 503
- [42] Dominici, T. P., Abraham, Z. & Galo, A. L., 2006, A&A 460, 665
- [43] Donato,et al., 2005, A&A, 433, 1163
- [44] Egger, ..., 1970,
- [45] Fan, J. H. & Lin, R. G., 2000, A&A, 355, 880
- [46] Falomo, R., Pesce, J. R. & Treves, A., 1993, ApJ, 411, 63
- [47] Fitchel....., 1993, A&AS, 97, 13
- [48] Ghisellini....., 2011, MNRAS, 414, 2674
- [49] Giommi, P., Fiore, F., Guainazzi, M., et al., 1998, A&A, 333, L5
- [50] Girolletti,et al., 2004,.....
- [51] Hartman, et al., 1999,
- [52] Howell, S. B., 2008, Astronomische Nachrichten, 329, 259
- [53] Howell, S. B. & Jacoby G. H., 1986, PASP, 98, 802
- [54] Howell, S. B., Mitchell, K. J. & Warnock III A., 1988, AJ, 95, 247

- [55] Impey,et al., 1988, ApJ, 333, 666
- [56] Jang, M. & Miller, H. R., 1995, ApJ, 452, 582
- [57] Jang, M. & Miller, H. R., 1997, AJ, 114, 565
- [58] Jones, D.H. et al., 2009, 6dF, Vol1,p1
- [59] Joshi, R., Chand, H., Gupta, A. C., Wiita, P. J., 2011, MNRAS, 412, 2717
- [60] Kastendieck, M. A., Ashley, M. C. B & Horns, D., 2011, A&A, 531, A123
- [61] Kendall, M. G. & Stuart, A., 1969, The Advanced Theory of Statistics (Vol.1, Third Edition). Charles Griffin & Co. Ltd.
- [62] Kesteven, M. J. L., Bridle, A. H., Brandie, G. W., 1976, AJ, 81, 919
- [63] Kotilainen,et al., 1998, A&A, 332,503
- [64] Kumar, P. & Gopal-Krishna, Hum C., 2015, MNRAS, 448, 1463
- [65] Landolt, A. U., 1992, AJ, 104, 340
- [66] Marshal,et al., 2005, ApJS, 156, 13
- [67] Marscher, A. P., Jorstad S. G., D'Acangelo F. D. et al., 2008, Natur, 452, 966
- [68] Miller, H. R., Carini, M. T. & Goodrich, B. D., 1989, Nat, 337, 627
- [69] Mücke, A., Protheroe, R. J., Engel, R. et al., 2003, Astropart. Phys., 18, 593
- [70] Perlman,et al., 2011, ApJ, 739, 65
- [71] Peterson, 1976, ApJ, 207, 5
- [72] Peterson, 1976, ApJ, 232, 400
- [73] Pian,et al., 1996,
- [74] Raiteri, C. M., Villata, M., Lanteri, L., Cavallone, M., Sobrito, G., 1998, A&AS, 130, 495
- [75] Ramírez, A., de Diego, J. A., Dultzin, D., González-Pérez, J.-N., 2009, AJ, 138, 991
- [76] Ramírez, A., de Diego, J. A., Dultzin-Hacyan D., González-Pérez, J. N., 2004, A&A, 421, 83
- [77] Richards, J. L., Max-Moerbeck, W., Pavlidou, V., King, O. G., Pearson, T. J., Readhead, A. C. S., Reeves, R., Shepherd, M. C., Stevenson, M. A., Weintraub, L. C., Fuhrmann, L., Angelakis, E., Zensus, J. A., Healey, S. E., Romani, R. W., 2011, ApJs, 194, 29
- [78] Romero, G. E., Cellone, S. A. & Combi, J. A., 1999, A&AS, 135, 477
- [79] Romero, G. E., Cellone, S. A. & Combi, J. A., 2000a, A&A, 360, L47
- [80] Romero, G. E., Cellone, S. A. & Combi, J. A., 2000b, AJ, 120, 1192
- [81] Romero, G. E., Cellone, S. A., Combi, J. A., Andruchow, I., 2002, A&A, 390, 431

BIBLIOGRAFÍA

- [82] Romero, G. E., Combi J. A. & Colomb, F. R., 1994, A&A, 288, 731
- [83] Scarpa,et al., 1999,
- [84] Schwartz & Ku, 1983, AJ, 266, 459
- [85] Schwartz,et al., 2006, ApJ, 640, 592
- [86] Searle & Bolton, J. G., 1968, Astrophys.J., 154, 101
- [87] Tingay, 1996, ApJ, 464, 170
- [88] Ulrich, M. H., Maraschi, L & Urry, C. M., 1997, ARA&A, 35, 445
- [89] Urry, C. M. & Padovani, P., 1991, ApJ, 371, 60
- [90] Véron-Cetty, M.-P. & Véron, P., 2010, A&A, 518, A10
- [91] von Montigny, 1995, ApJ, 440, 525
- [92] Wall, J. V. & Jenkins, C. R., 2012, Practical Statistics for Astronomers. Cambridge, UK: Cambridge University Press
- [93] Westerlun & Stokes, 1966,, Astrophys.J., 145, 354
- [94] Zibecchi, L., Andruchow, I., Cellone, S. A., Romero, G. E., Combi, J. A., 2011, BAAA, 54, 325
- [95] Zibecchi, L., Andruchow, I., Cellone, S. A., Carpintero, D. D., Romero, G. E., Combi, J. A., 2017, MNRAS, 467, 340