



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO
PROGRAMA DE POSGRADO EN ASTROFÍSICA

Instituto de Radioastronomía y Astrofísica

Estimación de Parámetros de Poblaciones Estelares con Bajo Número de Estrellas

PARA OPTAR POR EL GRADO DE
DOCTOR EN CIENCIAS (ASTROFÍSICA)

PRESENTA
Víctor Hugo Ramírez Siordia

TUTORES O TUTOR
Dr. Gustavo Bruzual Alfonzo, Instituto de Radioastronomía y Astrofísica
Dr. Bernardo Cervantes Sodi, Instituto de Radioastronomía y Astrofísica

Ciudad de México, Junio, 2019



Universidad Nacional
Autónoma de México

Dirección General de Bibliotecas de la UNAM

Biblioteca Central



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

Resumen

En este trabajo desarrollamos un código basado en inferencia Bayesiana que determina la verosimilitud de las historias de formación estelar hipotéticas que reconstruyen una población estelar plasmada en el diagrama color-magnitud. Este código permite estimar la edad, la metalicidad, el módulo de distancia y el enrojecimiento por polvo interestelar de una población observada. Cuando la población estudiada proviene de dos brotes estelares, el método es capaz de estimar las edades y la proporción de estrellas de cada brote. El método es sometido a prueba y estudiado al aplicarlo para determinar los múltiples parámetros de las poblaciones estelares mediante el uso de poblaciones teóricas (cuyas soluciones conocemos) que imitan a observaciones realistas. Encontramos que el método funciona correctamente para poblaciones con escasez de estrellas (i.e., ~ 100 o más estrellas en etapas evolutivas posteriores a la secuencia principal). Aplicamos el método a seis galaxias enanas ultra débiles, recuperando la edad, metalicidad, módulo de distancia y enrojecimiento por polvo, en buena concordancia con los resultados de otros autores. Encontramos que estas galaxias son consistentes con edades de ~ 13.7 giga años y con metalicidades muy bajas, $\log Z \sim -4$, sustentando que podrían ser fósiles de los primeros brotes estelares en el universo. Buscando evidencia de formación estelar doble en estas galaxias, encontramos que esa posibilidad existe para el caso de Ursa Major I, encontrando señales de un posible brote primordial, junto a uno subsecuente de menor intensidad ($\sim 25\%$ de las estrellas), un resultado en armonía con investigaciones independientes. Así mismo, aplicamos el código a tres cúmulos estelares de las Nubes de Magallanes. Uno con aspecto de brote estelar simple, al que estimamos su edad, y dos con aspecto de doble brote estelar, a los que estimamos las edades de cada brote y su proporción de estrellas.

Presentamos además un método automatizado novedoso que detecta cúmulos estelares en galaxias cercanas usando sus estrellas resueltas en un CMD. Utilizando técnicas de análisis de probabilidad, el método limpia los CMD de estrellas contaminantes de fondo. Este método es complementado con el método Bayesiano de estimación de historias de formación estelar antes mencionado, resultando en un código final sofisticado de localización y datación de cúmulos estelares automático. Con este código se detectaron y dataron 4850 cúmulos estelares en la Nube Mayor de Magallanes, y 1319 cúmulos estelares en la Nube Menor de Magallanes. Encontramos una historia de formación de cúmulos estelares compuesta por múltiples etapas de formación estelar para ambas Nubes de Magallanes. Hallamos evidencia de una etapa prominente de formación estelar hace ~ 300 mega años, común a las dos Nubes de Magallanes. Dicha etapa fue propiciada posiblemente por una colisión directa entre ambas galaxias, en conformidad con estudios teóricos de la dinámica de estas galaxias con la Vía Láctea. A su vez, encontramos que la Nube Mayor de Magallanes exhibe un escenario de formación de cúmulos estelares de adentro hacia afuera durante el pasado giga año de edad, mientras que la Nube Menor de Magallanes exhibe un escenario en sentido contrario (de fuera hacia adentro). Discutimos las posibles causas de estos escenarios de formación de estelar. Por último, encontramos que los cúmulos más jóvenes en ambas galaxias se encuentran situados en zonas asociadas a intensos procesos dinámicos internos, correspondiendo a supercáscaras de HI. Estos resultados implican que tanto los procesos de interacción internos, como los externos, están involucrados en la formación estelar de ambas Nubes de Magallanes, observando que los procesos por interacciones externas son los más significativos.

Índice

1. Introducción	4
2. Síntesis de Poblaciones Estelares, Contexto Teórico y Práctico.	6
3. Galaxias Enanas Esferoidales Clásicas y Ultra Débiles	15
4. Nubes de Magallanes	22
5. Inferencia Bayesiana	31
5.1. Verosimilitud	31
5.2. Planteamiento de Prioris	33
5.3. Marginalización	34
5.4. Construcción de hipótesis	35
6. Estimación de Parámetros en Sistemas de Pocas Estrellas	37
7. Poblaciones Estelares en la Nube Mayor de Magallanes	54
8. Poblaciones Estelares en la Nube Menor de Magallanes	69
9. Conclusiones	82
9.1. Código de Estimación de historias de formación estelar y Parámetros Físicos . . .	82
Apéndices	97
A. Proyectos subsecuentes	97
B. Especificaciones de Imágenes Multi-Frecuencia	100

1. Introducción

La historia del universo comprende uno de los aspectos más apasionantes de la astronomía moderna. Caracterizar las poblaciones estelares de cúmulos de estrellas o galaxias nos puede aportar información relevante sobre la historia del universo. Consideremos por ejemplo, que las dataciones de cúmulos globulares fueron utilizadas en el pasado con éxito para estimar la edad del universo. Estas dataciones basadas en la evolución de poblaciones estelares han asistido a las dataciones cosmológicas, y jugaron un papel relevante durante la última controversia de la edad del universo en los años 1990s, debida básicamente a dos mediciones independientes de la constante de Hubble que resultaban polémicamente diferentes (e.g., [Eric \(1997\)](#); [Tully \(1988\)](#)).

Conocer la edad y la metalicidad de un sistema estelar aporta información importante sobre el ambiente (y su contexto cosmológico) al momento de su formación. Con esta información, es posible rastrear la evolución química del universo al estimar edades y metalicidades de poblaciones estelares de diferentes épocas. Dado que las galaxias enanas que circundan la Vía Láctea son (en su mayoría) sistemas extremadamente bajos en metales, relativamente aislados y muy poco evolucionados, han sido utilizados para conocer las condiciones tempranas del universo ([Tolstoy et al., 2009](#)). Por ejemplo, sus bajas abundancias de metales y helio, derivados de sus espectros, han permitido la determinación de helio primordial ([Izotov et al., 2007](#); [Olive et al., 1997](#)). Por otro lado, el caracterizar adecuadamente a las poblaciones estelares de galaxias enanas satélites de la Vía Láctea se vuelve importante en el contexto de la evolución Galáctica y sus entornos, al considerar el escenario jerárquico de formación galáctica en el que las galaxias enanas son las primeras en colapsar y fusionarse para formar las galaxias grandes ([White & Frenk, 1991](#)). Además, determinar la edad y la posición de los brotes estelares es importante para estudiar efectos ambientales (como el choque de dos nubes de gas) que habrían detonado su formación estelar.

El trabajo presentado en esta tesis está enfocado en el estudio de poblaciones estelares en galaxias satélites de la Vía Láctea, a partir de los diagramas color-magnitud de sus estrellas resueltas. El estudio de las poblaciones estelares a partir de sus estrellas resueltas se remonta a los años 1940, cuando W. Baade resolvió estrellas de los satélites de M31 (Andrómeda), y comparando los índices de color de estas, encontró diferencias notables entre sus poblaciones y las poblaciones típicas de nuestra Galaxia ([Baade, 1944a,b](#)). En el contexto de los métodos sintéticos de comparación de diagramas color-magnitud, se considera que los un conjunto de parámetros (edad, metalicidad, módulo de distancia, enrojecimiento, etc.) es aceptable solo si su diagrama color-magnitud teórico reproduce al observado. Sin embargo, no existe una única solución que se ajuste. Diferentes combinaciones de parámetros se pueden ajustar razonablemente bien a una población observada, lo cual reduce la precisión de una estimación. En el capítulo 2 mostramos un resumen de la temática de la síntesis de poblaciones estelares.

El progreso en técnicas fotométricas observacionales de alta resolución (como los dispositivos de carga acoplada, *CCDs*, de gran formato) y nuevos telescopios (como el *Hubble Space Telescope*, HST), desde mediados de los años 1990, ofrecieron un fuerte salto tecnológico que ha permitido obtener diagramas color-magnitud detallados, midiendo con buena precisión la fotometría de estrellas resueltas en sistemas estelares fuera de nuestra Galaxia. Estas técnicas han permitido obtener diagramas color-magnitud de galaxias esferoidales enanas y galaxias enanas ultra débiles. Las galaxias enanas ultra débiles están entre las galaxias más viejas y

son muy pobres en estrellas y metales. En el capítulo 3 presentamos las características de las galaxias esferoidales enanas y las galaxias enanas ultra débiles. Este trabajo de tesis se dedicó inicialmente a estimar las edades de las galaxias enanas ultra débiles mediante los ajustes de diagramas color-magnitud observados y teóricos. El desafío de la tesis consistía en conocer con cuanta precisión se pueden estimar las edades de las galaxias enanas ultra débiles debido a su pequeño número de estrellas, y considerando que (aun con la fotometría del HST) sus estrellas conllevan una notable dispersión en sus diagramas color-magnitud. Para ello desarrollamos un código basado en estadística Bayesiana que estima las edades de poblaciones estelares. Además de las edades, el código nos permite estimar simultáneamente otros parámetros físicos de las poblaciones estelares a partir de la distribución de verosimilitud, (*likelihood*). En el capítulo 5 presentamos un ensayo breve sobre inferencia Bayesiana. En el capítulo 6 explicamos el método que define nuestro código de estimación de parámetros, mostrando pruebas al código y aplicaciones en una muestra de seis galaxias enanas ultra débiles y tres cúmulos de la Nube Mayor de Magallanes.

Las Nubes de Magallanes presentan una historia interesante de interacciones dinámicas internas y externas. Con el propósito de investigar la relación de estas interacciones con sus historias de formación estelar, desarrollamos un código que permite detectar cúmulos estelares y determinar las edades de estos cúmulos. Para ello, obtenemos y estudiamos las distribuciones de edades de los cúmulos en función de su localización en ambas galaxias. En el Capítulo 4 presentamos las características generales de las Nubes de Magallanes. En los Capítulos 7 y 8 mostramos los resultados de nuestros estudios sobre las Nubes de Magallanes. Por último, en el Capítulo 9 presentamos un sumario de las conclusiones generales de la tesis.

2. Síntesis de Poblaciones Estelares, Contexto Teórico y Práctico.

El máximo fin del trabajo de poblaciones estelares es alcanzar un entendimiento de la formación y desarrollo de las galaxias con el tiempo. Las ideas pioneras de esta especialidad se remontan a los años 1940's con los estudios de Walter Baade, quien formuló la clasificación de estrellas de población I y de población II en la galaxia. Los resultados de Baade (y otros) para identificar dichas clases de estrellas con los diferentes componentes de la galaxia, así como el progresivo entendimiento del diagrama Hertzsprung-Russel condujeron a que en el famoso congreso *Vatican Conference on Stellar Populations* de 1957, emergieran las diferentes clasificaciones estelares (aun vigentes) según: su ubicación galáctica, su cinemática y su composición química (Sandage, 1986).

Se conoce como población estelar simple a conjunto de estrellas formadas en un único brote de formación estelar de la misma nube de gas y polvo. Estas estrellas tienen conceptualmente, la misma edad y metalicidad, pero diferentes masas. El proceso de construir un modelo de una galaxia desde las poblaciones estelares simples que la constituyen se conoce como síntesis de poblaciones estelares. Los cúmulos globulares sin formación estelar subsecuente suelen ser considerados (a primer orden) como ejemplos de poblaciones estelares simples, pero es importante aclarar que estos cúmulos contienen poblaciones estelares de varias edades y metalicidades provenientes de distintas nubes protoestelares.

La función de masa inicial, $\phi(m)$, describe la fracción de estrellas de masa m que se forman cuando nace una población estelar simple. La fracción de estrellas formadas con masa entre m y $m + dm$ está dado por

$$df = \phi(m)dm. \quad (1)$$

De acuerdo a Salpeter (1955), la forma funcional de la $\phi(m)$ es

$$\phi(m) \propto m^{-x}, \quad (2)$$

con $x = 2.35$.

Además de la $\phi(m)$ de Salpeter, existen otras propuestas en la literatura. La $\phi(m)$ de Kroupa (que utilizamos en este trabajo) define x en función del intervalo de masa estelar (Kroupa, 2001):

$$\begin{aligned} x &= 0.3, \text{ si } m \leq 0.08M_{\odot}, \\ x &= 1.3, \text{ si } 0.08 < m \leq 0.5M_{\odot}, \\ x &= 2.3, \text{ si } m > 0.5M_{\odot}. \end{aligned}$$

En las galaxias fuera del Grupo Local es difícil resolver estrella por estrella individualmente y se recurre a estudiarlas con la fotometría de todas sus estrellas, o con la descomposición de su luz en un espectro. En síntesis de poblaciones estelares se considera que una galaxia consiste en la suma de sus poblaciones estelares simples, cada una con su edad y metalicidad, y sujeta a una tasa de formación estelar. A partir del espectro de una galaxia o cúmulo estelar, resulta deseable obtener: la distribución de metales, la distribución de masas, así como las funciones de

tasa de formación estelar, $\psi(t)$, y de metalicidad $Z(t)$. Aunque se han hecho avances al respecto, aun estamos lejos de tener una imagen detallada de la evolución estelar de las galaxias. Cabe mencionar que se suele trabajar con funciones de masa (e.g., la distribución de la fracción de estrellas en función de la masa), pero la masa de las estrellas no es una observable. Por ello es necesario traducir las luminosidad calculadas a masas usando relaciones masa-luminosidad.

Los espectros observados en los cuales conocemos bien cuantas y que tipo de estrellas lo conforman son útiles como modelos para estimar las poblaciones estelares de una galaxia a partir de su espectro. Por ejemplo, los espectros de los cúmulos globulares, que poseen baja metalicidad, sirven de modelo para estudiar galaxias de baja metalicidad. Sin embargo los espectros de estos cúmulos resultan inadecuados para estudiar galaxias con altas metalicidades o intermedias. Como alternativa ante la gran carencia de determinadas poblaciones modelo observadas ha surgido la *síntesis de poblaciones evolutiva*. Esta consiste en el uso de poblaciones estelares simples teóricas modelo en lugar de cúmulos globulares observados. Estas poblaciones estelares teóricas usan los modelos de atmósferas estelares y de evolución estelar, teniendo como guía los sistemas cercanos en los que se puede estudiar estrella por estrella. En ellos cada estrella de diferente masa y metalicidad inicial tendrá una traza evolutiva en función del tiempo, definiendo su luminosidad, temperatura efectiva y espectro. Así, una población estelar simple es construida al sumar una colección de estrellas que obedecen una distribución de masas a partir de una $\phi(m)$, y que tienen una misma edad y metalicidad. Le llamamos *isocrona* a una población estelar simple cuando trazamos sus estrellas en un diagrama color-magnitud, análogo al diagrama de temperatura-luminosidad de Hertzsprung-Russell. En las Figuras 1 y 2 mostramos dos poblaciones estelares distintas en estos tipos de diagramas).

En una población estelar simple, la distribución de la fracción de estrellas en función de sus masas cambia con el tiempo. Esto debido a que la población va perdiendo sus estrellas con el tiempo. Por ejemplo, no es probable que un brote estelar de 100 mega años posea estrellas más masivas que $10 M_{\odot}$ (Figura 3a). Por otro lado, la evolución de la distribución fotométrica de un brote estelar puede apreciarse en un diagrama color-magnitud. Una población estelar en el diagrama color-magnitud pierde estrellas con el tiempo, y también sus estrellas se mueven continuamente y a veces emigran abruptamente de una región a otra. Esta evolución se observa con los cambios en el color (asociado a la temperatura efectiva) y a la magnitud (asociada a la luminosidad de la superficie de las estrellas). La evolución de una estrella depende principalmente de su masa y su metalicidad. Generalmente, entre más masivas sean las estrellas más pronto evolucionan (Figura 3). También, entre menor sea la metalicidad de la estrella su evolución será más rápida. Esta evolución puede ser exhibida con el uso de isocronas. La Figura 3b muestra el cambio de una población estelar en función del tiempo con isocronas. Además de la edad, la metalicidad es una variable fundamental que define la forma de las isocronas (Figura 3c).

Una componente que complica la determinación de historias de formación estelar a partir del espectro y los colores de una población estelar es el polvo interestelar, que contribuye con extinción, enrojecimiento y dispersión de la luz de las estrellas. Otras dificultades comunes son las degeneraciones (que ocurren tanto para el análisis espectral como para el análisis a partir de diagramas color-magnitud). Por ejemplo, la degeneración edad-metalicidad puede hacer que un espectro de una población vieja pobre en metales se asemeje a una población joven rica en metales. También, la degeneración $\phi(m)$ -edad es importante para identificar brotes estelares

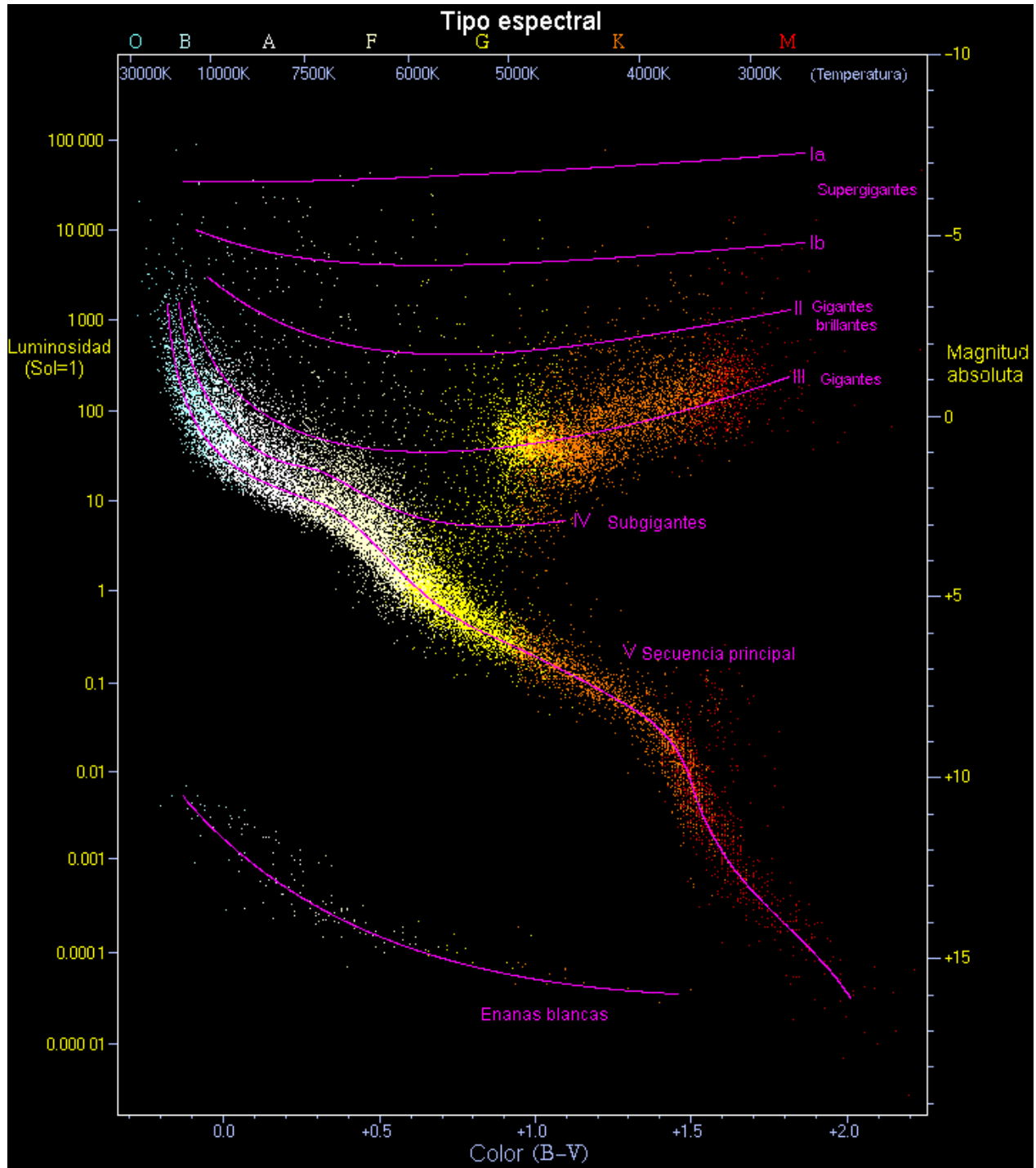


Figura 1: Diagrama Hertzsprung-Russell de la Vía Láctea, con 222,000 estrellas del catálogo de Hipparcos y 1,000 del catálogo Gliese. Las estrellas llenan solo ciertas regiones en el diagrama. La zona más prominente es la diagonal conocida como secuencia principal (SP), donde habitan las estrellas que están quemando principalmente el hidrógeno de su núcleo. Las estrellas de baja masa o intermedia (~ 0.3 a $8 M_{\odot}$) emigran a la rama de las gigantes rojas, cuando el H del núcleo ha sido agotado y ha comenzado el quemado de H en capas o/y He en el núcleo. Crédito de la imagen: <http://www.atlasoftheuniverse.com/hr.html>

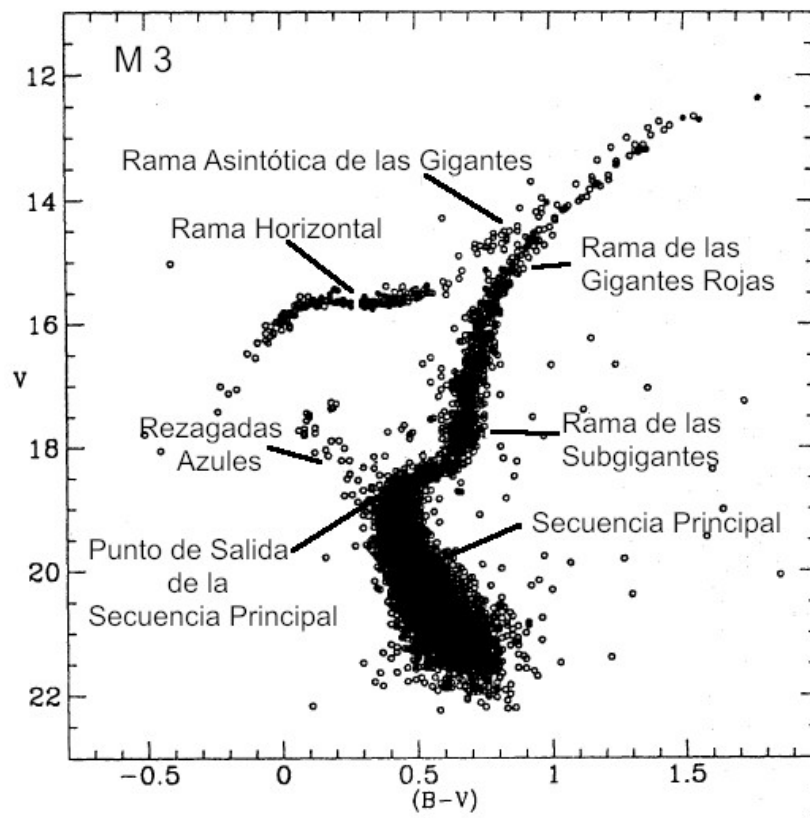


Figura 2: Diagrama color-magnitud de Messier 3, un cúmulo globular de 11.4 giga años de edad (Forbes & Bridges, 2010). En la figura señalamos diversas fases de la evolución estelar. Crédito de la imagen: Buonanno *et al.* (1994).

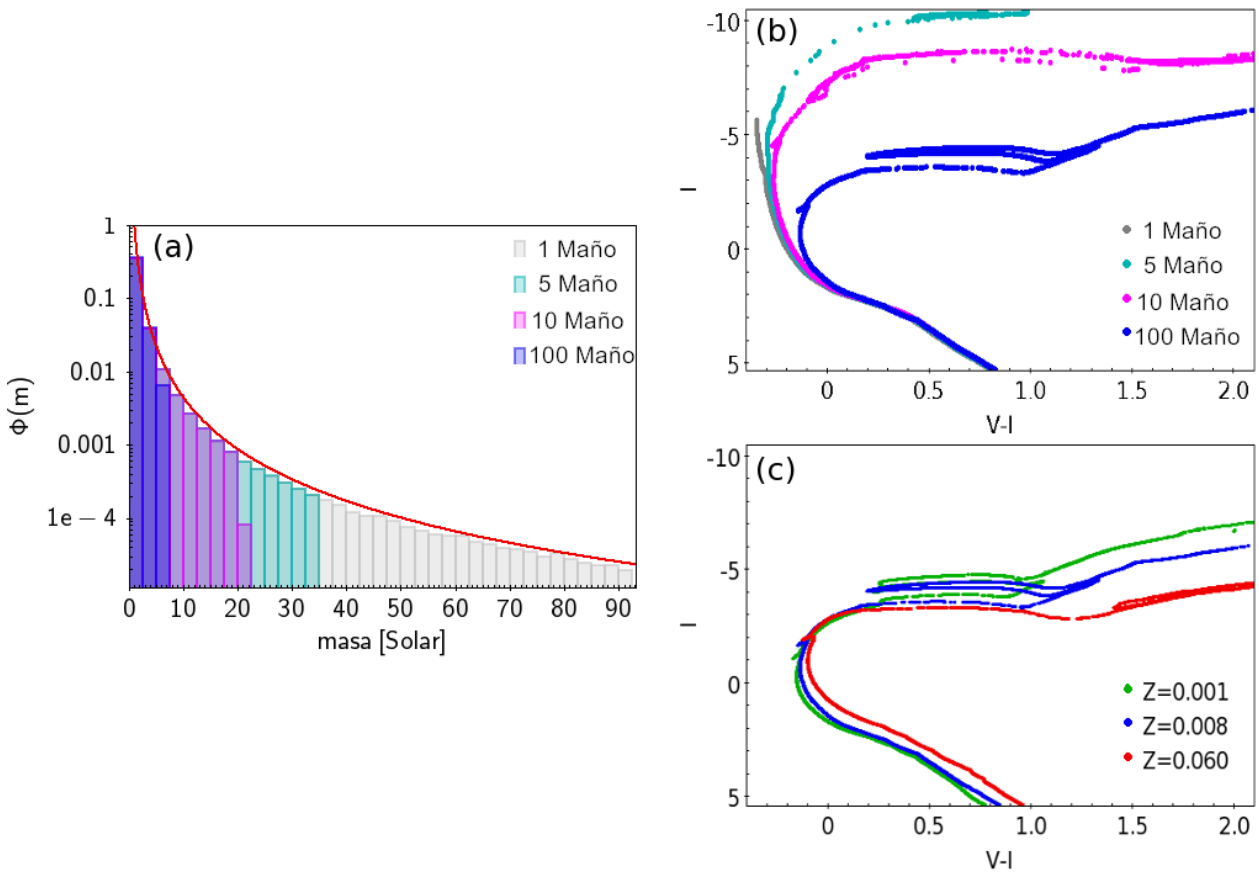


Figura 3: (a) Evolución en el tiempo de la fracción estrellas según su masa para cuatro edades diferentes (e.g., una población más vieja que 10 mega años ya no contiene estrellas más masivas que $23 M_{\odot}$). La población inicial sigue la $\phi(m)$ de Kroupa (línea roja). (b) Cuatro isocronas de diferentes edades y misma metalicidad ($Z=0.008$). (c) Tres isocronas de diferente metalicidad y misma edad (100 mega años).

recientes con espectro integrado. En esta degeneración un brote con una fracción relativa más pequeña de estrellas masivas podría asemejarse a una población más vieja. También existen otras degeneraciones como edad-enrojecimiento o metalicidad-enrojecimiento.

En este trabajo nos dedicamos al estudio de la historias de formación estelar de poblaciones resueltas, que pueden ser plasmadas en un diagrama color-magnitud. La Figura 4 muestra 6 diferentes historias de formación estelar (compuestas y simples) en el diagrama color-magnitud. Los diferentes brotes ocupan diferentes fases evolutivas estelares. La Figura 4a muestra una población que concentra una tasa de formación estelar significativa por los últimos 20 mega años, en contraste con la Figura 4b que se deriva de una tasa de formación estelar constante por los últimos 13 giga años. En la Figura 4a destaca la pluma azul, con la secuencia principal poblada en todos los rangos de masas estelares. La pluma azul es típica de poblaciones con actividad estelar reciente, como las de galaxias de tipo tardío. La Figura 4c muestra la misma población que la Figura 4b pero para una metalicidad menor. Las Figuras 4d-e muestran historias de formación estelar más simples y viejas.

Las isocronas son herramientas muy valiosas a la hora de examinar los diagramas color-magnitud de poblaciones estelares observadas. Se puede estimar la edad y la metalicidad de una población observada comparándola con isocronas teóricas de diferentes edades y metalicidades hasta encontrar la isocrona que mejor se ajuste a la forma del diagrama color-magnitud observado. La posición en el plano cartesiano de la isocrona que mejor se ajusta nos permite determinar también el enrojecimiento por polvo y el módulo de distancia. Básicamente, el desplazamiento necesario para empatar la isocrona en el eje horizontal determina el enrojecimiento y el desplazamiento vertical determina el módulo de distancia.¹ Los diagramas color-magnitud observados de poblaciones con múltiples brotes estelares requieren múltiples isocronas teóricas para estimar las edades de los brotes, y por ende su historia de formación estelar.

El ajuste de isocronas para obtener la historia de formación estelar y otros parámetros (edad, metalicidad, enrojecimiento y módulo de distancia) de un diagrama color-magnitud observado ofrece ventajas sobre el análisis de espectros. En esta tesis trabajamos con este tipo de ajustes. Los ajustes de isocronas en diagramas color-magnitud no están libres de degeneraciones, especialmente en el caso de estimar múltiples parámetros simultáneamente, donde la combinación de degeneraciones entre más de dos parámetros puede ocurrir. Por ejemplo, la degeneración edad-metalicidad hará que estrellas ricas en metales en la rama asintótica de las gigantes de una población joven ocupen la misma región en el diagrama color-magnitud de estrellas más viejas pero pobres en metales. En la Figura 5a,b,c mostramos un ejemplo de degeneración con tres diferentes isocronas ajustadas a ojo en un diagrama color-magnitud observado. En la Figura 5a se muestra el ajuste con la isocrona con la edad, Z , $(m - M)$ y $E(V - I)$ correctos. La Figura 5b muestra otra isocrona que se ajusta a la observación, pero que es 4 veces más metálica y 30% más joven, con $E(V - I)$ y $(m - M)$ un poco mayores. La Figura 5c tiene la metalicidad correcta pero una edad 150% más vieja, pero que con menores $E(V - I)$ y $(m - M)$ permiten un ajuste aceptable. Para romper estas degeneraciones, mediciones independientes sobre uno o más parámetros son necesarias. Por otro lado, obtener diagramas color-magnitud de

¹Esto es verdad a primer orden, pero siendo más estrictos, los desplazamientos horizontal y vertical no siempre están definidos de manera única. Además, el enrojecimiento afecta de manera distinta a estrellas de distintos colores.

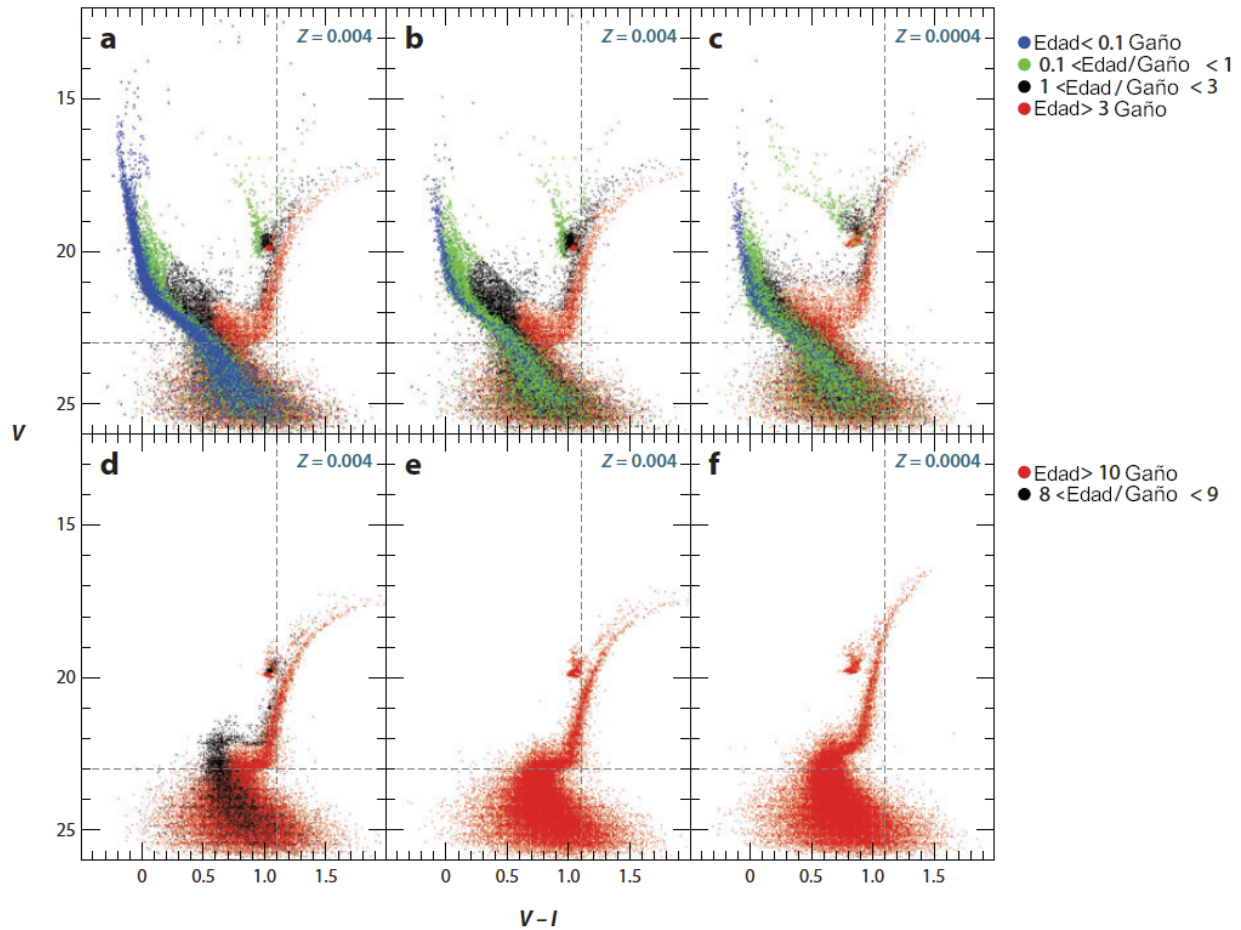


Figura 4: Se muestra el efecto de diferentes historias de formación estelar de poblaciones hipotéticas. Todas las poblaciones contienen 50,000 estrellas y siguen una $\phi(m)$ de Salpeter. Sus metallicidades se muestran en letras azules. Se señala con diferentes colores a las población estelar simple que componen la población entera. Las edades de las poblaciones estelares simples se muestran a la derecha de los diagramas color-magnitud. Se supuso un $(m - M) = 19$, un $E(B - V) = 0.08$ y errores fotométricos típicos del HST. Crédito de la imagen [Tolstoy et al. \(2009\)](#).

fotometría más fina pueden minimizar el margen de degeneración. Es oportuno indicar que a pesar del significativo progreso del área de evolución estelar actual, aun se tienen huecos en los catálogos de isocronas de diferentes metalicidades, (por ejemplo, $Z = 0.002, 0.006, 0.010, 0.2, 0.04$, etc), situación que añade incertidumbre a las estimaciones (Tolstoy *et al.*, 2009).

La densidad de las estrellas en las diferentes regiones del diagrama color-magnitud están dictadas por la $\phi(m)$ y por el tiempo de permanencia de las estrellas en sus diferentes etapas evolutivas según su masa. Esta densidad aporta información útil para los ajustes y puede contribuir un poco a romper alguna degeneración. En la parte inferior de la Figura 5a',b',c', se representan las isocronas teóricas haciendo evidente las variaciones de densidad de estrellas. Las isocronas están caracterizadas con su densidad, lo que nos indica donde esperaríamos tener más estrellas dada una población estelar. Si contemplamos esta densidad en el ajuste de las estrellas de la parte superior derecha en la rama horizontal para las Figuras 5a',b',c', se hace evidente que la isocrona que mejor se ajusta a la observación es la 5a', porque las estrellas se encuentran en la zona más densa de la rama horizontal. Este ajuste no sería posible cuando las isocronas son representadas de forma sólida, sin su gradiente de densidades, como en las Figuras 5a,b,c. En este trabajo consideramos esta densidad al representar las isocronas como una función de densidad de probabilidad (PDF) en el diagrama color-magnitud. En la sección 2.1 del artículo en el capítulo 6 mostramos cómo construimos estas isocronas, la Figura 1b de dicho artículo muestra una representación gráfica de estas.

Una población compuesta puede presentar un efecto de enmascaramiento en el diagrama color-magnitud. En una población combinada de un brote viejo con uno joven, la población joven puede dominar y cubrir el punto de salida de la secuencia principal de la población vieja. En estos casos las etapas fuera de la secuencia principal de la población vieja resultan vitales para determinar la edad de esta (ver sección 3.2 del artículo en el Capítulo 6).

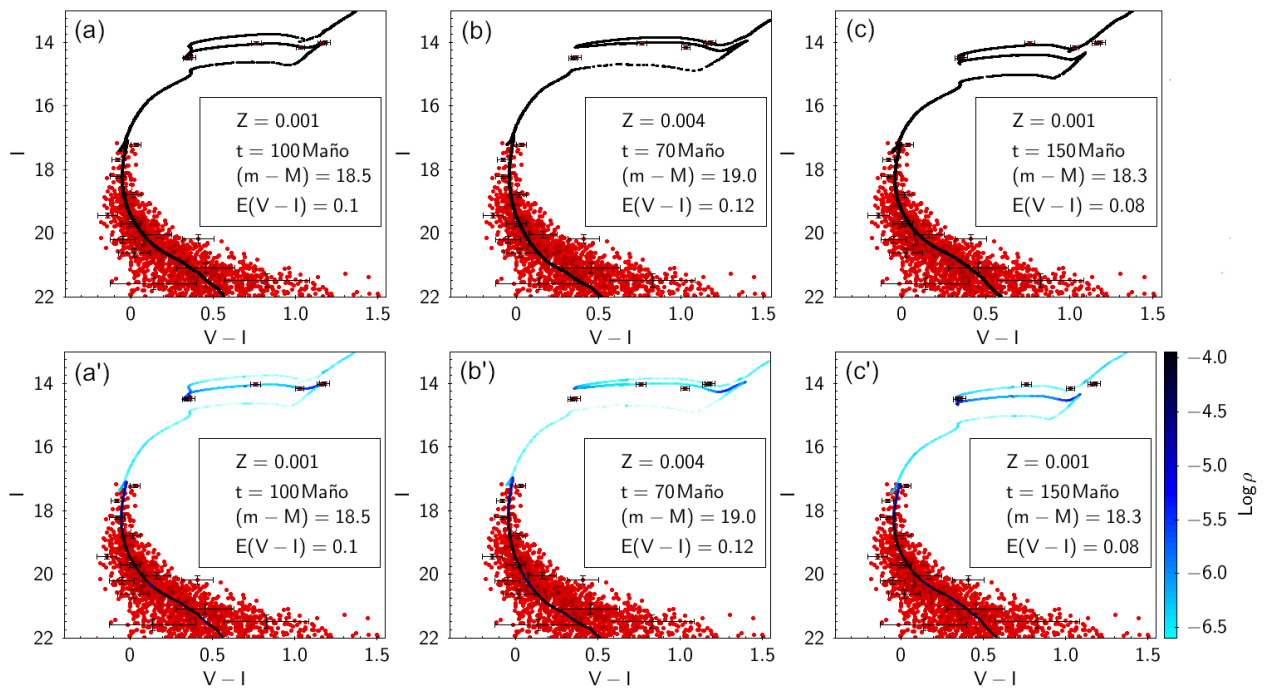


Figura 5: Una población estelar en el diagrama color-magnitud, con tres isocronas teóricas trazadas. *Arriba (a,b,c)* Tres diferentes ajustes de isocronas a la población observada. Los recuadros muestran las características de cada isocrona. *Abajo (a',b',c')* Mismos ajustes que los anteriores, pero mostrando las isocronas con un perfil de densidad estelar.

3. Galaxias Enanas Esferoidales Clásicas y Ultra Débiles

Las poblaciones estelares satélites de la Vía Láctea son galaxias enanas o cúmulos globulares. La carencia de potenciales de materia oscura en los cúmulos globulares los excluye de ser considerados como galaxias enanas, pero sus características fotométricas y sus tamaños también marcan una distinción con las galaxias. Esto se puede observar en la Figura 6, que muestra los diagramas brillo versus magnitud y tamaño versus magnitud, donde podemos notar que la zona de los cúmulos globulares está separada de las zonas de las galaxias enanas, siendo los cúmulos globulares típicamente menos luminosos y más compactos que estas últimas. Se definen como galaxias enanas aquellas con brillos más débiles que $M_V = -17$ (línea vertical punteada en la Figura 6) y con tamaños más grandes que los cúmulos globulares (Tammann, 1994). Esta definición engloba a las galaxias enanas esferoidales clásicas, las galaxias enanas ultra débiles y las enanas irregulares (entre ellas la Nube Menor de Magallanes). En este capítulo presentamos características básicas de estos sistemas estelares.

La historia del estudio de las galaxias enanas esferoidales satélites de la Galaxia se remonta al descubrimiento de las galaxias esferoidales enanas Sculptor y Fornax, en 1938, por Harlow Shapley (Shapley, 1938). Posteriormente, a lo largo de las subsecuentes décadas fueron descubiertas más enanas esferoidales de forma muy esporádica (debido a que su bajo brillo de $m_V \sim 9$ dificultaba su detección), alcanzando un censo de 11 enanas esferoidales a finales del siglo XX. Con la llegada de los instrumentos de reconocimiento automatizado (como el Sloan Digital Sky Survey, entre otros) el número de estas galaxias ha aumentado a ~ 50 (Bullock & Boylan-Kolchin, 2017; Simon, 2019), detectando un nuevo subtipo de ellas con brillos muy bajos, conocido como galaxias enanas ultra débiles. Estudios bajo el programa Pan-Andromeda Archaeological Survey (PANdAS), con el Canada-France-Hawaii Telescope (en Manua Kea Hawaii), han reportado el descubrimiento de 23 galaxias enanas esferoidales en Andrómeda (M31), de las cuales ocho tienen brillos tan bajos que las sugieren como posibles galaxias enanas ultra débiles (Martin *et al.*, 2016).

Las galaxias esferoidales enanas son galaxias de tipo temprano, de bajo brillo y radios pequeños, típicamente: $m_V \sim 9$ ($L \sim 10^{5-7} L_\odot$), $\mu_V \sim 26$, $r_{1/2} \sim 200$ pc (en los diagramas de brillo de la Figura 6, ocupan la zona marcado con pentágonos). Las galaxias esferoidales enanas están dominadas por poblaciones viejas, y están carentes de formación estelar por los últimos 100 mega años (Tolstoy *et al.*, 2009). Generalmente, las galaxias esferoidales enanas presentan actividad de formación estelar en distintas épocas cosmológicas, pero han apagado su formación estelar reciente (Martínez-Delgado & Mediavilla, 2013; Simon, 2019). Sus historias de formación estelar varían, en algunos casos presentan episodios de formación estelar discontinuos (e.g., Carina, Leo I), pero en algunos casos (e.g., Cetus, Leo II, Sculptor, Ursa Minor) la formación estelar habría pasado de muy prominente hace ~ 10 giga años, a muy escasa en épocas posteriores (Hernandez *et al.*, 2000; Tolstoy *et al.*, 2009).

Las galaxias enanas ultra débiles son los sistemas estelares más dominados por su materia oscura (i.e., con mayor cociente masa-luminosidad) y contienen las poblaciones estelares más viejas y más pobres en metales que se conocen a la fecha (Simon, 2019). Fueron descubiertas en la década pasada con el Sloan Sky Digital Survey, SDSS, siendo Ursa Major I la primera en ser descubierta por Willman *et al.* (2005). Desde entonces, un mayor número de ellas han sido descubiertas, principalmente con el SDSS (e.g., Belokurov *et al.* (2006); Grillmair (2006);

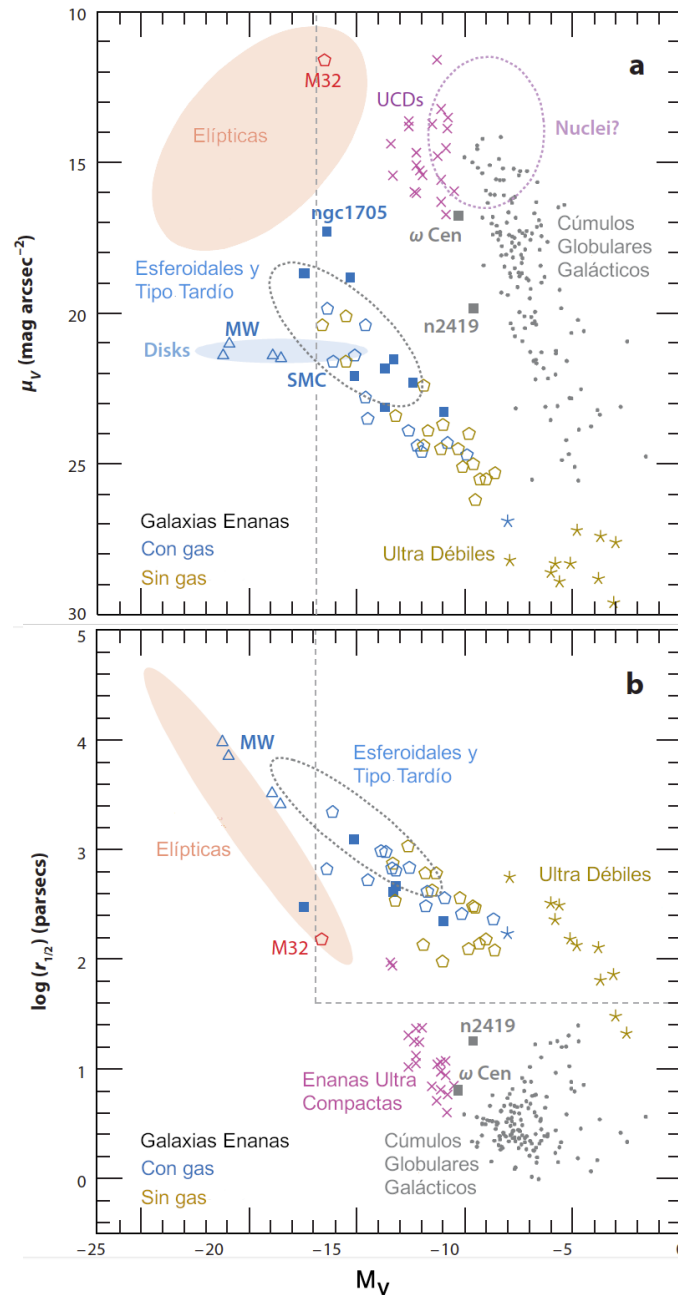


Figura 6: Se presentan las características fotométricas de diferentes tipos de sistemas estelares. (a) Plano M_V versus brillo superficial, μ_V . (b) Plano M_V versus el radio a la mitad de luz r_{hl} . Se presentan (entre otras): las galaxias enanas ultra débiles, con símbolos de estrellas; los pentágonos representan las galaxias enanas del grupo local (entre las cuales se encuentran las galaxias enanas esferoidales clásicas, galaxias esferoidales enanas). El color amarillo señala galaxias carentes de gas; el azul, las galaxias que contienen gas. También se incluyen galaxias no enanas para referencia, como la Vía Láctea (MW) y M32, así como cúmulos globulares con puntos grises (Tolstoy *et al.*, 2009).

Sakamoto & Hasegawa (2006); Zucker *et al.* (2006)). Más recientemente se han reportado descubrimientos de nuevos candidatos de galaxias enanas ultra débiles en el hemisferio sur, mediante el *Dark Energy Survey*, usando el Telescopio Víctor M. Blanco de 4 metros, en Cerro Tololo, Chile ((Koposov *et al.*, 2015)).

A la fecha se han detectado 42 galaxias que cumplen con los criterios básicos a priori para considerarse galaxias enanas ultra débiles o candidatas a galaxias enanas ultra débiles. De estas, 21 están confirmadas como galaxias enanas ultra débiles y son: Carina II, Segue 2, Hydrus 1, Horologium I, Reticulum II, Eridanus II, Ursa Major II, Segue 1, Ursa Major I, Willman 1, Leo V, Leo IV, Coma Berenices, Canes Venatici II, Bootes II, Bootes I, Hercules, Pegasus III, Aquarius II, Tucana I, and Piscis II. Las otras 21 se les considera candidatos a galaxias enanas ultra débiles y son: Tucana IV, Cetus II, Cetus III, Triangulum II, DES J0225+0304, Horologium II, Reticulum III, Pictoris I, Columba I, Pictor II, Carina III, Virgo I, Hydra II, Draco II, Sagittarius II, Indus II, Grus II, Grus I, Tucana V, Phoenix II, and Tucana III (Simon, 2019).

Las galaxias enanas ultra débiles se definen principalmente por sus bajas luminosidades $L \approx 10^{2-5} L_{\odot}$ y $-7.7 < M_V < -1.5$ (Bullock & Boylan-Kolchin, 2017; Simon, 2019). Estos ordenes de luminosidad son tan bajos que una sola estrella OB de la secuencia principal puede ser más brillante que una de estas galaxias.² Estudios espectroscópicos de un grupo de 27 galaxias enanas ultra débiles (confirmadas y cercanas a confirmarse) han revelado que están fuertemente dominadas por materia oscura con $10 < M/L < 10^4$, siendo las más débiles las que presenta mayor M/L (Simon (2019), y referencias ahí). Sus tamaños angulares típicos son de $\gtrsim 4$ minutos de arco (Sand *et al.*, 2012). En comparación con las galaxias esferoidales enanas, las galaxias enanas ultra débiles son hasta ~ 1000 veces menos luminosas, ~ 10 veces más pequeñas y poseen brillos superficiales ~ 10 veces menores (Simon, 2019). Si bien las diferencias en luminosidad entre galaxias esferoidales enanas y galaxias enanas ultra débiles alcanzan 3 órdenes de magnitud, no ocurre lo mismo para sus masas. La masa total es más o menos la misma para ambos tipos de enanas, $M \approx 10^{7-8} M_{\odot}$ dentro de los primeros 300 pc (Li *et al.* (2009); Strigari *et al.* (2008)).

Dada la posición cercana que ocupan las galaxias enanas ultra débiles a los cúmulos globulares en la Figura 6, se podría especular si la naturaleza de las galaxias enanas ultra débiles es similar a la de los cúmulos globulares. Aunque las magnitudes típicas de las galaxias enanas ultra débiles son semejantes a la de los cúmulos globulares, es claro que las galaxias enanas ultra débiles son efectivamente galaxias, debido a que: (1) la cinemática de sus estrellas revela un prominente contenido de materia oscura; (2) sus tamaños típicos son mayores al de los cúmulos globulares; y (3) sus abundancias químicas presentan una dispersión significativa que denota que tuvieron una formación estelar corta pero extendida; (4) a diferencia de los cúmulos globulares, las galaxias enanas ultra débiles siguen la relación luminosidad-metalicidad observada en todas las galaxias; (5) las abundancias de elementos ligeros en las galaxias enanas ultra débiles son muy bajas ($[Fe/H] \lesssim -2$), en promedio 1 dex más bajas que las abundancias de los cúmulos globulares, y las galaxias enanas ultra débiles presentan dispersiones en sus distribuciones de

²Considérese por ejemplo que la estrella R136a (en 30 Doradus) tiene una luminosidad de $\sim 8.7 \times 10^6 L_{\odot}$ y una masa de $315 M_{\odot}$. En comparación, Segue 1, una galaxia enana ultra débil, posee una luminosidad de $\approx 300 L_{\odot}$ y una masa estelar de solo $\sim 500 M_{\odot}$ (Frebel *et al.*, 2014).

metalicidad mayores (~ 3) que las esperadas en los cúmulos globulares (Simon, 2019; Simon & Geha, 2007; Tolstoy *et al.*, 2009).

A la fecha se ha encontrado que las galaxias enanas ultra débiles parecen estar dominadas solo por poblaciones estelares muy viejas de baja metalicidad. Sus estrellas son muy rojas y de masas menores a $\sim 0.8M_{\odot}$. Se ha encontrado evidencia de poca presencia de gas neutro en las galaxias enanas ultra débiles, midiendo límites superiores que varían de 100 a 1000 M_{\odot} (Grcevich & Putman, 2009; Spekkens *et al.*, 2014; Westmeier *et al.*, 2015). No se ha encontrado rastro de gas ionizado en estas galaxias (Simon, 2019). La pérdida de gas en estas galaxias podrían ser resultado de mecanismos como explosiones de supernovas, la reionización global, o despojo por barrido por presión (ram pressure).

Se ha logrado obtener espectroscopía de estrellas de la rama de las gigantes rojas para $\sim 2/3$ de las galaxias enanas ultra débiles, encontrando que las galaxias enanas ultra débiles representan los sistemas estelares más pobres en metales conocidos, con abundancias promedio de $\langle [\text{Fe}/\text{H}] \rangle < -2.6$ (Brown *et al.*, 2014; Frebel *et al.*, 2010). En ellas hay estrellas con metalicidades menores que $[\text{Fe}/\text{H}] = -3$. No se han encontrado en las galaxias enanas ultra débiles estrellas con $[\text{Fe}/\text{H}] > -1$ (Kirby *et al.*, 2008). Según rastreos recientes de galaxias enanas ultra débiles y galaxias esferoidales enanas, las estrellas muy pobres en metales ($[\text{Fe}/\text{H}] < -3$) en las galaxias enanas ultra débiles representan el 25% de la población estelar, mientras que estrellas con estas metalicidades son muy raras en las galaxias esferoidales enanas (Kirby *et al.* (2008); Salvadori & Ferrara (2010)). En las Figuras 7a,b se muestra el histograma de la función de distribución de metalicidad de la galaxia enana esferoidal Sculptor junto al promedio de las distribuciones de metalicidad de una muestra de galaxias enanas ultra débiles. Según Kirby *et al.* (2013) y Simon (2019), la relación luminosidad-metalicidad promedio (o masa bariónica-metalicidad) observada en las galaxias (Tremonti *et al.*, 2004) se cumple también en los límites de bajo brillo de las galaxias enanas ultra débiles (Figura 7c.), según la siguiente función:

$$[\text{Fe}/\text{H}] = (-1.68 \pm 0.03) + (0.29 \pm 0.02) \log \left(\frac{L_V}{10^6 L_{\odot}} \right). \quad (3)$$

Se ha calculado que bastan uno o dos eventos de supernova a partir de las estrellas de población III para alcanzar las bajas metalicidades observadas en las galaxias enanas ultra débiles (Ji *et al.*, 2015; Limongi & Chieffi, 2003; Meynet *et al.*, 2006). Por ejemplo, la galaxia enana ultra débil Leo IV, contiene solamente 0.042 M_{\odot} de Fe (Simon & Geha, 2007). Según estudios (Heger & Woosley, 2002), la supernova de una estrella de Población III de 85 M_{\odot} bastaría para producir un remanente con esa cantidad de metales. Bajo este escenario, estas galaxias constituyen un registro fósil de las primeras supernovas y de las primeras estrellas de baja masa en formarse. Se han hecho dataciones y simulaciones cosmológicas que sugieren que las galaxias enanas ultra débiles son los fósiles vivientes de los halos primitivos ($M < 10^8 M_{\odot}$) que se formaron a un corrimiento al rojo de $z > 8.5$, anterior a la época de la reionización (Bovill & Ricotti, 2009; Salvadori & Ferrara, 2010; Wheeler *et al.*, 2015). En este caso, estas galaxias pueden ofrecer una oportunidad para estudiar los procesos físicos, químicos y dinámicos, de las galaxias en épocas tempranas.

Estudios actuales basados en ajustes de diagramas color-magnitud (ver capítulo 6), indican que a diferencia de las historias de formación estelar de las galaxias esferoidales enanas, que presentan brotes estelares en diversas épocas cosmológicas, las poblaciones estelares de las

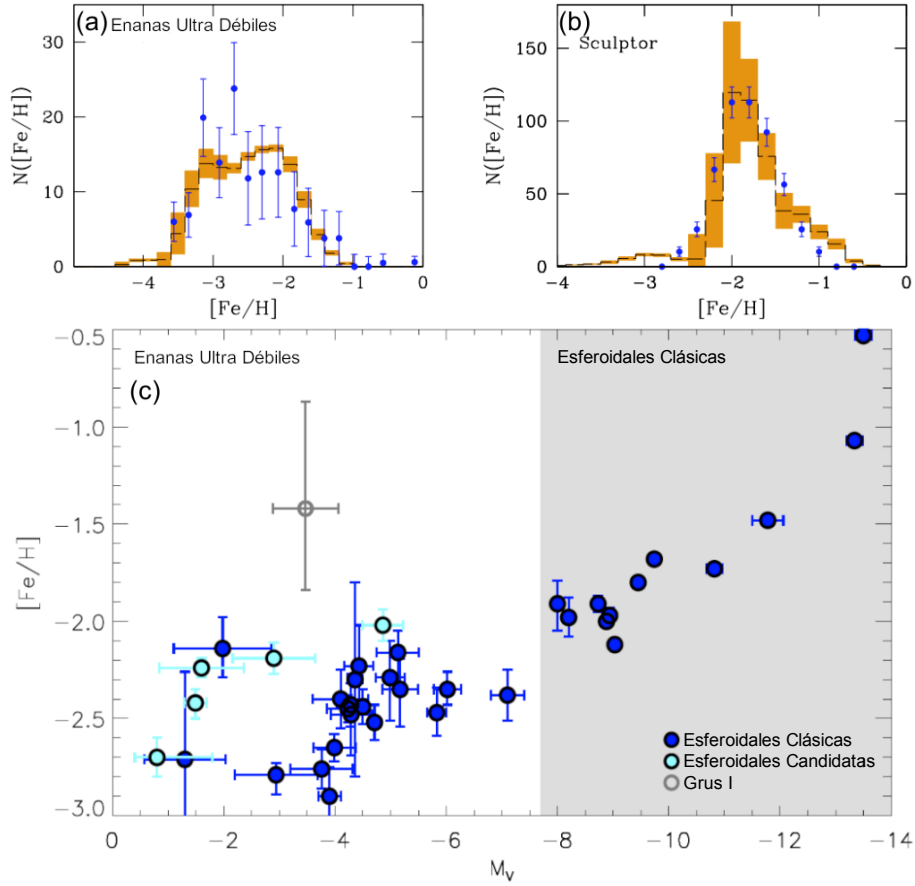


Figura 7: (a) Distribución de metalicidad promedio de una muestra de galaxias enanas ultra débiles (*puntos*). (b) Distribución de metalicidad de la galaxia enana esferoidal Sculptor. La distribución de metalicidad galaxias enanas ultra débiles se extiende a metalicidades más bajas que en Sculptor. En *anaranjado* se muestran las distribuciones de metalicidad de simulaciones teóricas de evolución de metalicidad (por [Salvadori & Ferrara \(2009\)](#)), a partir de formación estelar sin retroalimentación de metalicidad por supernovas para el caso de las galaxias enanas ultra débiles, y para el caso con retroalimentación de metalicidad por supernovas para las galaxias esferoidales enanas. (c) Metalicidades estelares promedio de galaxias esferoidales enanas y galaxias enanas ultra débiles (confirmadas y candidatas) en función de la magnitud absoluta. Se puede notar la relación entre metalicidad y luminosidad, aunque la dispersión aumenta a brillos más débiles. Se muestra la candidata a galaxia enana ultra débil Grus I, reportada por [Walker *et al.* \(2016\)](#), que exhibe una alta metalicidad anómala calculada con 7 de sus estrellas, pero que aun no tienen confirmación de pertenecer al sistema y podría tratarse de estrellas de fondo. Crédito de las imágenes: (a-b) [Salvadori & Ferrara \(2009\)](#); (c) [Simon \(2019\)](#).

galaxias enanas ultra débiles sugieren una formación estelar ancestral de corta duración, que se apagó probablemente de forma sincronizada en épocas tempranas (posiblemente durante la época de la reionización a $z \sim 6$). Considerando que ambos tipos de galaxias enanas tienen masas totales similares, es razonable proponer que comparten un origen común. En ese caso ¿qué habría detenido la formación estelar en las galaxias enanas ultra débiles? Los mecanismos internos de expulsión de gas por vientos de supernovas podrían haber jugado un papel importante al despojar de gas a las galaxias enanas ultra débiles. Pero ambos tipos de galaxias tienen pozos de potencial similares. Entonces, ¿por qué las galaxias esferoidales enanas habrían retenido suficiente gas para continuar con la formación estelar? Se ha propuesto que interacciones externas de despojo podrían haber jugado un papel decisivo en la historia de estas galaxias, siendo las galaxias enanas ultra débiles los restos de los envoltentes de galaxias esferoidales enanas desbaratadas por fuerzas de marea (Tolstoy *et al.*, 2009). Sin embargo, la relación existente entre luminosidad-metalicidad (Eq. 3), se opone a tal hipótesis, ya que un despojo de estrellas reduce significativamente la luminosidad total mientras que la metalicidad permanece sin cambios significativos.

Para explicar la diferencia entre historias de formación estelar en galaxias enanas ultra débiles y esferoidales clásicas sería relevante determinar hasta qué grado su formación estelar depende de la fracción de masa inicial bariónica en ellas y de los efectos complejos de retroalimentación entre galaxias vecinas, a sus respectivas escalas cosmológicas (Bovill & Ricotti, 2009; Salvadori & Ferrara, 2010). Esta es una tarea ardua y compleja donde podrían incluirse efectos de estocasticidad y perturbaciones ambientales entre cúmulos. Por ejemplo, consideremos un escenario en el que las condiciones iniciales del medio hubieran sido significativamente inhomogéneas, lo que habría conducido a halos primordiales de materia oscura con diferente material bariónico inicial. En este caso, solo algunos potenciales pudieran haber permitido la formación de estrellas supermasivas, mismas que podrían haber desprovisto de gas al sistema por sus fuertes vientos o explosiones, deteniendo la formación estelar. A su vez, podrían considerarse efectos de retroalimentación entre halos. Por ejemplo, las supernovas que alimentarían a los halos vecinos con metales, y con radiación ionizante y disociante (Bovill & Ricotti, 2009; Heger & Woosley, 2002; Muñoz *et al.*, 2009).³ Con todo, la naturaleza de las galaxias enanas ultra débiles y galaxias esferoidales enanas aun es desconocida y puede haber varias posibilidades para el origen de estas (Frebel *et al.*, 2010; Simon, 2019; Tolstoy *et al.*, 2009). Se espera que con diversos estudios de las galaxias enanas ultra débiles se obtengan restricciones para las condiciones físicas y las edades en las que ocurrieron los grandes sucesos del universo temprano. Por ejemplo, saber con precisión las edades de las galaxias enanas ultra débiles, y su cantidad de materia bariónica inicial, pondría restricciones importantes a un escenario en el que conforme el universo se reioniza, la temperatura del medio intergaláctico se incrementa, y así se previene la acreción de bariones a halos de materia oscura poco masivos. (Busha *et al.*, 2010; Frebel *et al.*, 2011; Muñoz *et al.*, 2009).

³Los escenarios de retroalimentación con medios inhomogéneos con estrellas de Población III implican mecanismos cosmológicos complejos de formación estelar. Considérese por ejemplo que el enfriador de las nubes en colapso de estrellas de Población III es el H_2 , una molécula que es disociada con los fotones de las estrellas de Población III, lo que detendría la formación de más de estas estrellas. Sin embargo, el gas parcialmente ionizado por la misma radiación ionizante facilita la formación de H_2 y la molécula HD , favoreciendo el enfriamiento (Frebel *et al.*, 2011; Haiman *et al.*, 1996).

Realmente, todavía sabemos muy poco sobre la física de la formación estelar en épocas primitivas. Una pregunta abierta sobre la identidad de las estrellas de población III tiene que ver con su IMF, que está lejos de ser establecida. Según los cálculos clásicos estas estrellas tenían masas de $30 - 1000 M_{\odot}$ (Greif & Bromm, 2006). Se ha propuesto que dado que el único enfriador es el H_2 , que no es tan eficiente como los metales, no se da la fragmentación para formar estrellas de $M < 1 M_{\odot}$. Sin embargo, en esto aun hay debate. Sabemos que la rotación, la turbulencia y los campos magnéticos juegan un papel fundamental en la formación estelar, pero para las primeras estrellas la importancia de estos factores se está explorando. Simulaciones recientes que incluyen estos factores señalan que se habrían podido formar estrellas de $M < 1 M_{\odot}$ (Greif *et al.*, 2011; Stacy & Bromm, 2008). En el caso de que las galaxias enanas ultra débiles sean fósiles de brotes de estrellas de primera o segunda generación como se ha manejado (eg. Bovill & Ricotti (2009); Salvadori & Ferrara (2010)), sus estudios resultarán útiles para conocer las condiciones del medio de la vecindad galáctica y el universo temprano.

4. Nubes de Magallanes

Las Nubes de Magallanes son dos galaxias visibles a simple vista en el hemisferio sur. Fueron bautizadas así, debido a la descripción de Antonio de Pigaffeta, cronista del viaje que dirigió Fernando de Magallanes en el que se circunnavegó la Tierra por primera vez. Antonio Pigaffera escribió: *El polo Antártico no goza de las mismas constelaciones que el Ártico, viéndose en él dos grupos de pequeñas estrellas nebulosas que parecen nubecillas, a poca distancia una de la otra*. En la Figura 8 mostramos una fotografía amateur de las Nubes de Magallanes.

La Nube Mayor de Magallanes y la Nube Menor de Magallanes son clasificadas como galaxias enanas irregulares. Estas contienen suficiente HI para mantener una formación estelar activa. Debido a su cercanía con la Vía Láctea ($D_{\text{N Mayor}} = 50 \pm 1$, $D_{\text{N Menos}} = 61 \pm 1$ kpc), el contenido estelar de las Nubes de Magallanes ha podido ser estudiado en mejor detalle que cualquier otra galaxia externa⁴. La masa total (bariónica + oscura) de la Nube Mayor de Magallanes es de $M_{\text{N Mayor}} \approx 10^{10} M_{\odot}$, mientras que la Nube Menor de Magallanes contiene $M_{\text{N Menor}} \approx 2.5 \times 10^9 M_{\odot}$, en comparación, la masa de la Vía Láctea es $M_{\text{VL}} \approx 1,3 \times 10^{12} M_{\odot}$ (Besla *et al.*, 2012; Watkins *et al.*, 2019).

Ambas Nubes de Magallanes contienen una prominente actividad estelar reciente, con estrellas jóvenes calientes de Población I. A diferencia de los cúmulos globulares de la Vía Láctea (con estrellas viejas de población II), los cúmulos globulares de las Nubes de Magallanes contienen estrellas jóvenes azules. En el centro de la Nube Mayor de Magallanes destacan las estrellas viejas (rojas y amarillas) de Población II, mientras que en su periferia destacan las estrellas jóvenes (azules) de Población I (como veremos más adelante). En la Nube Menor de Magallanes ocurre lo contrario, conteniendo sus estrellas más jóvenes en su parte central. Por otro lado, la Nube Mayor de Magallanes tiene aproximadamente 10 veces más cúmulos estelares que la Nube Menor de Magallanes. Esta diferencia podría asociarse a la gran diferencia de masas de las Nubes de Magallanes (la mayor masa de la Nube Mayor de Magallanes podría propiciar una formación estelar más activa).

Mediciones recientes de las velocidades radiales y tangenciales de las Nubes de Magallanes (Besla *et al.*, 2007a; Piatek *et al.*, 2008), han encontrado que las Nubes de Magallanes se alejan de la Vía Láctea con velocidades de $V_{\text{N Mayor}} = 378$ y $V_{\text{N Menor}} = 302$ km/s. Estos nuevos cálculos sugieren que las Nubes de Magallanes podrían no estar ligadas gravitacionalmente a la Vía Láctea y encontrarse saliendo de su primer (y único encuentro con la Galaxia); de lo contrario, si las Nubes de Magallanes estuvieran ligadas a la Vía Láctea, se requeriría que esta tuviese una masa mayor que la estimada actualmente.

Las Nubes de Magallanes están rodeadas de un semi anillo de estructuras de gas neutro y ionizado de 200 kpc de longitud (proyectados en 200°), dividido en tres segmentos. El segmento más largo (de 180 kpc) se extiende desde la Nube Menor de Magallanes hasta la Vía Láctea, y es conocido como la Corriente de Magallanes. El siguiente segmento une a la Nube Menor de Magallanes con la Nube Mayor de Magallanes, el llamado Puente de Magallanes. El último segmento, llamado Brazo Adelantado, se prolonga desde la Nube Mayor de Magallanes hasta la Vía Láctea en una estructura doble y débil, que está siendo acretada por la Vía Láctea.

⁴A modo de comparación, una observación que requiriera un telescopio de 5 m para M31, podría realizarse con un telescopio de 0.5 m para la Nubes de Magallanes (van den Bergh, 2000).



Figura 8: Nube Menor (*izquierda*) y Nube Mayor (*derecha*) de Magallanes, al fondo del telescopio Swope en Las Campanas, Chile. La separación angular de estas galaxias desde la Tierra equivale a 21° , el diametro de la Nube Mayor es de 6° y el de la Nube Menor 3° . Crédito de la imagen Yuri Beletsky (<http://twanight.org/newTWAN/photos.asp?ID=3005598>).

El origen de estas corrientes se atribuye a la influencia gravitacional de la Vía Láctea sobre las Nubes de Magallanes durante su paso por la corona de la Vía Láctea y a las interacciones cercanas entre ambas Nubes de Magallanes. En la Figura 9 se muestra esquemáticamente este sistema de HI a partir de dos simulaciones hidrodinámicas que han logrado reproducir dichas estructuras de gas a partir de colisiones (calculadas hace 100-300 mega años de las Nubes de Magallanes al reconstruir sus trayectorias (Besla *et al.*, 2012; D’Onghia & Fox, 2016). Estudios de abundancias químicas (Fox *et al.*, 2018) han comprobado que el gas de la Corriente de Magallanes se asemeja en metalicidad al gas combinado de ambas Nubes de Magallanes. También encuentra, sorpresivamente, que el gas del Brazo Adelantado se asemeja a la composición del gas de la Nube Menor de Magallanes y no al de la Nube Mayor de Magallanes. Estos datos implicarían que durante las interacciones entre la Vía Láctea y las Nubes de Magallanes, la Nube Menor de Magallanes habría sido la más expuesta a perder su gas, debido a su menor potencial gravitacional. La interacción entre ambas Nubes de Magallanes podría haber sido muy fuerte al tratarse de una posible colisión directa entre ellas hace 100-300 mega años (Besla *et al.*, 2012). Este resultado es consistente con las poblaciones estelares en el Puente de Magallanes, que presentan edades estelares entre 200 y 300 mega años (Harris (2007)). Otra evidencia a favor de esta colisión es la existencia de una pequeña población de estrellas de la Nube Menor de Magallanes descubiertas en la Nube Mayor de Magallanes Olsen *et al.* (2011).

La Nube Mayor de Magallanes se clasifica como una galaxia irregular barrada. Sus estrellas se concentran en un disco, que tiene una inclinación de $i = 45^\circ$ con respecto a nuestra línea de visión (Sparke & Gallagher, 2000). Se le ha llegado a considerar como una espiral barrada irregular (de Vaucouleurs & Freeman, 1972), debido a su aparente brazo en espiral, sin embargo, esta clasificación no ha prevalecido, ya que se ha encontrado que el aparente brazo se debe al contraste de una corriente tenue de nebulosidad en el plano inmediato de la Vía Láctea, y además, que la Nube Mayor de Magallanes carece de un centro con estructura estelar definida (van den Bergh, 2000). Además, como podemos ver en la Figura 10, la barra de la Nube Mayor de Magallanes es irregular y se encuentra fuera del centro dinámico del centro dinámico de la galaxia (D’Onghia & Fox, 2016). Las barras con esta característica son las más comunes en este tipo de galaxias con masas similares a la Nube Mayor de Magallanes (Lintott *et al.*, 2017).

La Figura 11 muestra diversas exposiciones de la Nube Mayor de Magallanes a diferentes bandas. La exposición en rayos-X denota una prominente emisión extendida principalmente de gas interestelar muy caliente, así como de radiación proveniente de fuentes puntuales (que podrían ser remanentes de supernovas o binarias de rayos-X). La exposición en luz ultravioleta nos trae la distribución inhomogénea y extendida de alta formación estelar reciente, su apariencia difusa se debe a la dispersión por polvo (la caja amarilla señala la posición de la Nebulosa de la Tarántula). La imagen visible a color, es una combinación de los filtros BVR, en la que el filtro R (expresado en tonos rojos) resalta las regiones de H ionizado (HII) por estrellas gigantes azules jóvenes. Entre las regiones HII resalta la región de formación estelar 30 Doradus (también llamada Nebulosa de la Tarántula o NGC 2070) por encima del extremo izquierdo de la barra. 30 Doradus es considerado un super cúmulo estelar, i.e., un cúmulo con formación estelar masiva que alberga asociaciones de cientos de estrellas gigantes azules envueltas por una región HII.⁵ La imagen en infrarrojo cercano exhibe a la distribución uniforme

⁵Este tipo de cúmulos son considerados como los análogos de los cúmulos globulares en sus épocas de

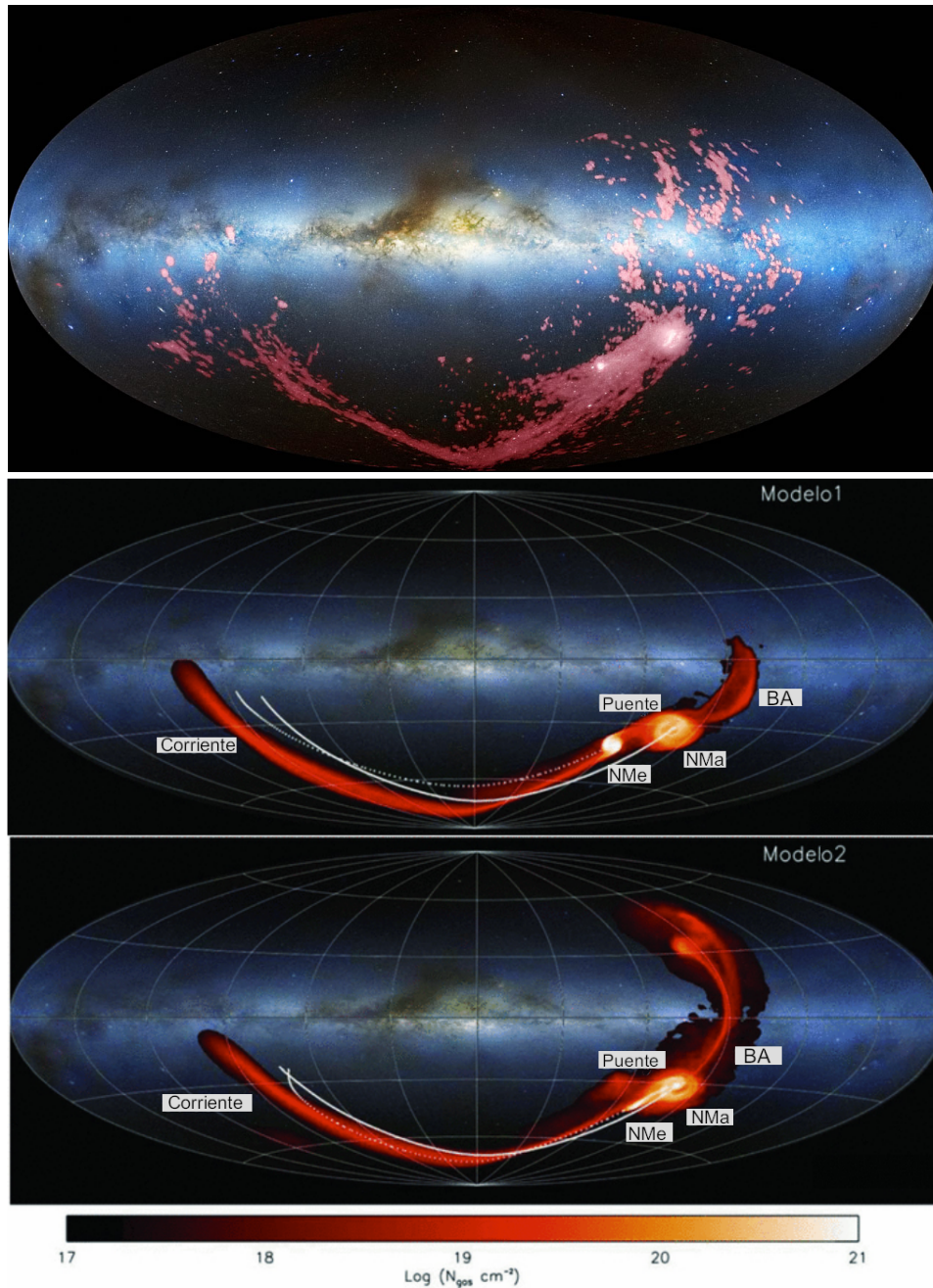


Figura 9: Arriba) Imagen en Radio de la Corriente de Magallanes, el Puente de Magallanes y el Brazo Adelantado, en proyección con la Vía Láctea en el visible. Abajo) Proyección del gas de las Nubes de Magallanes a partir de dos simulaciones hidrodinámicas que reproducen las observaciones de la Corriente, el Puente, y el Brazo Adelantado (BA) de las Nubes de Magallanes. En el panel de arriba (Modelo 1) la Nube Menor de Magallanes (NMe) ha realizado dos pasos al rededor de la Nube Mayor de Magallanes (NMa), en el panel de abajo (Modelo 2) la Nube Menor de Magallanes completó tres pasos. La trayectoria de la Nube Menor de Magallanes está señalada con la línea de puntos. La trayectoria de la Nube Mayor de Magallanes está señalada con la línea continua. Crédito de la simulación [D'Onghia & Fox \(2016\)](#). Crédito de las imágenes: [D'Onghia & Fox \(2016\)](#); [Mellinger \(2009\)](#); [Nidever et al. \(2010\)](#).

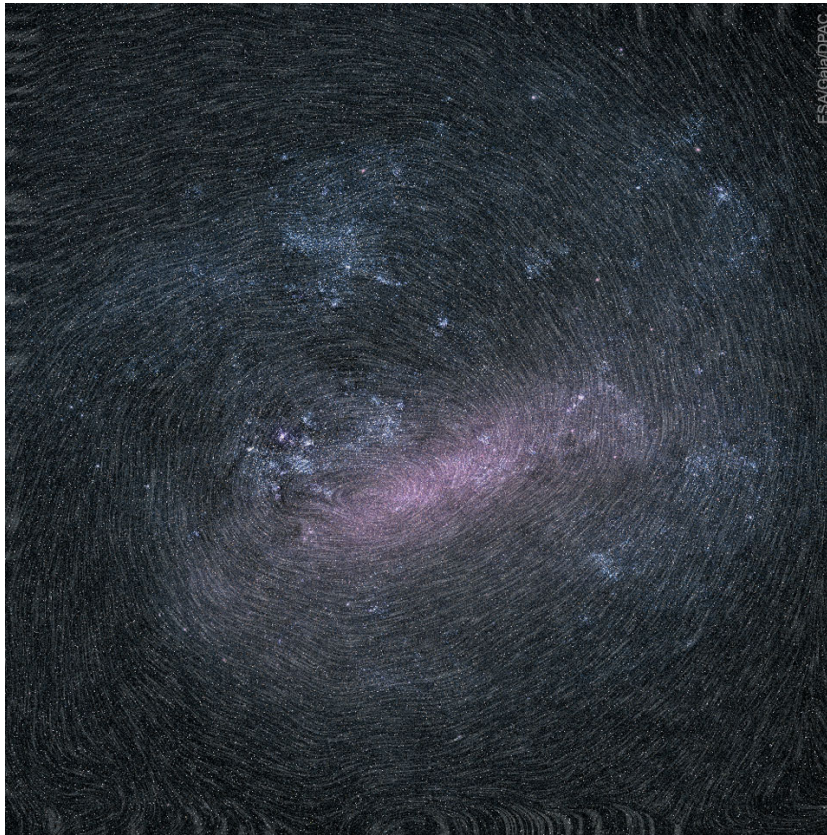


Figura 10: Rotación de Nube Mayor de Magallanes, utilizando los vectores de sus movimientos propios de millones de sus estrellas medidos por el satélite Gaia. El centro de la rotación se encuentra cerca del extremo izquierdo de la barra de la galaxia. La rotación de las estrellas tiene el sentido de las manecillas del reloj. Fuente de la imagen: <https://apod.nasa.gov>. Crédito: ESA, Gaia, DPAC.

de estrellas rojas y viejas. Las imágenes en infrarrojo mediano y lejano evidencian regiones con formación estelar, ya que plasman la distribución de polvo calentado a diferentes temperaturas (aunque también las estrellas de la rama asintótica pueden contribuir a estas emisiones). La imagen de infrarrojo lejano-IRAS está compuesta de observaciones a 12, 25 y 60 micrones. La banda a 60 micrones (representada con tonos rojos) denota la emisión del polvo interestelar⁶. En el infrarrojo mediano y lejano lo que se ve es polvo de diferentes temperaturas. El polvo es calentado por la formación estelar, principalmente, aunque también hay algo de emisión por estrellas de la rama asintótica de las gigantes.

Ya desde los años 1960s se conoce que la distribución de HI de la Nube Mayor de Magallanes es bastante grumosa y con cascarones gigantes en expansión (McGee & Milton, 1964, 1966; Westerlund & Mathewson, 1966). La naturaleza de estos cascarones suele asociarse a explosiones de supernova y vientos estelares, pero se ha propuesto que otros mecanismos (inestabilidades

formación hace ~ 12 giga años (Ochsendorf *et al.*, 2017).

⁶ Los filamentos en forma de jets que se desprenden de la región 30 Doradus son un artefacto de las observaciones y el procesamientos de datos.

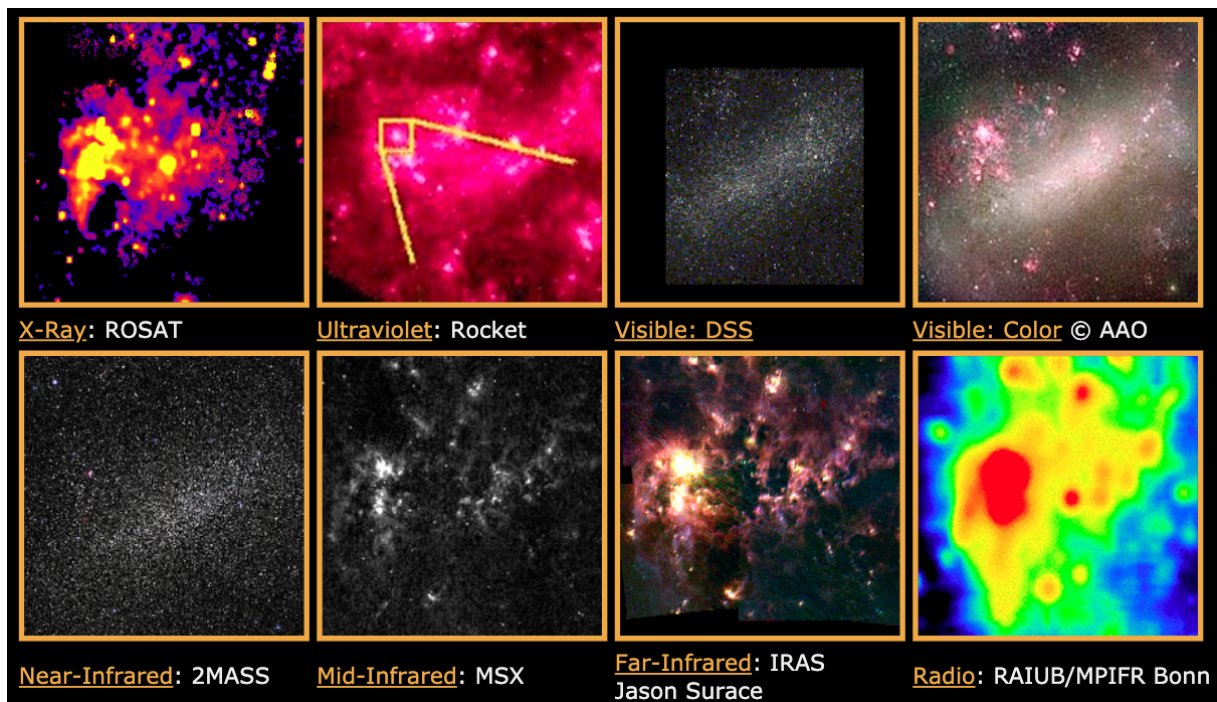


Figura 11: Nube Mayor de Magallanes en múltiples longitudes de onda por diferentes instrumentos. El campo de todas las imágenes es de $4.5^\circ \times 4.5^\circ$. Crédito de la imagen: <http://coolcosmos.ipac.caltech.edu>, (para más especificaciones de estas observaciones ver el Apéndice B).

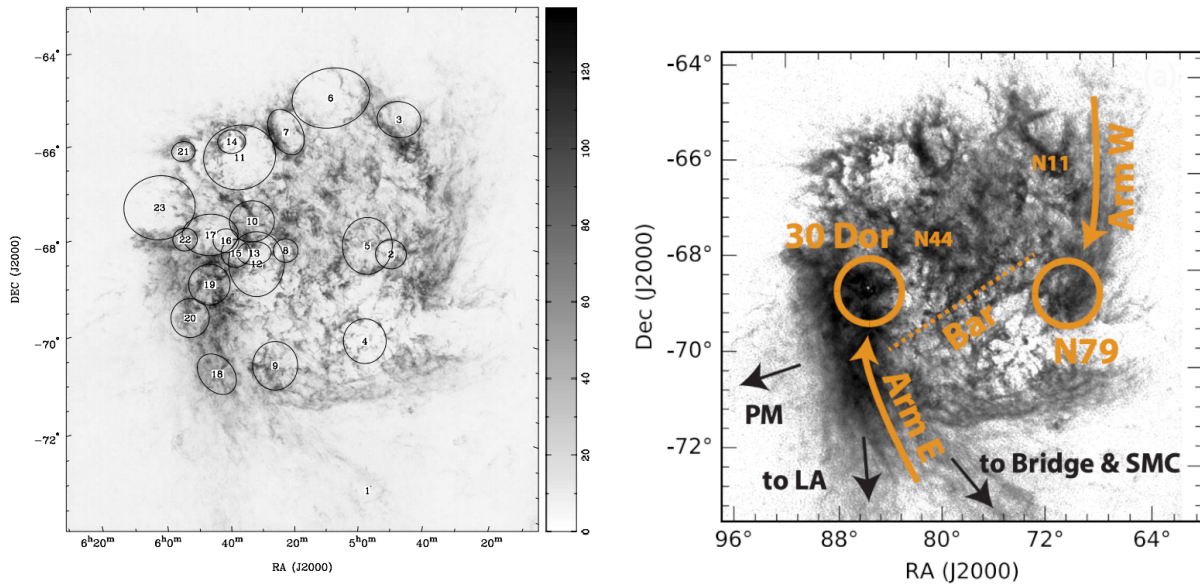


Figura 12: Izquierda, brillo integral de HI en la Nube Mayor de Magallanes. Se muestran superpuestas las posiciones de los cascarones gigantes de HI detectados, buena parte de ellos concordando con los picos de brillo en HI. Crédito de la imagen [Kim et al. \(2003\)](#). Derecha, Nube Mayor de Magallanes en HI en la que se señala el brazo Este (Arm E) el brazo Oeste (Arm W) la barra (Bar) y diferentes zonas de formación estelar prominente (30 Doradus, N44, N11 y N79). Los super cúmulos estelares 30 Doradus y N79 se sitúan en las coyunturas barra-brazos, exhibiendo una simetría central entre sí. Con flechas negras se indican las direcciones hacia el Puente y la Nube Menor de Magallanes (to Bridge & SMC), el Brazo Adelantado (LA), y la dirección del movimiento propio de la galaxia (PM). Las flechas anaranjadas muestran la dirección de la rotación de la galaxia. Crédito de la imagen: [Ochsendorf et al. \(2017\)](#).

del HI, colisiones de nubes a gran velocidad o brotes de rayos gamma) podrían contribuir a su formación ([Kim et al., 2003](#)). La Figura 12 presenta la distribución de HI en la Nube Mayor de Magallanes. Realizando un estudio de la estructura del medio interestelar de la Nube Mayor de Magallanes apartir de su HI (con resoluciones de 15 pc en posición, y 1.65 km/s en velocidad), [Kim et al. \(2003\)](#) reportan la distribución global y tamaños de los cascarones gigantes de HI en expansión. Los grupos y cascarones gigantes con mayor concentración de HI se encuentran en la zona de 30 Doradus (RA05h 38m, Dec $-69^{\circ}06'$). 30 Doradus se sitúa justo en la coyuntura entre el brazo Este y la Barra. Más recientemente ([Ochsendorf et al., 2017](#)), se ha descubierto un super cúmulo estelar, N79, embebido entre el HII y semejante a 30 Doradus, localizado entre el brazo Oeste y la Barra. En la Figura 12 mostramos la posición de 30 Doradus y N79, las cuales exhiben una noble simetría central. La prominente formación estelar en estas coyunturas puede deberse a los fuertes procesos dinámicos producidos por las interacciones brazos-barras.

La Nube Menor de Magallanes está clasificada como una galaxia irregular enana con forma elongada ([D'Onghia & Fox, 2016](#)). En la Figura 14 se muestra la Nube Menor de Magallanes con exposiciones a distintas bandas. La distribución de estrellas jóvenes en la Nube Menor de Magallanes es diferente a la distribución de estrellas viejas. Al igual que en la Nube Mayor

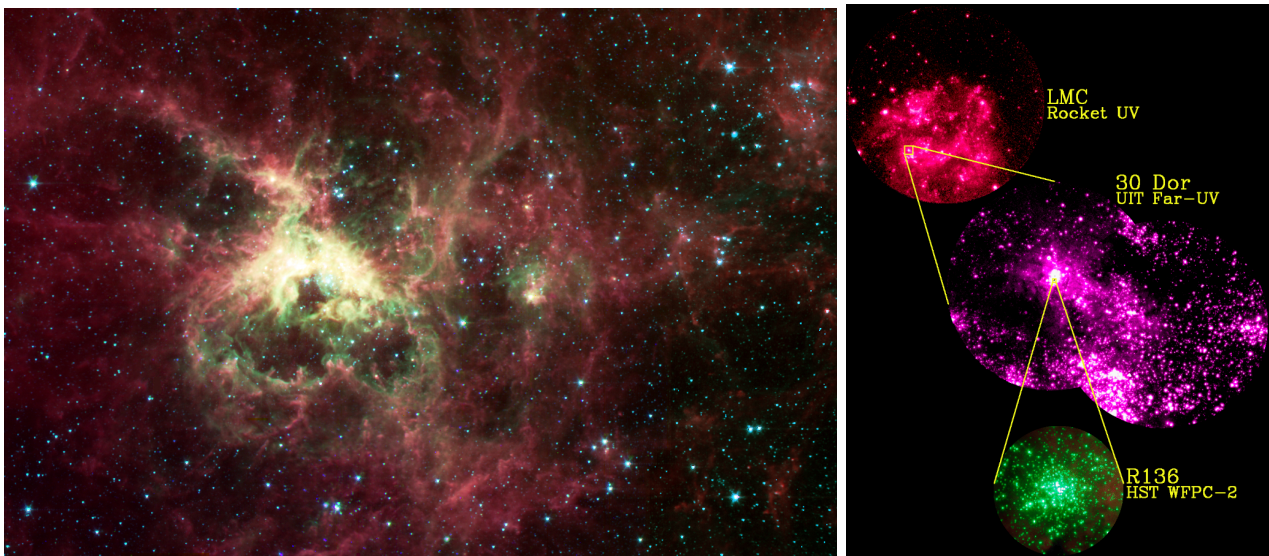


Figura 13: La Tarántula en 30 Doradus, una nebulosa de emisión con fuerte formación estelar en la Nube Mayor de Magallanes. *Izquierda*: Observación en el infrarrojo mediano con el Telescopio Espacial Spitzer. Se pueden observar los huecos de material interestelar producidos por los fuertes vientos de las estrellas azules masivas. Las estructuras a las orillas de estos huecos conocidos como super cascarones están compuestos de gas denso y polvo. *Derecha*: Diferentes campos de la Nebulosa de la Tarántula en luz UV con diferentes instrumentos. La zona más brillante en el centro de la Tarántula contiene el cúmulo compacto de estrellas R136, con estrellas jóvenes azules y super masivas (la más masiva con $\sim 100M_{\odot}$). Crédito de las imágenes: Spitzer Space Telescope, NASA & <http://coolcosmos.ipac.caltech.edu> (para más especificaciones de estas observaciones en el Apéndice B).

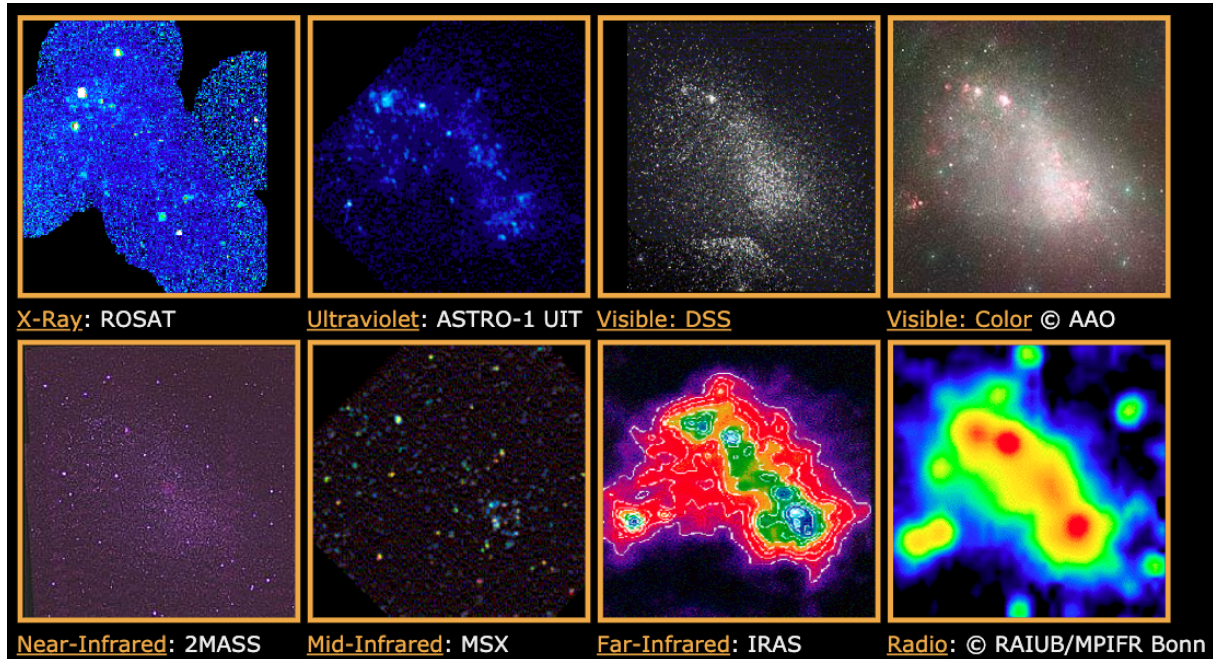


Figura 14: Nube Menor de Magallanes en múltiples longitudes de onda por diferentes instrumentos. El campo de todas las imágenes es de $3^\circ \times 3^\circ$. Crédito de la imagen: . <http://coolcosmos.ipac.caltech.edu> (más especificaciones de estas observaciones en el Apéndice B).

de Magallanes, la distribución de estrellas viejas ($>$ giga años) sigue una morfología uniforme, mientras que las estrellas jóvenes ($<$ 200 mega años) siguen la morfología irregular del HI (Cioni, 2009; Harris & Zaritsky, 2006; Zaritsky *et al.*, 2000). Es posible notar esto comparando la Figura 14 en el infrarrojo cercano con el ultravioleta. Podemos notar que las poblaciones viejas de la Nube Menor de Magallanes se muestran regularmente distribuidas en toda la galaxia (como ocurre en las galaxias esferoidales enanas), pero la distribución de estrellas jóvenes es bastante asimétrica e irregular y se concentra mayoritariamente en una franja central de la galaxia. Las edades de las estrellas jóvenes son consistentes con un posible impacto cercano entre ambas Nubes de Magallanes, que detonaría brotes estelares hace ~ 0.3 giga años (Maragoudaki *et al.*, 2001). Su morfología es complicada, con una distribución de HI irregular y asimétrica (Figura 15). Al igual que en la Nube Mayor de Magallanes, la distribución de HI de la Nube Menor de Magallanes consta de numerosos arcos, filamentos y cascarones en expansión, que perturban con turbulencia la dinámica global del gas (Stanimirovic *et al.*, 1999).

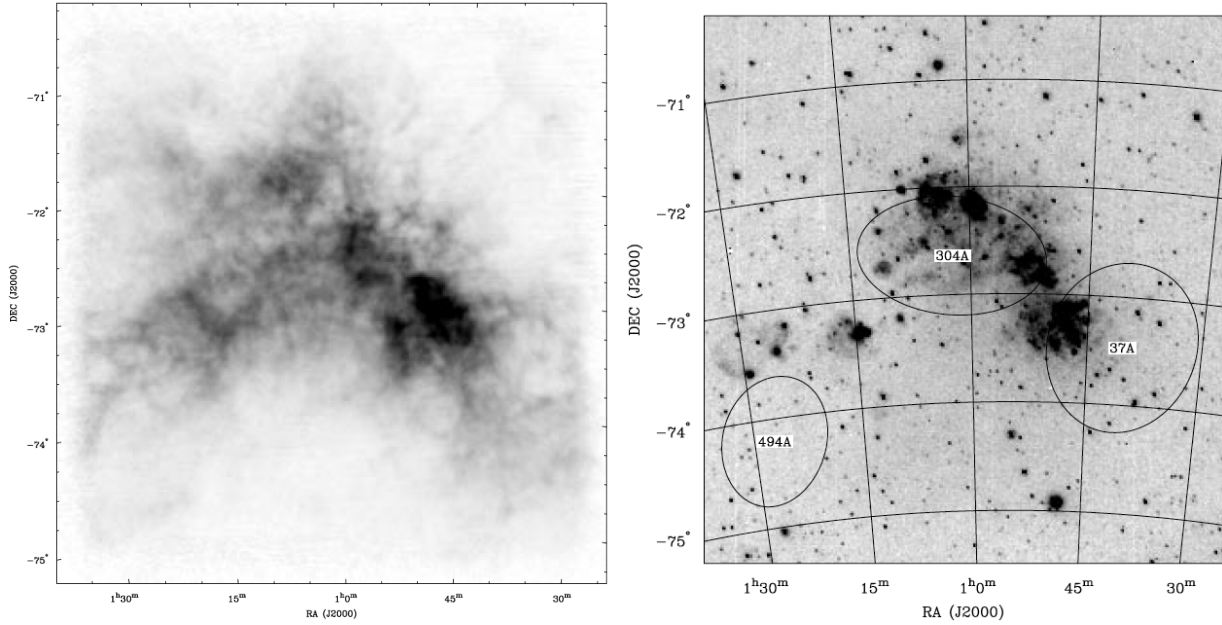


Figura 15: *Izquierda:* Densidad columnar de HI en la Nube Menor de Magallanes. EL pico de la densidad columnar se encuentra en RA 00h47m33s, Dec $-73^{\circ},05'26''$. *Derecha:* Posición y forma de los super cascarones de HI en la Nube Menor de Magallanes superpuestos en una imagen de H α . Crédito de la imagen: [Stanimirovic et al. \(1999\)](#)

5. Inferencia Bayesiana

En este capítulo se plantea el mecanismo de inferencia Bayesiana que se seguirá a lo largo de la tesis para la estimación de los parámetros físicos de las poblaciones estelares. El desarrollo en detalle se muestra en el Capítulo 6, junto con pruebas al código y aplicaciones a poblaciones en cúmulos estelares y galaxias enanas ultra débiles.

5.1. Verosimilitud

El propósito general de la inferencia Bayesiana consiste en probar distintas hipótesis asociándoles una medida de probabilidad p , para explicar un resultado observado. A esta medida se le conoce como verosimilitud (*likelihood* en inglés), \mathcal{L} , y cumple con los principios básicos de la probabilidad:

1.

$$0 \leq p(x) \leq 1. \quad (4)$$

2.

$$\int_{-\infty}^{+\infty} p(x) dx = 1. \quad (5)$$

3. Para dos hipótesis: x_0 y x_1 , la probabilidad de que una de ellas ocurra será:

$$p(x_0 \cup x_1) = p(x_0) + p(x_1) - p(x_0 \cap x_1), \quad (6)$$

donde $p(x_0 \cap x_1)$ es la probabilidad conjunta (i.e., la probabilidad de que ambas hipótesis ocurran). Si x_0 y x_1 son disjuntos (i.e., mutuamente excluyentes), entonces, $p(x_0 \cap x_1) = 0$.

4. Si $p(x_0 \cap x_1) \neq 0$,

$$p(x_0 \cap x_1) = p(x_0)p(x_1|x_0), \quad (7)$$

donde $p(x_1|x_0)$ es la probabilidad condicional de x_1 cuando se ha dado x_0 . Si $p(x_0)$ y $p(x_1)$ son independientes (no confundir con disjuntos), $p(x_1|x_0) = p(x_1)$.

La Eq.7 implica que $p(x_0 \cap x_1) = p(x_0)p(x_1|x_0) = p(x_1)p(x_0|x_1)$, lo que deriva en el Teorema de Bayes:

Sea $\{h_1, h_2, \dots, h_i\}$ un conjunto de hipótesis mutuamente excluyentes y exhaustivas tales que la probabilidad de cada una de ellas es distinta de cero. Sea o un suceso observado del cual se conoce su probabilidad total $p(o)$ y sus probabilidades con respecto a cada hipótesis $p(o|h_i)$. Entonces, la probabilidad posteriori $p(h_i|o)$, está dada por:

$$p(h_i|o) = \frac{p(o|h_i)p(h_i)}{p(o)}, \quad (8)$$

donde $p(h_i)$ son las probabilidades a priori (Bayes, 1763).

La inferencia Bayesiana resulta apropiada en el ejercicio de la astronomía para evaluar las hipótesis definidas por diferentes condiciones y mecanismos físicos que encajan con una observación dada. La hipótesis más probable se conoce como el *estimado*, h_{est} , y será aquella que maximice el valor de $p(h_i|o)$, i.e.:

$$\left. \frac{dp(h_i|o)}{d(h_i|o)} \right|_{h_i=h_{\text{est}}} = 0 \quad (9)$$

El problema es que muchas veces no conocemos la probabilidad de estas hipótesis (los prioris) y mucho menos conocemos la probabilidad total de la observación. Además, las hipótesis podrían involucrar un número muy grande de posibles condiciones y mecanismos para definir las, haciendo imposible crear un conjunto enteramente exhaustivo. Debido a estos inconvenientes, uno se restringe a evaluar las probabilidades relativas de un conjunto de hipótesis por lo general limitado. Es costumbre medir estas probabilidades relativas en relación con h_{est} , de la siguiente manera:

$$\frac{p(h_i|o)}{p(h_{\text{est}}|o)} = \frac{p(o|h_i)p(h_i)}{p(o)} \frac{p(o)}{p(o|h_{\text{est}})p(h_{\text{est}})} \quad (10)$$

$$= \frac{p(o|h_i)p(h_i)}{p(o|h_{\text{est}})p(h_{\text{est}})} \quad (11)$$

En el caso de que no conozcamos la función de prioris $p(h_i)$, suponemos que todas las hipótesis tienen la misma probabilidad, y le llamamos a esta razón la verosimilitud (*likelihood*) de la hipótesis i , $\mathcal{L}(h_i|o)$:

$$\mathcal{L}(h_i|o) = \frac{p(o|h_i)}{p(o|h_{\text{est}})}. \quad (12)$$

Esta suposición de prioris involucra la cuestión más incómoda en la estadística Bayesiana (Verde, 2010) como veremos a continuación.

5.2. Planteamiento de Prioris

Al conformar el conjunto de hipótesis uno se enfrenta a un gran inconveniente del enfoque Bayesiano: la definición del priori de hipótesis puede ser algo arbitrario, y diferentes prioris pueden conducir a distintos posterioris (Verde, 2010). Consideremos por ejemplo un conjunto de hipótesis definido con el parámetro de edad de una población estelar observada, ϕ_t , en el dominio de $0 < \phi_t < 13.8$ giga años. El método Bayesiano permite que un autor defina el espacio de hipótesis con segmentos de edad lineal $d\phi_t$ igualmente probables; mientras que a otro autor le permitirá plantear su espacio de hipótesis con segmentos del logaritmo de la edad $d\log(\phi_t)$ igualmente probables (también). Estos distintos planteamientos derivan en dos posterioris diferentes al evaluar las probabilidades integradas en rangos de edades iguales, i.e.:

$$\int_{\phi_t=a}^{\phi_t=b} \mathcal{L}(\phi_t) d\phi_t \neq \int_{\phi_t=a}^{\phi_t=b} \mathcal{L}(\phi_t) d\log(\phi_t). \quad (13)$$

El único resultado en el que ambos casos deben coincidir es cuando se integre en la totalidad del espacio de parámetros, debido a que la probabilidad total debe conservarse por principio. El efecto de obtener diferentes posterioris usando diferentes prioris puede notarse geoméricamente en la Figura 16.

A partir de una distribución de \mathcal{L} uno desea extraer valores característicos de un parámetro (como la media o la desviación estandar), pero uno tiene que ser cuidadoso porque diferentes prioris podrían conducir a diferentes resultados. Siguiendo el ejemplo de la Figura 16 podemos notar que en ambos enfoques los máximos de la \mathcal{L} coinciden con el mismo valor del estimado $\phi_{t,\text{est}}$. De hecho, los valores funcionales de \mathcal{L} se conservan para cada valor de ϕ_t , independientemente del diferencial ($d\phi_t$ o $d\log t$) que uno escoja. Esto permite que las caracterizaciones coincidan para ambos planteamientos de prioris si se extrae el estimado ϕ_t^{max} (700 mega años en la Figura 16) y los valores de ϕ_t a la mitad de la distribución ($t = 35$ y $t = 1050$ mega años en la Figura 16). En este trabajo usamos este criterio para caracterizar los parámetros evaluados, reportando el estimado y asociando los intervalos de confianza ($a \approx 1\sigma$) con los anchos a potencia media del máximo (FWHM) de la distribución, i.e.:

$$\phi_{\text{found}} = \phi_{\text{est}} \frac{+\text{right FWHM}}{-\text{left FWHM}}. \quad (14)$$

Esta forma de definir los intervalos de confianza de la estimación es conocida como *Pure Likelihood Inference*, pero no es la única forma de hacerlo (Pawitan, 2013).

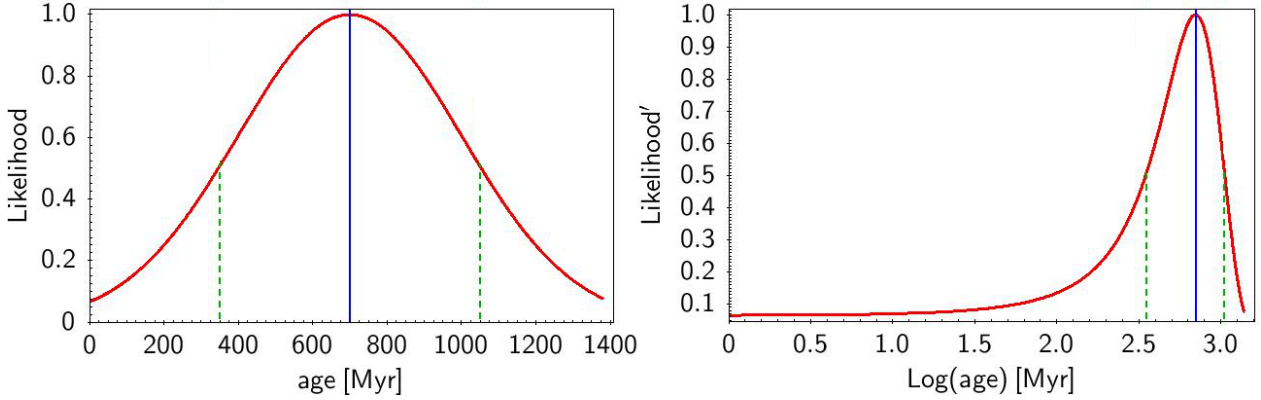


Figura 16: *Izquierda:* Distribución de \mathcal{L} en función de ϕ_t . *Derecha:* Distribución de \mathcal{L} en función de $\log(\phi_t)$. Las líneas azules señalan al \mathcal{L}^{\max} en $\phi_{t,\text{est}} = 700$ mega años (valor igual en ambas distribuciones). Las líneas punteadas verdes señalan los puntos a la mitad del máximo, $\phi_t = 35$ y $\phi_t = 1050$ mega años (valores iguales en ambas distribuciones). Evaluar el área bajo la curva en los mismos intervalos de tiempo conducirá a diferentes resultados según se defina el diferencial de la edad. En el caso lineal, $d\phi_t$, la integración de \mathcal{L} a la izquierda del estimado ($\phi_{t,\text{est}} = 700$ mega años) resultaría en un valor igual al de la integración hacia la derecha del estimado; pero en el caso logarítmico, $\log(\phi_t)$, la probabilidad integrada a la izquierda del estimado sería ~ 3 veces mayor que la integración a la derecha del estimado.

5.3. Marginalización

Las hipótesis pueden estar definidas por un conjunto de uno o más parámetros asociados a magnitudes físicas, como si se tratara de vectores (i.e., $h_i = \{\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_q\}$). Al evaluar una distribución de \mathcal{L} con hipótesis definidas por múltiples parámetros (i.e., $\mathcal{L}(h_i) = \mathcal{L}(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_q)$) podemos hasta cierto grado estimar la \mathcal{L} de los parámetros individuales que explican una observación. El tratamiento consiste en colapsar la distribución multidimensional $\mathcal{L}(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_q)$ sobre el eje de un parámetro aislado de interés, $\mathcal{L}(\phi_q)$. No existe una forma única de hacer esto (Basu, 1977; Pawitan, 2013), pero en inferencia Bayesiana es costumbre recurrir a la marginalización (Verde, 2010):

$$\mathcal{L}^{\text{marg}}(\phi_q) = \int \mathcal{L}(\phi_q, \nu) d\nu, \quad (15)$$

donde, ϕ_q es el parámetro de interés, y ν es el conjunto de todos los otros parámetros de la hipótesis, conocidos como parámetros *nuisance*.⁷

Al seleccionar las hipótesis a partir de un conjunto de parámetros es deseable que estos sean independientes entre sí. Por ejemplo, en un contexto cosmológico no tendría sentido definir una hipótesis usando un parámetro de edad y uno de corrimiento al rojo. Aun así, la independencia total entre parámetros es difícil de conseguir y correlaciones suelen darse entre los parámetros que definen una hipótesis. Por ejemplo, la metalicidad de una población estelar

⁷Desde luego, es posible marginalizar una distribución de múltiples parámetros en dos (o más) parámetros de interés, pero por simplicidad solo hablamos del caso uni-paramétrico.

puede estar correlacionada (inversamente) con su edad (dado que la metalicidad del universo aumenta monótonicamente con el tiempo). En el caso de que estas correlaciones no se conozcan o sean pequeñas es posible suponer que los parámetros son independientes y obtener una solución a primer orden, pero sus efectos se manifestarán en la distribución final de \mathcal{L} . Por otro lado, hay que tener presentes las degeneraciones entre parámetros, que ocurren cuando ciertos valores de parámetros independientes generan la misma observación (Capítulo 2). Estas degeneraciones se manifestarán en la distribución de \mathcal{L} multiparamétrica haciendo difícil dilucidar las distribuciones $\mathcal{L}(\phi)$ para cada parámetro por separado. Solo en casos muy especiales, en los que los parámetros sean independientes y estén libres de degeneraciones se puede llegar a una distribución de \mathcal{L} (muy ideal), tal que:

$$\mathcal{L}(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_q) = \mathcal{L}^{\text{marg}}(\phi_1) \times \mathcal{L}^{\text{marg}}(\phi_2) \times \dots \times \mathcal{L}^{\text{marg}}(\phi_q). \quad (16)$$

Existen otros planteamientos para colapsar las distribuciones de \mathcal{L} multidimensionales en las distribuciones de sus parámetros separados, $\mathcal{L}(\phi_q)$. Dos de estos son el método de *profile likelihood* y el de *estimated likelihood distribution* (Gong & Samaniego, 1981; Pawitan, 2013). Estos dos métodos tienen la virtud de hacer coincidir los estimados de las distribuciones de \mathcal{L} colapsadas en sus parámetros aislados ($\phi_{1,\text{est}}, \phi_{2,\text{est}}, \dots, \phi_{q,\text{est}}$), con los valores de los parámetros que maximizan la distribución de \mathcal{L} multiparamétrica ($\{\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_q\}_{\text{est}}$). El procedimiento de marginalización no suele conducir a tal coincidencia (ver Figura 17), a menos que sea el caso raro de que la distribución de \mathcal{L} multivariable tenga forma muy simétrica o de Gaussiana (Verde, 2010). Entonces, la marginalización deriva generalmente en la pérdida del conjunto de parámetros que maximizan \mathcal{L} , en caso de que solo se reporten las $\mathcal{L}^{\text{marg}}$. La marginalización es el método que usamos en el presente trabajo para estimar la \mathcal{L} de los parámetros individuales, reportando su estimados con la ecuación Eq. 14. En un trabajo en curso (capítulo 10) presentamos un estudio alternativo siguiendo el planteamiento de la *estimated likelihood distributions*, $\mathcal{L}^{\text{cond}}$ (Pawitan, 2013). Estas distribuciones conservan los valores de \mathcal{L}^{max} , ya que está definida como la función de distribución de probabilidad del parámetro de interés ϕ_q , cuando los otros parámetros están condicionados a tomar los valores ν , que maximizan la distribución multiparamétrica de \mathcal{L} , i.e.:

$$\mathcal{L}^{\text{cond}}(\phi_q) = \mathcal{L}(\phi_q, \nu_1 = \nu_{1,\text{est}}, \nu_2 = \nu_{2,\text{est}}, \dots, \nu_q = \nu_{q,\text{est}}). \quad (17)$$

5.4. Construcción de hipótesis

La totalidad de hipótesis que uno establece está construido con un conjunto de parámetros que definen a las hipótesis. Uno puede crear un universo más sofisticado de hipótesis al agregar más parámetros para definirlos. Por ejemplo, en el ajuste Bayesiano de diagramas color-magnitud observados, las hipótesis se vuelven más sofisticadas conforme se agregan más brotes estelares (isocronas) a las hipótesis (Eq. 12 en Capítulo 6). Un conjunto de hipótesis más sofisticadas derivará en encontrar una hipótesis con mayor valor de \mathcal{L}^{max} que la “mejor” hipótesis del conjunto de hipótesis más simples. Conforme se agreguen más a las hipótesis el valor de \mathcal{L}^{max} crecerá, sobrepasando un punto en el que se estarán ajustando variaciones estocásticas de los datos (y pensando en un extremo, se podría llegar al caso absurdo de ajustar una isocrona

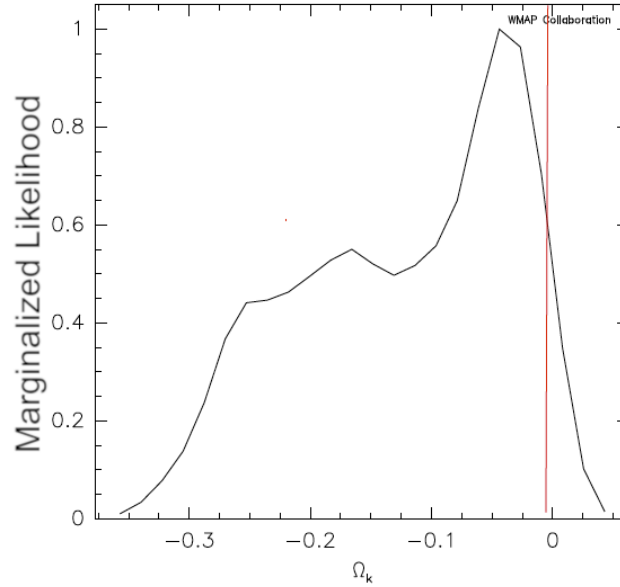


Figura 17: Marginalización de \mathcal{L} sobre un parámetro cosmológico de interés Ω_k a partir de la distribución multiparamétrica de \mathcal{L} . El máximo de la distribución $\mathcal{L}^{\text{marg}}$, no coincide con el máximo de la \mathcal{L} multiparamétrica señalada con la línea vertical roja. Crédito de la imagen Verde (2010). y referencias ahí.

a cada estrella). Sería muy útil que los datos por si solos fueran capaces de determinar cuantos brotes estelares son los más correctos y no llegar a una sobre-estimación. Ha habido esfuerzos en esa dirección (aun sin consenso) construyendo criterios que penalizan la complejidad del modelo basándose en el principio de la Navaja de Occam: en similitud de buenas explicaciones la mejor es las más simple (Verde, 2010; Walmswell *et al.*, 2013). Entre estos criterios se encuentra la *prueba de razones de verosimilitud* (O'Hagan, 1994), el *Criterio de Información de Akaike* (Akaike, 1974), el *Criterio de Información de Bayes* (Schwarz, 1978) o el *Criterio de Regularization* (Jørgensen & Lindegren, 2005). En esta tesis, solo tratamos el ajuste de uno o dos brotes y diseñamos el conjunto de hipótesis con una o dos isocronas teóricas basándonos en inspección visual del diagrama color-magnitud observado.

6. Estimación de Parámetros en Sistemas de Pocas Estrellas

En este capítulo, presentamos un resumen de nuestro trabajo en “Parameter Estimation for Scarce Stellar Populations”, [Ramírez-Siordia *et al.* \(2019\)](#), seguido por la transcripción de este artículo. Este capítulo constituye la parte nuclear del trabajo de esta tesis.

Un diagrama color-magnitud contiene información valiosa sobre una población estelar (Capítulo 2). La forma de una isocrona en el diagrama color-magnitud está definida por la edad t , y la metalicidad Z , mientras que el enrojecimiento $E(\lambda_1 - \lambda_2)$, y el módulo de distancia $(m - M)$, determinan su posición en el eje x y y , respectivamente. La motivación de este trabajo se centra en la recuperación de las historias de formación estelar de sistemas estelares con pocas estrellas ($\geq \sim 100$) ajustando sus diagramas color-magnitud observados a poblaciones teóricas. Muchas veces estos ajustes entre diagramas color-magnitud observados y teóricos se hacen usando rejillas de *bins*, comparando el número de estrellas de *bin* en *bin*. Este método hace necesario definir la forma y el tamaño de la rejilla de *bins* en función con las propiedades de cada población estelar observada, un paso que involucra arbitrariedad y subjetividad.⁸ Además este procedimiento hace necesario dispersar los diagramas color-magnitud teóricos usando modelos de error fotométricos hechos *a la medida* de cada población observada. En este trabajo presentamos un método que carece de la necesidad del *binning* y que no requiere la dispersión por errores de los diagramas color-magnitud teóricos, lo que resulta en un ahorro de recursos de cómputo y tiempo. Esta eficiencia le permite al código manejar un espectro masivo de hipótesis, y utilizando principios de estadística Bayesiana, el código estima simultáneamente t , Z , $(m - M)$, y $E(\lambda_1 - \lambda_2)$, para brotes estelares simples. En caso de brotes dobles, permite estimar además las edades de cada brote (t_1, t_2) y su proporciones, w . El código es adaptable para usarse de forma automatizada en catálogos masivos de diagramas color-magnitud observados, como lo hacemos en [Bitsakis *et al.* \(2017\)](#) y [Bitsakis *et al.* \(2018b\)](#), presentados en los capítulos 7 y 8.

La densidad de estrellas en las isocronas está relacionada con la función de masa inicial (IMF) de la población y el tiempo de permanencia de las estrellas en sus distintas fases de evolución. La probabilidad de encontrar una estrella en cierto punto del diagrama color-magnitud está asociada con esta densidad. Esto nos permite representar las isocronas en el diagrama color-magnitud como funciones de distribución de probabilidad (ver Figura 1b en [Ramírez-Siordia *et al.* \(2019\)](#)). Estas funciones de distribución de probabilidad nos permiten calcular la verosimilitud, \mathcal{L} , de que una hipótesis teórica haya dado origen a una observación (Capítulo 5). Este enfoque ya ha sido propuesto y utilizado con éxito en el contexto de inferencia de máxima \mathcal{L} por [Tolstoy & Saha \(1996\)](#), [Tolstoy \(1996\)](#), [Hernandez & Valls-Gabaud \(2008\)](#), y [Perren *et al.* \(2015\)](#), entre otros. Nuestro enfoque difiere del de ellos en el sentido de que nuestro código evalúa la distribución multiparamétrica entera de \mathcal{L} , y la descompone en las distribuciones uni-paramétricas marginalizadas, $\mathcal{L}^{\text{marg}}$, y con esta estimamos los parámetros de interés (Sección 5.3).

⁸Por ejemplo, las muestras estelares con escasas estrellas requieren que el tamaño de los bins sea lo suficientemente grande para incluir un número significativo de estrellas ($\geq \sim 10$) y hay que escoger apropiadamente la posición de los bins para que cubran apropiadamente características esenciales del diagrama color-magnitud, como la secuencia principal.

Con el fin de probar el método, generamos un conjunto de diferentes poblaciones estelares de imitación que se asemejan a poblaciones observadas al introducirles errores. Probamos el método con poblaciones de este tipo conformadas con uno y dos componentes estelares, recuperando cercanamente los valores de entrada. En este trabajo probamos el desempeño del método variando cortes de magnitud límite de observación en el diagrama color-magnitud. Para esto hacemos cortes a la muestra de estrellas a diferentes valores del eje y del diagrama color-magnitud y obtenemos las respectivas distribuciones de \mathcal{L} según la submuestra definida por el corte. Encontramos que entre más brillantes y masivas sean las estrellas del diagrama color-magnitud más información suelen aportar para el ajuste. Encontramos que utilizar la totalidad de las estrellas en el diagrama color-magnitud no suele ser la mejor estrategia para estimar algunos parámetros. Descubrimos que las estrellas de la secuencia principal más débiles que $\sim 0,5$ magnitudes por debajo del punto de giro de la secuencia principal no aportan información útil para mejorar nuestras estimaciones de los parámetros.

En las pruebas con poblaciones de imitación de doble componente, trabajamos con brotes estelares viejos (8.125 y 12.125 giga años) y con brotes jóvenes (4.05 y 6.12 mega años), haciendo variaciones a las contribuciones estelares relativas entre brotes.⁹ El código recupera valores cercanos a los parámetros de entrada, excepto para algunos casos en los que alguno de los componentes es muy débil (10% de estrellas). Encontramos que la precisión de la edad estimada de un componente estelar mejora en relación con su contribución al número total de estrellas. Aunque los estimados del peso de estrellas de cada brote (w) resultaron satisfactorias, sus distribuciones de \mathcal{L} tienden a ser muy anchas y no gaussianas, implicando bajas precisiones.

Implementamos el método para estudiar tres nuevos cúmulos detectados en las Nubes de Magallanes por [Bitsakis et al. \(2017\)](#) (Capítulo 7): uno con un solo brote estelar, obteniendo su edad; y dos cúmulos con dos brotes estelares, resultando en la datación de sus componentes estelares, y sus proporciones de estrellas, w .

El método fue implementado para el estudio de 6 galaxias enanas ultra débiles, galaxias enanas ultra débiles (Capítulo 3): BooI, CVn II, Com Ber, Her, Leo IV y UMa. Reportamos las distribuciones de $\mathcal{L}^{\text{marg}}$ para t , Z , $(m - M)$ y $E(B - V)$; presentamos los diagramas color-magnitud de estas galaxias con las isocronas de nuestros estimados, y; presentamos nuestras estimaciones en comparación con resultados independientes (Tabla 5 de [Ramírez-Siordia et al. \(2019\)](#)), encontrando consistencia con estos (y comprobando de paso un correcto funcionamiento del código). Encontramos evidencia de que las galaxias enanas ultra débiles contienen estrellas muy viejas (~ 13.7 giga años) y de muy baja metalicidad ($\log Z \sim -4$), apoyando la noción de que pueden ser las primeras poblaciones de segunda generación en formarse en épocas primitivas del universo. Para el caso de CVn II, existe polémica en sus estimaciones de edad, con una edad de ~ 13.6 giga años ([Brown et al., 2014](#)), y una edad de ~ 10 giga años ([Weisz et al., 2014](#)). Nuestros resultados respaldan el valor de [Brown et al. \(2014\)](#) con un estimado de ~ 13.75 giga años.

En el análisis de las galaxias enanas ultra débiles, probamos el ajuste de sus diagrama color-magnitud con hipótesis de población estelar doble. Encontramos evidencia de brote doble solo para el caso de UMa I, que sugiere la posibilidad de dos ramas de estrellas subgigantes (que se pueden notar a vista en la Figura 11a de [Ramírez-Siordia et al. \(2019\)](#)). Bajo esta posibilidad,

⁹Estas edades fueron escogidas de forma arbitraria.

ambos brotes presentarían una edad con separación de ~ 4.5 giga años, con el $\sim 25\%$ de estrellas perteneciendo al brote más joven. El resultado es consistente (a escalas de tiempo dentro de los intervalos de confianza) con el de [Brown *et al.* \(2014\)](#), quien ajustó la población a dos brotes de 11.6 y 14.1 giga años, quien reporta 50% de estrellas en cada brote. Ambos resultados son consistentes con los obtenidos por [Webster *et al.* \(2015\)](#), quien obtiene un segundo brote con separación de 2.5 giga años al estudiar sus distribuciones de metalicidad.

Parameter estimation for scarce stellar populations

V. H. Ramírez-Siordia,[★] G. Bruzual,[★] B. Cervantes Sodi[★] and T. Bitsakis

Instituto de Radioastronomía y Astrofísica, Universidad Nacional Autónoma de México, Morelia, Michoacán 58089, México

Accepted 2019 April 18. Received 2019 April 18; in original form 2018 April 15

ABSTRACT

We present a Bayesian method to determine *simultaneously* the age, metallicity, distance modulus, and interstellar reddening by dust of any resolved stellar population, by comparing the observed and synthetic colour magnitude diagrams on a star by star basis, with no need to bin the data into a carefully selected magnitude grid. We test the method with mock stellar populations, and show that it works correctly even for scarce stellar populations with only one or two hundred stars above the main sequence turn-off. If the population is the result of two star formation bursts, we can infer the contribution of each event to the total stellar population. The code works automatically and has already been used to study massive amounts of Magellanic clouds photometric data. In this paper, we analyse in detail three Large Magellanic Cloud star clusters and six ultra faint dwarf galaxies. For these galaxies, we recover physical parameters in agreement with those quoted in the literature, age ~ 13.7 Gyr and a very low metallicity $\log Z \sim -4$. Searching for multiple populations in these galaxies, we find, at a very low significance level, signs of a double stellar population for Ursa Major I: a dominant old population and a younger one which contributes ~ 25 per cent of the stars, in agreement with independent results from other authors.

Key words: methods: statistical – galaxies: fundamental parameters – galaxies: photometry – galaxies: star clusters – galaxies: star formation – galaxies: stellar content.

1 INTRODUCTION

The star formation history (SFH) of resolved stellar populations, like star clusters or dwarf galaxies, is usually derived from their colour–magnitude diagram (CMD). The number of stars in characteristic phases of stellar evolution in the CMD carry information on the age, the metallicity, and the strength of the star formation burst. For example, the position of the Main Sequence Turn Off (MSTO) is sensitive to age, the presence of bright and blue main sequence (MS) stars is indicative of a young starburst, and Horizontal Branch (HB) and RR-Lyrae stars are characteristic of low-metallicity old stellar populations. By fitting synthetic or mock CMDs computed for a wide range of physical parameters to an observed CMD, we can estimate the best age (t), metallicity (Z), distance modulus ($m - M$), colour excess $E(\lambda_1 - \lambda_2)$, and stellar mass that describe a given stellar population, according to a particular set of stellar evolution models, within the observational errors. Several methods have been developed to find the best match between observed CMDs and theoretical isochrones, ranging from the simple fit by eye, to

more refined statistical techniques. Fits by eye are subjective, do not provide confidence intervals for the estimated parameters, and become extremely laborious when the task implies numerous stellar systems.¹

Fits can also be performed on the number of observed and expected stars inside conveniently chosen colour and magnitude bins in the CMD. The observed and theoretical CMDs, which must include modelling of the photometric errors, are binned in identical fashion and the number of stars in corresponding bins are compared. Minimizing χ^2 is not the most convenient parameter estimator for poorly populated CMDs, since to obtain meaningful results, the number of stars in each bin must be statistically significant ($N \geq 10$), a task feasible in richly populated CMDs. Binning methods that overcome this limitation have been proposed, e.g. Mighell (1999), Dolphin (2002), and Aparicio & Hidalgo (2009).

In this paper, we develop a Bayesian inference code to estimate *simultaneously*, from *unbinned* CMDs, the set of parameters t , Z , ($m - M$), $E(\lambda_1 - \lambda_2)$, and the SFH characterizing *single* or *double* stellar populations. A similar technique was used by Tolstoy (1996) and Tolstoy & Saha (1996) to determine the SFH of single stellar

[★] E-mail: manchasman@gmail.com (V-HRS); g.bruzual@irya.unam.mx (GB); b.cervantes@irya.unam.mx (BCS)

[†] CONACyT Research Fellow.

¹For a review on the derivation of SFHs from CMDs, see Gallart, Zoccali & Aparicio (2005).

populations, and by Hernandez & Valls-Gabaud (2008) and Perren, Vázquez & Piatti (2015) to determine t , Z , $(m - M)$, and $E(\lambda_1 - \lambda_2)$ for the same kind of populations. Our approach differs from theirs in the way that we build the likelihood distribution function for all the parameters under consideration, and in the use of the marginalized probability distribution functions to assess the confidence intervals for the validity of our estimates. More importantly, we show that our method can be used to estimate the parameters of double stellar populations, including the stellar contribution of each burst, and examine the behaviour of our results varying the sample size, its limiting magnitude, and the photometric errors in the CMD. Our approach can be easily extended to study multiple (>2) populations.

A first aim of this project is to estimate the parameters of a large number of young star clusters in the Magellanic Clouds in an objective and automated manner. In this paper, we study three LMC clusters in detail. In Bitsakis et al. (2017, 2018), we used our parameter inference tool to date systematically 4850 clusters in the Large Magellanic Cloud (LMC) and 1319 clusters in the Small Magellanic Cloud (SMC), respectively. These clusters range in age from 10 to a few hundred Myr and are sparsely populated, containing typically ~ 100 stars. Many of them have not been catalogued previously. In this paper, we study three LMC clusters in detail, two of them handpicked by inspecting their CMDs and selecting those showing features that denote the presence of double stellar populations. Applying our method, we are able to distinguish the presence of two stellar populations, establish their ages, and the stellar contribution of each burst.

A second goal of this paper is to revisit the derivation of the SFH and other physical parameters of a sample of six ultra faint dwarf galaxies (UFDGs) observed with the *Hubble Space Telescope* (*HST*) by Brown et al. (2012, 2014). UFDGs are interesting because they are thought to be fossils from the first star bursts in the universe. They are indeed old, with ages ~ 13 Gyr, show a very low metal content, $Z \sim 0.0001$ (Kirby et al. 2008; Brown et al. 2014), and their SFHs seem to imply that a synchronized global event, such as reionization, deprived them of gas and quenched star formation (Ricotti & Gnedin 2005). The number of resolved stars in a UFDG is typically ~ 1000 , with only ~ 100 of them above the MSTO. Different methods have been used to estimate their SFHs, from isochrone fitting by eye (Sand et al. 2012) to adequate CMD binning methods (Brown et al. 2014; Weisz, Dolphin & Skillman 2014). Brown et al. (2014) adopt the maximum likelihood binning method of Dolphin (2002) (reviewed by Walmswell et al. 2013), using a binning grid from the MSTO to the top of the Sub Giant Branch (SGB), excluding zones with few stars. As far as we are aware, our analysis of the UFDGs is the first one to use most of the observed stars in the CMD, on a star by star basis without binning the data, exploring the most sensitive areas of the CMD to reduce the confidence intervals of the estimated parameters.

In Section 2, we describe in detail our implementation of the Bayesian inference approach. In Section 3, we apply our method to study the CMDs of single and double-burst mock populations, recovering their SFHs and physical properties, and measure the capabilities and limitations of the method by performing a series of controlled tests. In Section 4, we study a sample of three LMC star clusters and six UFDGs and compare our results with previous determinations. Our general conclusions are summarized in Section 5.

2 BAYESIAN INFERENCE

2.1 Isochrones as PDFs

An isochrone is the theoretical locus in the CMD defined by stars of a given age and metallicity according to a given set of stellar evolutionary tracks. The shape of the isochrone in the CMD depends on the age (t) and metallicity (Z) of the stellar population, and on the, photometric bands in use. The isochrone must be shifted in the vertical (magnitude) axis by the distance modulus $(m - M)$ and the extinction (A_λ) along the line of sight to the stellar system in study. In the horizontal (colour) axis, the isochrone is displaced according to the colour excess $E(\lambda_1 - \lambda_2)$, which is related to A_λ by the reddening law. Without lack of generality, we write the i th-isochrone selected from a large set as the function

$$i\text{th} - \text{isochrone} = h_i[t, Z, m - M, A_\lambda, E(\lambda_1 - \lambda_2)]. \quad (1)$$

Stars formed in a single burst are expected to fall in the CMD along the locus corresponding to a specific isochrone. Given our probabilistic approach, we treat h_i as a probability distribution function (PDF): the probability of finding a star at a given position in the CMD is then proportional to the number of stars expected at this position according to the assumed stellar initial mass function (IMF).

In this work, we use isochrones computed from the Chen et al. (2015) and Marigo et al. (2013) evolutionary tracks by Charlot & Bruzual (in preparation) using the Charlot & Bruzual (1991) isochrone synthesis algorithm. Isochrones are available for 16 values of the metallicity² at ages ranging from 10^4 yr to 15 Gyr in 220 time-steps. The BaSeL 3.1 atlas (Westera et al. 2002) is used to derive the photometric properties of the stars. The isochrones are populated stochastically as described by Bruzual (2010) following the Kroupa (2001) universal IMF assuming that stars form initially in the mass range from $m_L = 0.10$ to $m_U = 100 M_\odot$. Isochrones must be densely populated to resemble as close as possible a continuous PDF in the CMD. By trial and error, we found that this is achieved with a population of 1–2 million stars, warranting $\sim 100,000$ stars above the MSTO, where the isochrones tend to be more sparsely populated due to the rapid transit of the stars through the post-MS evolutionary stages. This is illustrated in Fig. 1.

2.2 Bayesian procedure

To determine the age and physical properties of the stars in a stellar population, we use a Bayesian approach to infer the stellar population parameters that reproduce the observed CMD. A detailed analytic description on the association of a likelihood value to a given set of parameters is presented in Tolstoy & Saha (1996), and Hernandez, Valls-Gabaud & Gilmore (1999), and reviewed in Walmswell et al. (2013).

Let o represent an observed sample of stars in a CMD and h a set of hypotheses (isochrones) which depend on the parameters in equation (1). The Bayes rule provides the posterior probability $p(h_i|o)$ for each hypothesis given the observation

$$p(h_i|o) = \frac{p(o|h_i)p(h_i)}{p(o)}, \quad (2)$$

where $p(o|h_i)$ is the probability of obtaining the observation given the i th-hypothesis, and $p(h_i)$ and $p(o)$ are the probability of h_i

² $Z = 0.00005, 0.0001, 0.0002, 0.0005, 0.001, 0.002, 0.004, 0.006, 0.008, 0.01, 0.014, 0.017, 0.02, 0.03, 0.04, \text{ and } 0.06$

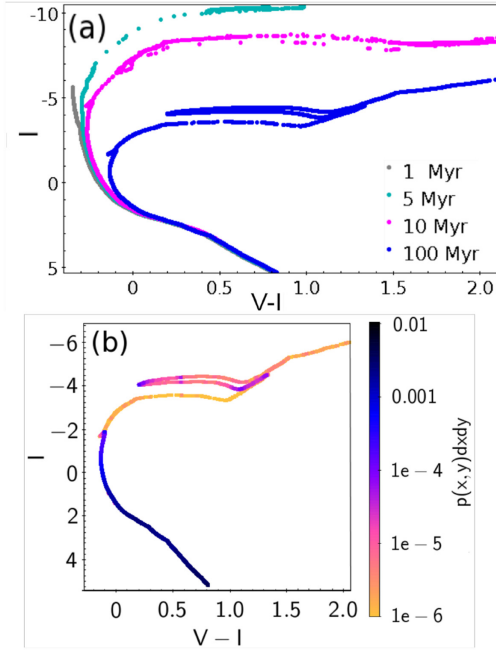


Figure 1. (a) $Z = 0.008$ isochrones in the I versus $V - I$ CMD for age = 1, 5, 10, and 100 Myr. As times goes by, the shape of the isochrone changes in the CMD. (b) $Z = 0.008$, 100 Myr isochrone as a PDF. The colour scale represents the relative probability of finding a star at a given position, which depends on the time spent by the stars at the given evolutionary phase. It is more likely to find a star on the MS than on the HB, the RGB, or the SGB.

and the observation o , respectively. The hypothesis h_{\max} that maximizes (2) is known as the *estimate* and provides the most likely combination of parameters that reproduces the observations. Finding the *estimate* is equivalent to estimating the free parameters, while the width of the likelihood distribution provides a measure of their confidence intervals. The quantity obtained by dividing equation (2) by $p(h_{\max}|o)$ is referred to as the likelihood $\mathcal{L}(h_i|o)$,

$$\mathcal{L}(h_i|o) = \frac{p(o|h_i)p(h_i)}{p(o|h_{\max})p(h_{\max})}. \quad (3)$$

If, as is our case, we lack prior information on $p(h_i)$, all $p(h_i)$ are considered equal, which simplifies equation (3) to

$$\mathcal{L}(h_i|o) = \frac{p(o|h_i)}{p(o|h_{\max})}. \quad (4)$$

The resulting likelihood distribution, $\mathcal{L}(h_i|o)$, is not a PDF properly, but an indicator of the relative probability of occurrence of the hypothesis h_i .

To compute $p(o|h_i)$, let us consider a single star s_k observed at position (x_k, y_k) in the CMD with observational errors $(\sigma_{x,k}, \sigma_{y,k})$. The probability that such a star arises from a starburst characterized by hypothesis h_i (defined by the i th set of parameters), is a function of the position of the star weighted by the errors

$$p(o|h_i) = p(s_k|h_i) = \int h_i(x, y) U_k(x - x_k, y - y_k) dx dy, \quad (5)$$

where $U_k(x - x_k, y - y_k)$ is the error function for the k th star, which we take to be the bivariate Gaussian

$$U_k(x - x_k, y - y_k) = C_{k,x,y} e^{-\left(\frac{(x-x_k)^2}{2\sigma_{x,k}^2} + \frac{(y-y_k)^2}{2\sigma_{y,k}^2}\right)}, \quad (6)$$

where

$$C_{k,x,y} = \frac{1}{2\pi\sigma_{x,k}\sigma_{y,k}}. \quad (7)$$

Our isochrones are discrete sets of n stars. If (x_j, y_j) is the position in the CMD of the j th star in the isochrone, then equation (5) can be expressed as the sum

$$p(s_k|h_i) = \frac{C_{k,x,y}}{n} \sum_{j=1}^n \exp\left(-\frac{(x_j - x_k)^2}{2\sigma_{x,k}^2} - \frac{(y_j - y_k)^2}{2\sigma_{y,k}^2}\right), \quad (8)$$

where n is the number of stars in the i th isochrone, and $1/n$ corresponds to the normalization constant for this isochrone. From equation (8), we see that $p(s_k|h_i)$ is defined if, and only if, $\sigma_{x,k} > 0$ and $\sigma_{y,k} > 0$, i.e. non-zero observational errors must be associated with each star s_k .

In most cases, observed CMDs contain a large number N of stars. Following Tolstoy & Saha (1996), we write the probability that the N stars in the CMD come from a burst of star formation characterized by the hypothesis h_i as

$$\mathcal{L}_N(h_i|o) = \prod_{k=1}^N p(s_k|h_i)^{1/N}, \quad (9)$$

and in logarithmic form as

$$\ln \mathcal{L}_N(h_i|o) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \ln p(s_k|h_i). \quad (10)$$

Evaluating the sum in equation (10) for the entire set of hypothesis h_i we obtain the likelihood distribution function \mathcal{L}_N .³ From \mathcal{L}_N , we obtain its statistical properties, such as its mode, median, maximum, standard deviation, FWHM, skewness, etc. For a single parameter problem, the mode or median and the FWHM of $\mathcal{L}_N(\phi)$ provide reasonable estimates of the value of the parameter ϕ and its confidence interval σ_ϕ . In the case of multi-parameter problems, estimating the value of each parameter and its confidence interval is more cumbersome, and using different schemes may lead to different answers (Basu 1977; Pawitan 2013). In this paper, we use the marginalized likelihood distribution, $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}(\phi_q)$, to estimate the value of a parameter ϕ_q . $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}(\phi_q)$ is commonly used in Bayesian inference studies when there is no information about the nuisance parameters, which are assumed to follow flat probability density functions (Verde 2010; Pawitan 2013). $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ for ϕ_q is defined as:

$$\mathcal{L}_N^{\text{marg}}(\phi_q) = \int \mathcal{L}(\phi_q, \nu) d\nu, \quad (11)$$

where ν refers to the set of nuisance parameters, i.e. all parameters except ϕ_q (Verde 2010).⁴ The mode of the $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distribution leads to the estimate ϕ_q^{marg} , the most likely value of the parameter that integrates all the possibilities of the nuisance parameters. The confidence interval σ_q^{marg} is obtained from the half maximum of $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$.

If a problem stellar population arises from a double burst of star formation, we evaluate \mathcal{L}_N for all possible linear combinations of pairs (i, j) of isochrones in our hypothesis set, namely

$$h_{i,j,w} = w h_i(x, y) + (1 - w) h_j(x, y), \quad (12)$$

³In practice, we compute \mathcal{L}_N from equation (10) and divide the resulting distribution by its maximum, resulting in $\mathcal{L}_N^{\text{max}} = 1$.

⁴We divide the resulting distribution by its maximum, resulting in $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}(\phi_q)^{\text{max}} = 1$.

where the weights w , and $1 - w$, account for the fraction of stars belonging to the i th and the j th isochrones, respectively. The formalism in equation (12) can be extended to multiple stellar populations, i.e. more than two stellar bursts (Dolphin 1997). Each isochrone in (12) corresponds to a different star formation episode.

2.3 Parameters and priors

From the procedure described above, we estimate four basic parameters characterizing a stellar population (t , Z , $m - M$, $E(\lambda_1 - \lambda_2)$). For a complete sample of observed stars, we can estimate the total mass of the stellar population. In the case of a double burst population described by equation (12), we can recover, in principle, seven parameters (t_1 , t_2 , Z_1 , Z_2 , $m - M$, $E(\lambda_1 - \lambda_2)$, w_1/w_2).

The number of free parameters to estimate depends on our prior knowledge on them. Using prior information reduces computational time and resources, and may help to break degeneracies in the solution. For instance, prior information about the metallicity of the stellar population, e.g. $Z \pm \sigma_Z$, can be adopted to break the age–metallicity degeneracy. The uncertainty σ_Z is introduced in the analysis by marginalizing over the isochrone sets that cover the range of possible values of Z . As a rule, in this work we marginalize over isochrone sets expanding a range of $\pm 5\sigma_Z$ (see Section 4.1).

Prior knowledge on the values of $(m - M)$ and/or $E(\lambda_1 - \lambda_2)$, can be adopted to solve the problem only for t and Z . In this case, the associated uncertainties, $\sigma_{(m-M)}$ and $\sigma_{E(\lambda_1-\lambda_2)}$, should be added in quadrature to the photometric uncertainties of the stars in the CMD, i.e.

$$\sigma_x = \sqrt{\sigma_{\lambda_1-\lambda_2}^2 + \sigma_{E(\lambda_1-\lambda_2)}^2 + \sigma_{S_x}^2}, \quad (13a)$$

$$\sigma_y = \sqrt{\sigma_{\lambda_2}^2 + \sigma_{(m-M)}^2 + \sigma_{S_y}^2}, \quad (13b)$$

where $\sigma_{\lambda_1-\lambda_2}$ and σ_{λ_2} , are the photometric uncertainties on the x and y -axis, respectively (see Section 4.1). σ_{S_x} and σ_{S_y} correspond to the systematic uncertainties.

In the absence of previous (or not adequate) measurements of a nuisance parameter, we can estimate its value using our procedure by setting it as a free parameter. Often, we have information that can be used to delimit the range of possible values of this parameter, e.g. when analysing stellar populations in the Milky Way, we constrain the domain of $(m - M)$ to Galactic scales. Delimiting properly the domain of a free parameter is important since the marginalized distributions may depend on the chosen domain, as happens with any prior (Verde 2010). In our case, when a previous measurement of a nuisance parameter is available (let's say $\phi = \phi_0 \pm \sigma_0$), and we decide to estimate its value, we choose its domain as: $[\phi_0 - 5\sigma_0, \phi_0 + 5\sigma_0]$.

2.4 Advantages of using unbinned CMDs

Our method compares model and observed CMDs on a star by star basis, and does not require a grid of binned data, in contrast to χ^2 or Poisson-based statistics (Harris & Zaritsky 2001; Dolphin 2002), avoiding the dilemma of arbitrarily defining the size, form, and position of the bins in the CMD. Bins should be small enough to resolve sensitive stellar phases on each CMD, but large enough to contain a significant number of stars. Data binning degrades the CMD resolution, results in a lost of valuable information, may introduce unnecessary noise and statistical errors, and compromises

the effectiveness of these methods for the study of scarce stellar populations, as pointed out by Walmswell et al. (2013). Badly chosen bins may affect the results of χ^2 -based fits, and may introduce undesired biases and uncertainties. We avoid rejecting valuable information from stars in poorly filled bins, which allow us to estimate the physical parameters of scarce stellar populations. Using unbinned data is also advantageous in the context of processing automatically and blindly catalogues containing large numbers of CMDs,⁵ as has been shown by Bitsakis et al. (2017, 2018) using our code on LMC and SMC star cluster catalogues. A brief review on binned and unbinned methods can be found in Walmswell et al. (2013).

2.5 Trimming the sample

Some regions in the CMD are more sensitive to differences in age than others. In general, the brighter the star, the more information it will contribute to unveiling the population parameters under analysis. The differences in the isochrones are more pronounced around the MSTO and the SGB. In contrast, the isochrones overlap towards fainter magnitudes reaching a point where they become indistinguishable (cf. Fig. 1). Therefore, observed stars in the lower part of the MS do not contribute much to our analysis, and since the observational uncertainties increase towards the bottom of the CMD, including lower MS stars only adds noise to our results. In the next section, we show, by applying different magnitude cuts to the sample, that including fainter stars does not change the values estimated for the different parameters, only broadens the confidence intervals. Thus, to lower the uncertainties in the parameter estimates, lower MS stars are usually removed from the sample.

3 MOCK GALAXIES

To test the capabilities and limitations of the parameter estimator algorithm described in Section 2.2, we generate a series of mock stellar populations and then use the estimator to recover the input values of $(t, Z, m - M, E(\lambda_1 - \lambda_2))$ for these synthetic observations. Each mock galaxy is generated as described in Section 2.1 and its population is left to evolve up to the desired age, that we choose arbitrarily for each experiment. To produce a realistic $(V - I, I)$ CMD, we add random photometric Gaussian uncertainties to the V and I magnitude of each star on the isochrone. For the mock galaxies discussed in this section, we model the photometric errors as a function of apparent magnitude using the relations

$$\sigma_V = 1.9 \times 10^{-8} \exp(0.5V), \quad (14a)$$

$$\sigma_I = 4.7 \times 10^{-8} \exp(0.49I), \quad (14b)$$

$$\sigma_{V-I} = \sqrt{(\sigma_V)^2 + (\sigma_I)^2}. \quad (14c)$$

⁵In general, these catalogues are inhomogeneous, and several properties of the CMDs which are critical in designing an appropriate grid of bins, such as the number of stars, their dispersion in position due to the photometric uncertainties, the overall morphology due to different age or reddening, or the possibility that the catalogue mixes data from different observational programs, vary from cluster to cluster.

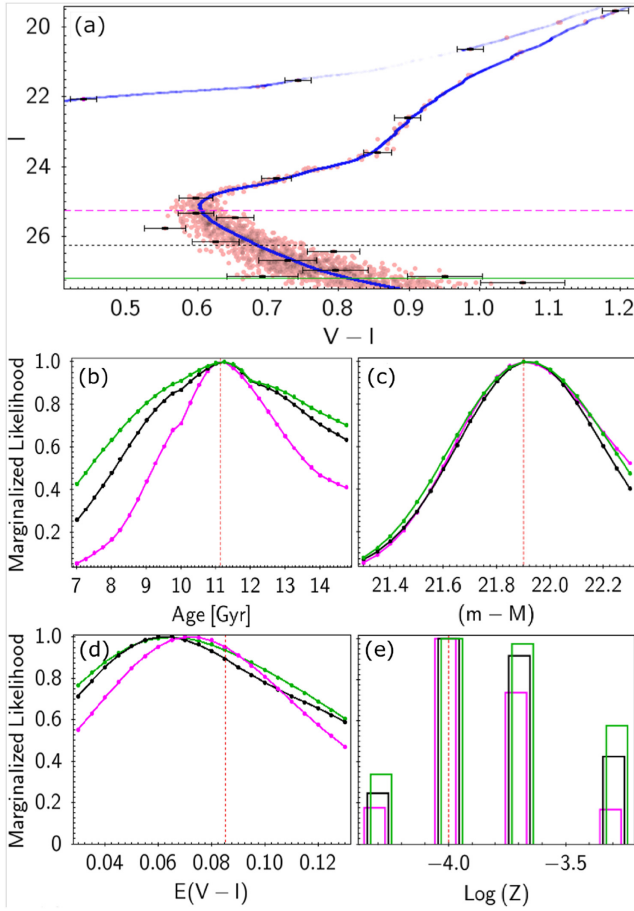


Figure 2. (a) CMD of a 11.125 Gyr old, $\text{Log } Z = -4$, mock simple stellar population containing 1608 stars, 160 above the MSTO. An input isochrone with its generating parameters (11.25 Gyr, $(m - M) = 21.9$, $E(V - I) = 0.085$, $\text{Log } Z = -4$) is shown in blue. Photometric uncertainties are shown for some stars. Horizontal lines mark three cuts on I applied to the sample to test our algorithm. (b, c, d, e) $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions for age, $(m - M)$, $E(V - I)$, and Z . The magenta, black, and green lines correspond to the three different samples defined using the three different cuts at mag 25.25, 26.25, and 27.25, respectively. The dotted vertical lines indicate the input parameters values.

derived from fits to the photometric uncertainties of the UFDGs observed with the *HST* by Brown et al. (2014).⁶ We allowed for a systematic uncertainty of $\sigma_S = 0.02$ by adding it in quadrature to the photometric uncertainties before performing the analysis (equation (13)).

3.1 Mock galaxy with a single stellar population

Fig. 2(a) shows the $(V - I, I)$ CMD of a 11.125 Gyr old, $\text{Log } Z = -4$ mock simple stellar population at $(m - M) = 21.9$ with $E(V - I) = 0.085$. To make the test more meaningful, we choose an age that is not in our isochrone grid, adding in equal numbers of stars

⁶In reality, the *HST* observations were performed in the *F606w* and *F814w* bands. For the purpose of the tests discussed in this section, we adopt for the V and I bands the photometric uncertainties characteristic of the *F606w* and *F814w* bands, respectively.

belonging to the 11 and 11.25 Gyr isochrones⁷ The resulting mock galaxy contains 1608 stars, only 160 of them above the MSTO, resembling an old dwarf satellite galaxy of the Milky Way. We derive \mathcal{L} using stars brighter than three different magnitude cuts in the CMD, namely $I = 25.25$, 26.25, and 27.25. Figs 2(b)–(e) show the resulting marginalized likelihood distributions $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$. We recover closely the input value of three of the free parameters (age, $(m - M)$, and Z), while $E(V - I)$ is slightly shifted to lower values. Estimates on age, $(m - M)$, and Z do not change by including fainter stars in the analysis, but $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ for $E(V - I)$ does change, shifting slightly towards lower reddening values. This effect is mainly due to the reddening–metallicity degeneracy. Fig. 3 shows the 2D $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions for all pair of fitted parameters. The partial relative contribution to the $E(V - I)$ $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ by stellar populations of different Z can be seen in Fig. 3(a). Higher Z values lead to lower reddening values. These figures clearly show that degeneracies may dominate the inference results, producing non-unique solutions.⁸

Fig. 2 shows that as we include fainter stars, all the $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions broaden, indicating that no meaningful information is added by including stars far below the MSTO, as discussed in Section 2.5. At first sight, this effect may seem puzzling, since one would expect that increasing the sample should result in reduced uncertainties. Here, we note that as we include fainter stars, the proportion of stars with large photometric uncertainties increases dramatically. The fainter stars are located in zones of the CMD where the isochrones tend to be identical (cf. Fig. 1); thus, all isochrones are equally able to recreate these faint stars, adding to the same extent to each isochrone’s likelihood while reducing the relative weight from the few bright stars in regions of the CMD where the isochrones clearly separate (around and above the MSTO), leading to wider likelihood distributions. We adopt as our best solution the $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions for stars brighter than $I = 25.25$, resulting in the parameters listed in Table 1.

3.2 Mock galaxy with two stellar populations

3.2.1 Two old stellar populations

In this section, we explore how our parameter estimator handles double stellar populations. We consider a $\text{Log } Z = -4$ mock galaxy in which $w_o = 0.5$ of the stars were formed in an initial burst⁹ of age $t_o = 12.125$ Gyr and $w_y = 0.5$ of the stars in a younger burst happening at $t_y = 8.125$ Gyr, seen at a $(m - M) = 21.9$ with $E(V - I) = 0.085$. Photometric uncertainties were added according to equation (14), adding in quadrature a systematic uncertainty of 0.02. The total sample amounts to 1600 stars, the CMD is shown in Fig. 4(a). Only the 394 stars above $I = 25.5$ were taken in consideration for the analysis. For each burst, we estimate its age and weight, along with their common $(m - M)$ and $E(V - I)$, assuming as flat priors $21.4 < (m - M) < 22.4$, $0.03 < E(V - I) < 0.13$, and $\text{Log } Z = -3, -3.3, -3.7, -4, \text{ and } -4.3$. Figs 4(b)–(d) show the resulting $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions for t_y and t_o as 2D and 3D

⁷We use the same combination of ages in all the mock bursts considered in this paper.

⁸A detailed study of the degeneracies in isochrone fitting in the context of a maximum likelihood approach based on Monte Carlo methods can be found in Hernandez & Valls-Gabaud (2008).

⁹As in Section 3.1, there are no isochrones in our grid for age t_o and t_y . For the older population, we add in equal amounts stars from the 12 and 12.25 Gyr isochrones, and for the younger population we add stars from the 8 and 8.25 Gyr isochrones.

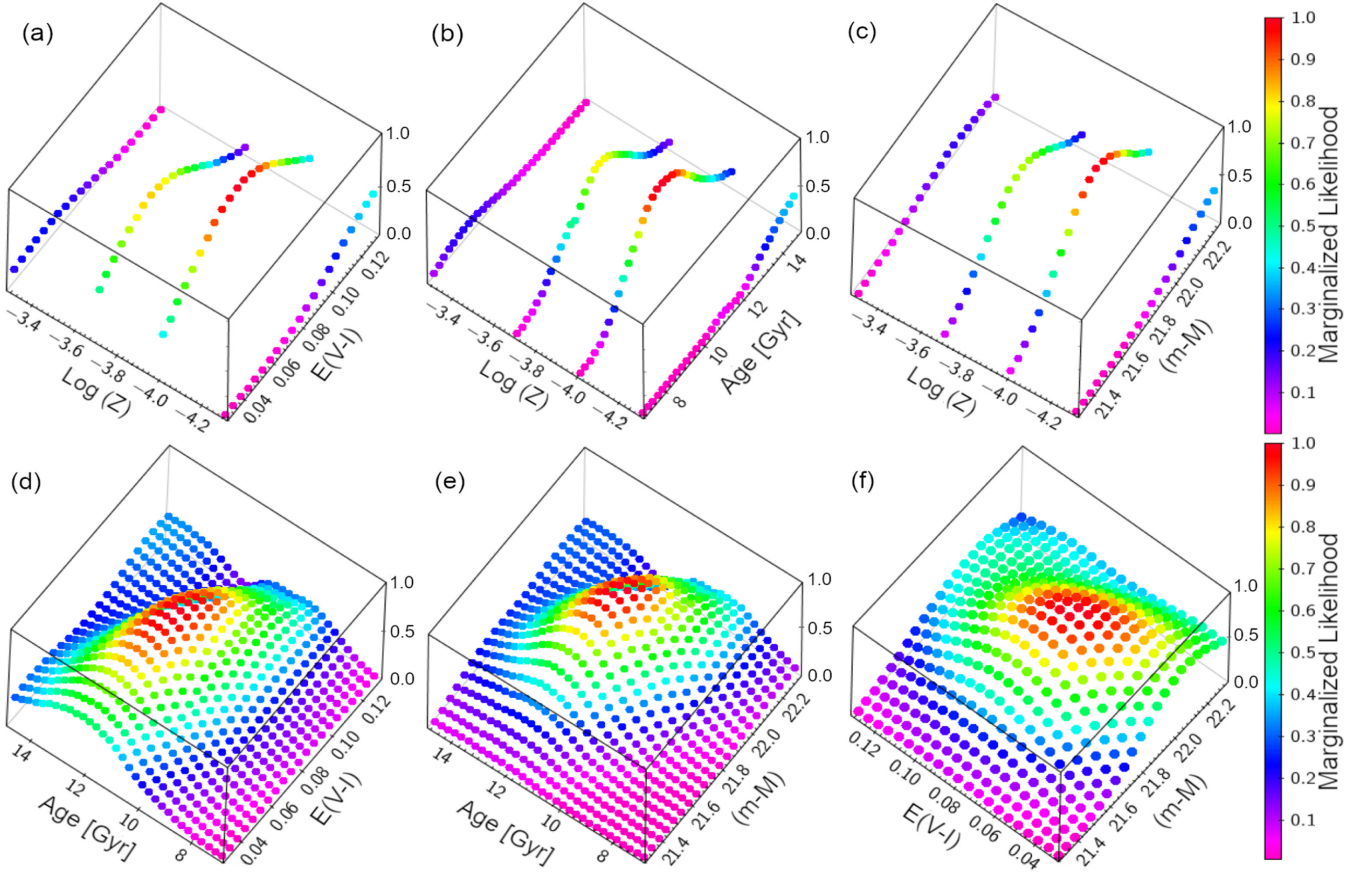


Figure 3. 2D $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions for all parameter pairs for the mock old simple stellar population of Fig. 2(a).

Table 1. Mock galaxy with a single stellar population.

Parameter	Input value	Marg Estimate
t [Gyr]	11.125	$11.25^{+2.75}_{-2.0}$
$\text{Log}(Z)$	-4	$-4^{+0.4}_{-0.3}$
$(m - M)$	21.9	$21.9^{+0.4}_{-0.3}$
$E(V - I)$	0.085	0.075 ± 0.05

representations. The distribution for t_o looks truncated at the high age end in Fig. 4(b) because the 14.75 Gyr isochrone (~ 1 Gyr older than the universe) is the oldest one in our grid. Figs 4(e)–(f) show the $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions for $\text{Log}Z$, w_y , $(m - M)$, and $E(V - I)$.

Our parameter estimates closely correspond to the input values listed in Table 2. We remark that the confidence interval for t_o is wider than for t_y , even though in relative terms they are similar (~ 23 percent for $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$). Two factors contribute to broaden the confidence interval for t_o : (1) given the position of the younger starburst in the CMD, its MS stars contaminate the MSTO of the older starburst, while the opposite does not occur (this is the rule for double stellar populations, unless the photometric precision is outstanding), and (2) the MSTO stars of the younger burst are 0.5 mag brighter and have smaller photometric errors than the older burst stars. Both t_o and t_y have larger confidence intervals as compared to the age of the simple population discussed in Section 3.1. This is a consequence of the fact that stars from

both bursts share common regions in the CMD, contaminating and broadening critical zones in this diagram with respect to the simple population case. Even though the estimated w_y is close to the input value, the $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distribution for this parameter in Fig. 4(f) is wide, flat to a degree, and non-Gaussian, hence the confidence interval for w_y is ill defined. The probability of a single stellar population never falls below 60 percent, hence, these distributions can not be used to rule out this possibility. If the double burst nature of a population is known a priori, our method recovers successfully the age of each burst. The accuracy of the $\text{Log}Z$, $(m - M)$, and $E(V - I)$ estimates are similar to those in Section 3.1.

To further explore our parameter estimation power, we generated several mock galaxies with identical parameters to the previous one but varying w_y as indicated in Table 3, where we also list our results. As expected, the confidence intervals in t_o and t_y tend to increase as the weight of the concerned burst becomes smaller. This is mainly due to the pollution by stars from the more numerous burst. In Table 3 there are two cases in which one of the bursts contributes 90 percent of the stars. We can consider these two cases as simple populations with a 10 percent of contamination of stars from the other burst, and compare with the results for the simple population in Section 3.1. The estimated age for the burst with 90 percent of the stars has a similar relative uncertainty (~ 21 percent for $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$) to that of the simple population. The age of the contaminating bursts (contributing with 10 percent of the stars) is recovered to some extent in both cases, with a relative uncertainty reaching values as high as ~ 42 percent. As expected, the accuracy

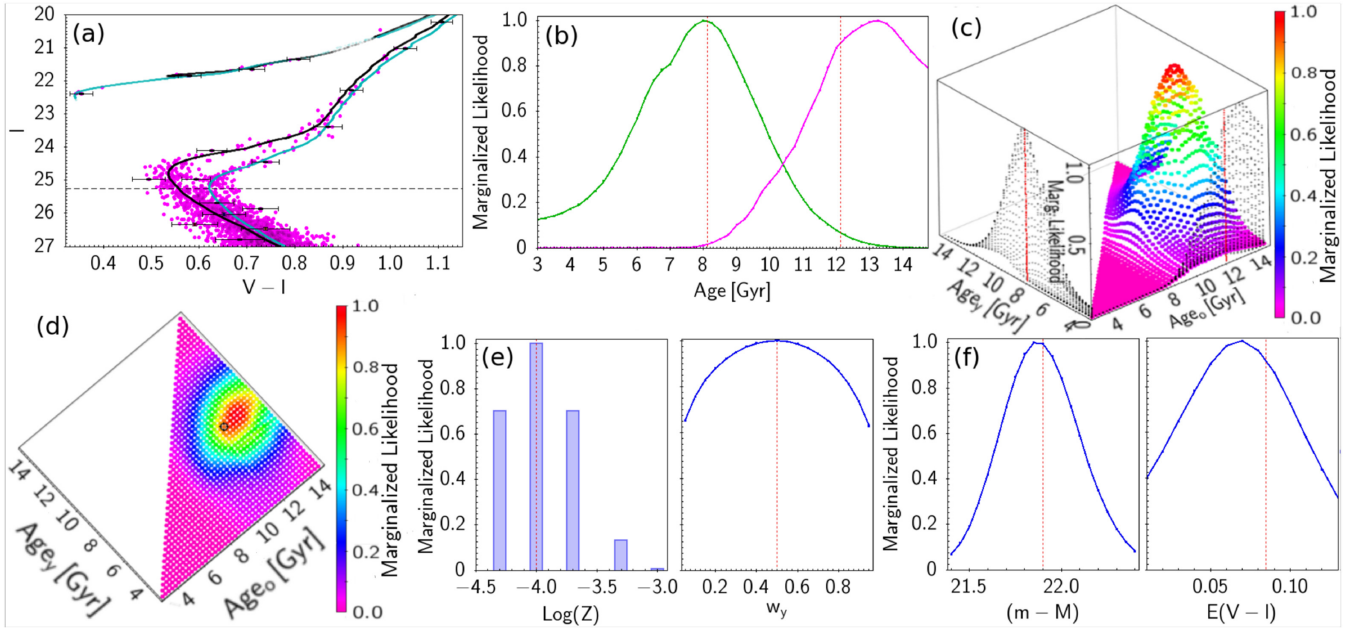


Figure 4. (a) CMD of a mock galaxy with two old bursts (8.125 and 12.125 Gyr) for $w_{y, \text{input}} = 0.50$. Input isochrones of 8.25 Gyr (black) and 12.0 Gyr (cyan) are shown. (b) $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distribution for t_y and t_o . (c) 2D $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distribution for t_o and t_y . Each distribution is projected on a side and the input age is indicated by a red line. (d) Same as (c) as a contour map, the input pair of ages is highlighted with a circle. (e, f) $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions for $\text{Log } Z$, w_y , $(m - M)$, and $E(V - I)$.

Table 2. Mock galaxy with two old stellar populations.

Parameter	Input value	Marg Estimate
t_y [Gyr]	8.125	$8.0^{+2}_{-3.2}$
t_o [Gyr]	12.125	$13.25^{+3.8}_{-2.5}$
$\text{Log } Z$	-4.0	-4 ± 0.5
w_y	0.5	0.5 ± 0.35
$(m - M)$	21.9	21.9 ± 0.3
$E(V - I)$	0.085	0.07 ± 0.05

of our age estimates increases with the relative strength of the burst.

3.2.2 Two young stellar populations

Here, we repeat the experiment performed in the last part of Section 3.2 but for a $\text{Log } Z = -2.1 \pm 0.04$ mock galaxy containing two young stellar populations with ages $t_o = 6.12$ and $t_y = 4.05$ Myr ($m - M) = 29.0$, and $E(V - I) = 0.15$. The input weight w_y assigned to the younger population is listed in Table 4 together with our results. The galaxy contains 1200 stars but only the 403 stars brighter than $I = 25.25$ were used. As priors we use $28.5 < (m - M) < 29.5$, $0.10 < E(V - I) < 0.2$. We assume a prior knowledge of $\text{Log } Z = -2.1 \pm 0.05$, and marginalize over the isochrone sets with $-2.4 < \text{Log } Z < -1.85$, covering the metallicity domain at the $\pm 5\sigma$ level (cf. Section 2.3). Figs 5(a)–(e) show the CMD, and the $(t_y, t_o, m - M, E(V - I), w_y)$ $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions for $w_{y, \text{input}} = 0.70$. Figs 6(a)–(b) show the CMD, and the (t_y, t_o) $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions for $w_{y, \text{input}} = 0.10$. In the latter case only the oldest burst is recovered. The recovery of the parameters for the double young burst galaxy shows similar dependence on w_y as the double old burst galaxy discussed in Section 3.2.1. Again, the \mathcal{L}_N distributions for w_y are not sharp enough as to discard a single burst nature for this population.

4 APPLICATIONS

4.1 Star clusters in the LMC and SMC

One of the advantages of our parameter estimator is that it can be used in a fast and objective manner to characterize resolved stellar groups or clusters in nearby galaxies. Using this procedure, Bitsakis et al. (2017, 2018) determined the age of 4850 star clusters in the LMC and 1319 star clusters in the SMC, respectively. The clusters were previously defined by these authors as spatial overdensities in the Magellanic Cloud Photometry Survey,¹⁰ using a new statistical analysis. The resulting candidate clusters are cleaned from contaminating stars using the following probabilistic algorithm. They draw a box that encloses all the stars defining a candidate cluster, and a similar box in a neighbouring field, and build the CMD of the stars inside each box. Both CMDs are equally binned along their axes, and the number of stars inside each bin is counted. Following Mighell et al. (1996), the membership probability of the stars in a bin of the candidate cluster CMD is given by

$$p_{\text{memb}} = 1 - \frac{N_{*, \text{field}}}{N_{*, \text{cluster}}} \cdot \frac{A_{\text{cluster}}}{A_{\text{field}}}, \quad (15)$$

where $N_{*, \text{cluster}}$ and $N_{*, \text{field}}$ are the number of stars in the cluster and field bins, and A_{cluster} and A_{field} are the areas of the cluster and field boxes.

To quicken their analysis, Bitsakis et al. (2017, 2018) dated all the star clusters assuming a single stellar population. In this section we study in detail three LMC clusters from Bitsakis et al. (2017): IR1-1959, NUV-1781, and IR1-297. For the first one, we use a single stellar population in our analysis, for the other two, a double stellar

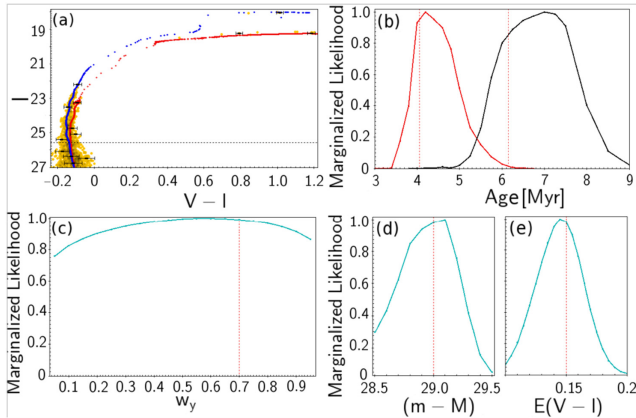
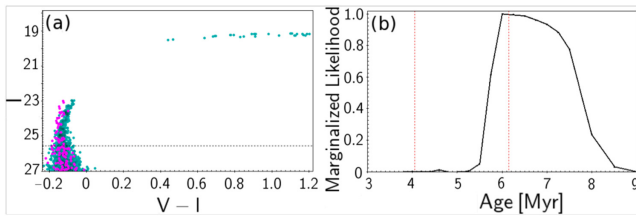
¹⁰Carried out by Zaritsky et al. (2002, 2004) with the 1 m diameter Swope Telescope at Las Campanas Observatory. The data comprise two photometric catalogues of the stars in the LMC and the SMC in the Johnson *BVI* and Gunn *i* bands, corrected for internal and Galactic extinction.

Table 3. Estimates from $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions for a mock galaxy with 2 old stellar populations of ages $t_y = 8.125$ Gyr, $t_o = 12.125$ Gyr, $\text{Log } Z = -4$, $(m - M) = 21.9$, $E(V - I) = 0.085$, and varying w_y .

w_y , input	w_y , est	t_y , est [Gyr]	t_o , est [Gyr]	$\text{Log } Z$ est	$(m - M)_{\text{est}}$	$E(V - I)_{\text{est}}$
0.1	$0.25^{+0.4}_{-0.25}$	$9.25^{+3.7}_{-4.3}$	$13.75^{+4.0}_{-2.4}$	$-4^{+0.5}_{-0.3}$	21.9 ± 0.3	$0.07^{+0.7}_{-0.5}$
0.3	$0.4^{+0.35}_{-0.3}$	$8.25^{+2.1}_{-2.5}$	$13.5^{+4.3}_{-2.0}$	$-4^{+0.5}_{-0.3}$	21.9 ± 0.3	0.07 ± 0.05
0.5	0.5 ± 0.35	$8.0^{+2}_{-3.2}$	$13.25^{+4.5}_{-2.8}$	-4 ± 0.5	21.9 ± 0.3	0.07 ± 0.05
0.7	$0.65^{+0.3}_{-0.35}$	$8.0^{+1.5}_{-2.0}$	$13.25^{+4.5}_{-2.8}$	$-4^{+0.5}_{-0.3}$	21.9 ± 0.25	$0.07^{+0.7}_{-0.6}$
0.9	$0.75^{+0.25}_{-0.45}$	$7.75^{+1.5}_{-2.0}$	$12.0^{+5.5}_{-4.0}$	-4 ± 0.5	21.9 ± 0.25	0.07 ± 0.07

Table 4. Estimates from $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions for a mock galaxy with two young stellar populations of $\text{Log } Z = -2.1$, with $t_y = 4.05$ Myr, $t_o = 6.12$ Myr, $(m - M) = 29.0$, $E(V - I) = 0.15$, and varying w_y .

w_y , input	w_y , est	t_y , est [Myr]	t_o , est [Myr]	$(m - M)_{\text{est}}$	$E(V - I)_{\text{est}}$
0.1	–	–	$6.0^{+1.8}_{-0.3}$	29.0 ± 0.3	0.15 ± 0.025
0.3	$0.4^{+0.4}_{-0.3}$	$4.2^{+0.9}_{-0.4}$	$6.8^{+1.0}_{-1.1}$	28.9 ± 0.3	0.145 ± 0.025
0.5	$0.5^{+0.35}_{-0.35}$	$4.0^{+1.0}_{-0.2}$	6.8 ± 1.1	$29.0^{+0.2}_{-0.4}$	0.145 ± 0.025
0.7	$0.6^{+0.3}_{-0.4}$	$4.2^{+0.8}_{-0.4}$	$7.0^{+0.9}_{-1.3}$	$29.1^{+0.2}_{-0.5}$	0.145 ± 0.025
0.9	$0.7^{+0.3}_{-0.4}$	$4.0^{+0.9}_{-0.2}$	6.5 ± 1.3	$29.1^{+0.3}_{-0.4}$	0.14 ± 0.025

**Figure 5.** (a) CMD of the mock population with two young bursts (4.05 and 6.12 Myr) for w_y , input = 0.70. The 4.2 and 7.0 Myr isochrones are shown in blue and red. (b-e) $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions for t_y , t_o , w_y , $(m - M)$, and $E(V - I)$.**Figure 6.** (a) CMD of the mock population with two young bursts (4.05 and 6.12 Myr) for w_y , input = 0.10. The oldest component is shown in cyan and the youngest one in purple. (b) $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distribution for the age. Only the oldest burst is recovered. The vertical lines indicate the age input values.

population. Considering these examples is important since the CMD diagrams of these clusters exhibit more noise and scatter than the *HST* CMD of UFDGs analysed in the next section, resulting in a more challenging parameter estimation. Examples of two clusters

in the SMC are shown by Bitsakis et al. (2018). For the LMC clusters we have prior knowledge of Z , $(m - M)$, and $E(B - V)$. We adopt $\text{Log } Z = -2.04 \pm 0.03$ and $(m - M) = 18.48 \pm 0.05$, derived from Cepheids studies in the LMC by Keller & Wood (2006), and (Walker 2012), respectively. By employing a set of isochrones with $\text{Log } Z = -2.22, -2.10, -2.00, -2.9, -2.85, -1.85$, we cover the metallicity domain at a $\pm 5\sigma$ level. The uncertainty on $(m - M)$ was added in quadrature to the y-axis uncertainties in the CMD. Since the photometry of the stars has been corrected for extinction, we assume $E(B - V) = 0$ and add in quadrature its 0.125 mag uncertainty to the x-axis uncertainties in the CMD (Zaritsky et al. 2004). Finally, an overall systematic uncertainty of 0.02 mag is added in quadrature to both axis. Then, our problem reduces to estimating the age t of the stellar populations (cf. Section 2.3).

4.1.1 LMC IRI-1959 as a single stellar population

Fig. 7(a) shows the $(B - V, V)$ CMD for 700 stars in the cluster LMC IRI-1959, ~ 30 of them above the MSTO. The $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions for t shown in Fig. 7(b) were obtained using the V magnitude cuts indicated in the Fig. 7(a). The three subsamples lead to the same age estimate, but the distributions broaden as we include fainter stars. For the subsample of brighter stars, $t = 80^{+18}_{-20}$ Myr. The RHS panel in Fig. 7(c) shows an 80 Myr simple stellar population mock CMD generated as described in Section 3 next to the observed CMD (left hand side (LHS) panel). The 60, 80, and 100 Myr isochrones are shown in Fig. 7(a).

4.1.2 LMC NUV-1781 as a double stellar population

The CMD of LMC NUV-1781 shown in Fig. 8(a) resembles that of a cluster with two stellar populations. This cluster has been cleaned of contaminating stars, however, there is still the possibility that remnant field stars may be defining a false secondary population, without being physically associated with the cluster (Cabrera-Ziri et al. 2016). To account for this possibility, we adopt the approach of Bitsakis et al. (2017, 2018). The probability that each star is drawn from an isochrone (equation (5)) is weighted by the membership probability: $p_{\text{memb}} \times p(s_k | h_i)$.

From the $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distribution in Fig. 8(b), LMC NUV-1781 contains a young population of age $t_y = 6^{+58}_{-5.96}$ Myr, and an older population of age $t_o = 400^{+420}_{-150}$ Myr. The t_y confidence interval ranges from 0.04 to 64 Myr. The similarity of the isochrones in this age range, the poorly defined upper MS (due to the scarcity of stars), and the photometric uncertainties, are responsible of the width of this confidence interval. In contrast, the $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distribution for t_o in Fig. 8(b) results in a narrower, in relative terms, confidence interval for t_o , ranging from 250 to 820 Myr. The presence of RGB stars

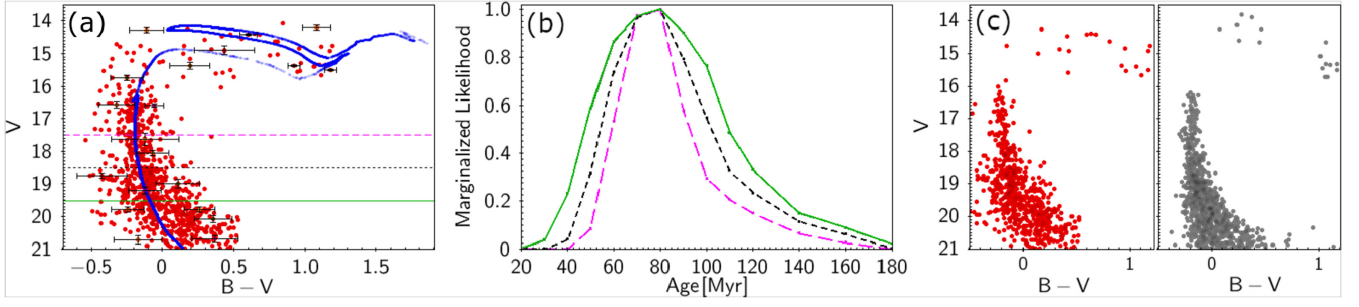


Figure 7. (a) CMD of the cluster IR1-1959. Photometric errors are shown for some stars. The 80 Myr isochrone from the estimated age is shown in blue. (b) The age $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions for the three different subsamples defined by the V magnitude cuts shown as horizontal lines in the top panel. (c) *left*: Observed CMD. (c) *right*: 80 Myr simple stellar population mock CMD generated as described in Section 3.

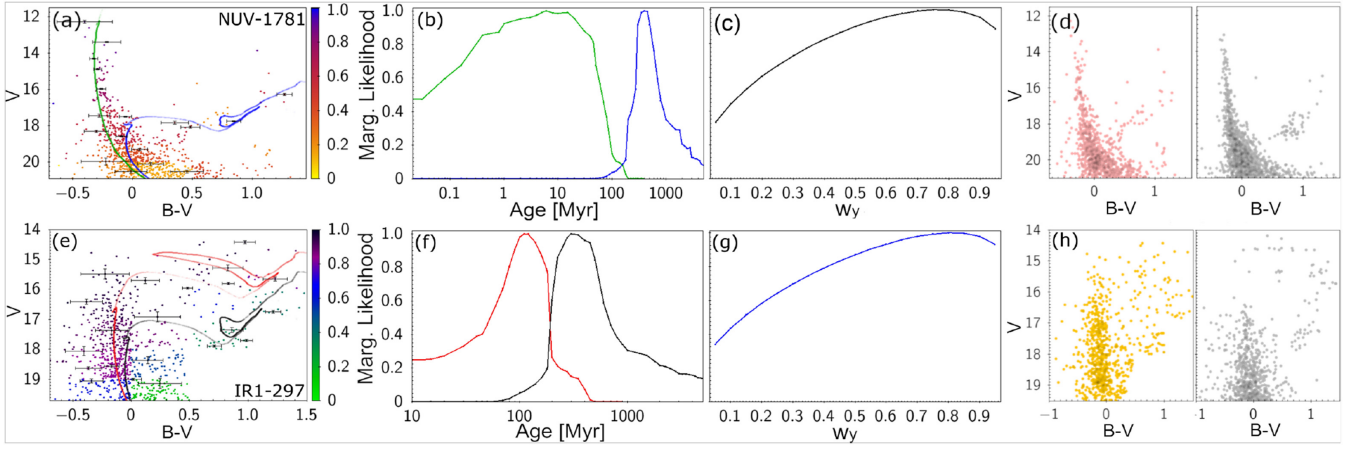


Figure 8. (a) CMD of LMC NUV-1781. Photometric errors are shown for some stars. The isochrones from age estimates $t_y = 6$ Myr (green) and $t_o = 400$ Myr (blue) are shown. (b) $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distribution functions for the age of the two stellar populations. (c) $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distribution for w_y . (d) Observed (LHS) and mock (RHS) CMD for the two populations. (e) CMD of LMC IR1-297. Photometric errors are shown for some stars. The isochrones from age estimates $t_y = 110$ Myr (red) and $t_o = 300$ Myr (black) are shown. (f) $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distribution functions for the age of the two stellar populations. (g) $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distribution for w_y . (h) Observed (LHS) and mock (RHS) CMD for the two populations.

in the older burst (in contrast with the lack of them in the younger one) provides a second feature that drives our matching isochrone algorithm to obtain a more precise estimate for t_o than for t_y . The $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distribution for w_y (Fig. 8c) indicates that the younger burst accounts for 75^{+25}_{-30} per cent of the stars. This result is consistent with the presence of a single stellar population in this cluster. Higher precision photometry is needed for a more precise age estimate, as well as for supporting the double population hypothesis. The RHS panel of Fig. 8(d) shows a mock CMD for this population next to the observed one (LHS).

4.1.3 LMC IR1-297 as a double stellar population

The CMD of LMC IR1-297 is presented in Fig. 8(e). The t_y , t_o and w_y $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions (Figs 8 f and g) were obtained in the same way as for LMC NUV-1781. From these distributions, we estimate $t_y = 110^{+80}_{-60}$ and $t_o = 300^{+370}_{-110}$ Myr. The \mathcal{L}_N distributions for w_y indicate that the younger burst may account for up to $\sim 80^{+20}_{-40}$ per cent of the cluster population. As for NUV-1781, higher precision photometry is required for a more precise age determination and to exclude or validate the double population hypothesis for this cluster. The RHS panel of Fig. 8 h shows a mock CMD for this population next to the observed one (LHS).

4.2 UFDGs

In this section, we discuss our analysis of six UFDGs, satellites of the Milky Way: Bootes I (Boo I), Canes Venatici II (CVn II), Coma Berenices (Com Ber), Hercules (Her), Leo IV, and Ursa Major I (UMA I). Deep optical images of these galaxies were obtained with the Advanced Camera for Surveys (ACS) on the *HST* using filters F606w and F814w (GO-12549; PI: T.M. Brown). The photometric data reduction was carried out by Brown et al. (2012, 2014), who also obtained metallicity distributions from spectroscopic observations. The photometry includes stars at least three magnitudes below the MSTO. Contaminating stars and background galaxies were cleaned by rejecting sources with poor photometry, and with no typical stellar profiles on their point spread functions. For a detailed description of the observations and data reduction, we refer the reader to Brown et al. (2012, 2014).

The ACS photometry of the identified UFDG stellar sources with photometric uncertainties is provided in the STMAG system as m_{606} and m_{814} , where

$$m_\lambda = -2.5 \times \log f_\lambda - 21.1, \quad (16)$$

with an overall systematic uncertainty of 0.02 mag. This amount is added in quadrature to the photometric uncertainties. We computed a grid of isochrones in the STMAG system spanning from 7 to

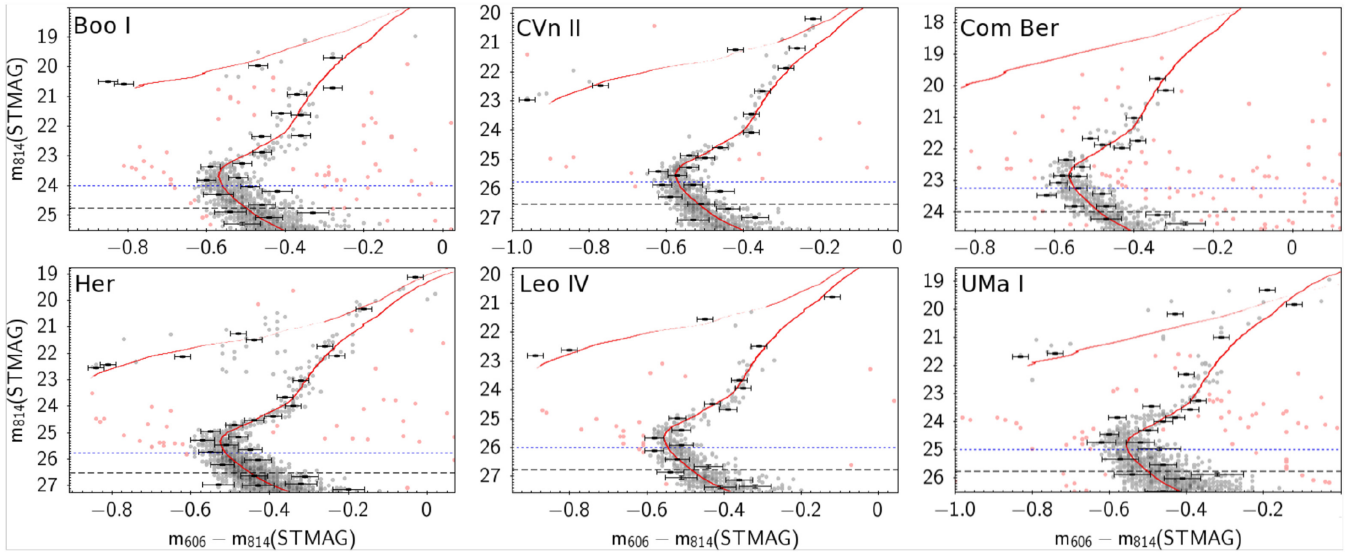


Figure 9. CMDs of the UFDGs under analysis. The horizontal lines mark two different subsampling trimming cuts in m_{814} . The isochrones from the age estimates from the $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions are shown.

14.75 Gyr, in 0.25 Gyr steps, for $\log Z = -3.3, -3.7, -4,$ and -4.3 , which bracket the value of $\log Z \sim -4$ for UFDGs from previous works (Brown et al. 2014; Kirby et al. 2008).

For each UFDG, we then estimate the parameters $t, Z, (m - M)$, and $E(B - V)$. The extinction correction in STMAG for cool stars was obtained from Bedin et al. (2005).

Fig. 9 shows the CMDs for the six UFDGs.¹¹ Two different subsampling trimming cuts in m_{814} are used (cf. Section 2.5). Fig. 10 shows two $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ likelihood distributions for each parameter for each galaxy, corresponding to the two cuts in m_{814} . The estimated values of the parameters for each UFDG are listed in Table 5, where for comparison we also list previous determinations by other authors. The estimates from the marginalized distributions $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ result in an age between 13.25 and 14.25 Gyr, with a relative uncertainty of about 21 per cent. These estimates include only the lower limit for the confidence interval. This is because our isochrones do not extend past 14.75 Gyr, which is not enough to establish the upper limit for the confidence interval. Given the latest estimate of the age of the universe of 13.8 Gyr (Planck Collaboration et al. 2016), this is not a concern for objects as old as this set of UFDGs. Fig. 9 shows the most likely isochrone in the CMD for each UFDG, including the low age confidence boundary isochrone. The high age confidence boundary isochrone is shown only for Boo I. The accuracy of our estimates of $\log Z, (m - M)$, and $E(m_{606} - m_{814})$ from $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ are $\sim 0.5, \sim 0.4$ mag, and ~ 0.04 mag, respectively. Taking into account the confidence intervals, these results are in line with the values reported by the previous studies listed in Table 5. Our results support a scenario in which the star formation in these UFDGs occurred as early as redshift $z \sim 6$.

Our age estimates are consistent with those of Brown et al. (2014), especially for Boo I, CVn II and Com Ber, for which our

estimates are within the reported confidence intervals. Our results are also in good agreement with Weisz et al. (2014) for the case of Her, and Leo IV. For the case of CVn II, there is a discrepancy between the estimated ages by Brown et al. (2014) and Weisz et al. (2014), the latter being significantly younger. Our result supports the age determined by Brown et al. (2014). The younger age for CVn II by Weisz et al. (2014) could be due to their lower quality photometric data, which is remarkably noisier about the MSTO, as already discussed by Brown et al. (2014).

The comparison between the age estimates by Brown et al. (2014) and our work is particularly relevant, considering that both works rely on the same CMDs. In general, the age estimates are consistent, but ours present larger uncertainties. Part of the differences between their results and ours is due to the different methods, with a non-negligible contribution from the different set of isochrones. Whereas our isochrones are computed in steps of 0.25 Gyr, the step in their grid is 0.1 Gyr. Their isochrones follow the proportions of the metallicity distribution from their spectroscopic data, using a grid with a fine step of 0.2 dex in $[\text{Fe}/\text{H}]$, while our isochrones are limited to discrete published values of Z . Moreover, unlike our isochrones, theirs include binary systems, and thus they may be more realistic since binary stars in UFDGs may reach up to 50 per cent (Geha et al. 2013). Even though we do not reach the accuracy of the work by Brown et al. (2014), the goal of our technique is focused on estimating *simultaneously* a set of multiple parameters using *only* stellar photometry. Age determinations by procedures like that of Brown et al. (2014) are preceded by several steps, e.g. measuring the metallicity, and estimating $(m - M)$ and $E(m_{606} - m_{814})$. The advantage of our approach is the fast and simultaneous multiple parameter estimation, intended for automated analysis of massive data sets.

4.2.1 Searching for double bursts in UFDGs

We searched for a possible second stellar population in the UFDGs of our sample. From our \mathcal{L}_N distributions there is a hint of a possible double population only for UMa I (Figs 11b and c), but they do not rule out the hypothesis of a single burst. Considering UMa I as a double stellar population, the most likely isochrones describe two possible SGBs in the CMD of this galaxy, as seen in Fig. 11(a). The

¹¹ Stars marked in pink in Fig. 9 were removed, in order to clean contaminating outlier sources (such as foreground stars or background galaxies) that are non-modellable points by the isochrone set in consideration. These stars carry a very small $p(s_k|h_i)$, which may be critically risky, in some cases, since a single star with $p(s_k|h_i) = 0$ may collapse the whole likelihood during the multiplication process of equation (9), as noted by Tolstoy & Saha (1996).

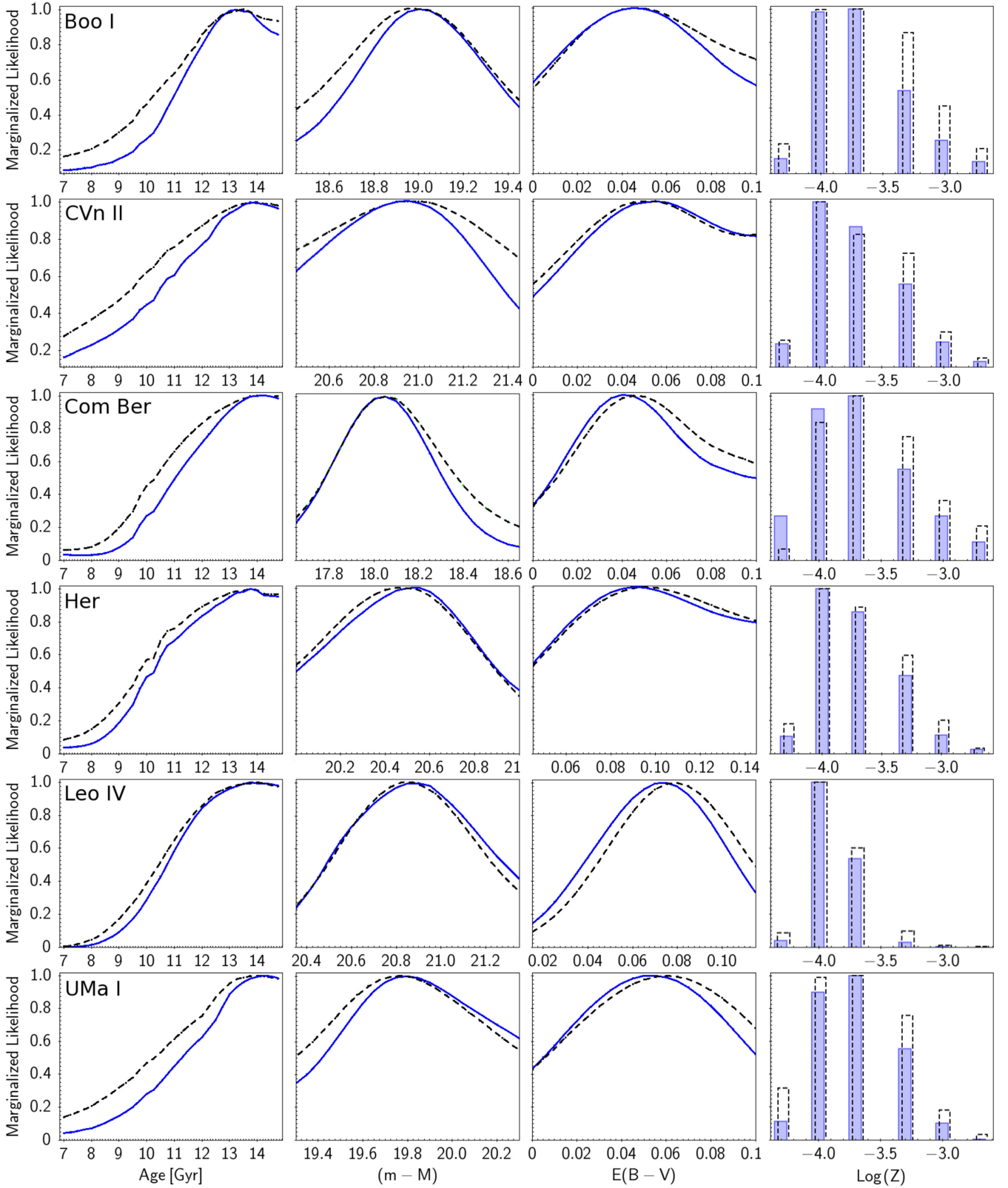


Figure 10. $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions for t , $(m - M)$, $E(B - V)$, and $\log Z$. Two different subsamples were defined for each UFDG by trimming the sample below the colour coded m_{814} magnitude cuts shown in Fig. 9.

Table 5. Physical parameters of the UFDGs.

UFDG	Work	t (Gyr)	$\log(Z)$	$(m - M)$	$E(B - V)$
Bootes I	Present	$13.25_{-2.25}$	$-3.7^{+0.4}_{-0.5}$	19.0 ± 0.35	0.05 ± 0.05
	Brown et al. (2014)	$13.3 \pm 0.3 \pm \sim 1$	-4.1 ± 0.5	$19.11 \pm 0.07 \pm 0.01$	0.04 ± 0.01
	McConnachie (2012)	–	-4.32 ± 0.11	19.11 ± 0.08	0.017
Canes Venatici II	Present	$13.75_{-3.25}$	$-4^{+0.7}_{-0.3}$	20.9 ± 0.5	$0.05^{+0.06}_{-0.04}$
	Brown et al. (2014)	$13.6 \pm 0.3 \pm \sim 1$	-4.7 ± 0.6	$21.04 \pm 0.06 \pm 0.01$	0.04 ± 0.01
	Weisz et al. (2014)	$10.0^{+1.5}_{-1.1}$	–	–	–
	McConnachie (2012)	–	-4.0 ± 0.05	21.02 ± 0.06	0.010
Coma Berenices	Present	$14.0_{-3.25}$	$-3.7^{+0.4}_{-0.6}$	18.05 ± 0.35	$0.04^{+0.05}_{-0.03}$
	Brown et al. (2014)	$13.9 \pm 0.3 \pm \sim 1$	-4.3 ± 0.5	$18.08 \pm 0.10 \pm 0.01$	0.04 ± 0.01
	McConnachie (2012)	–	-4.4 ± 0.05	18.2 ± 0.20	0.017
Hercules	Present	$13.75_{-3.25}$	$-4^{+0.7}_{-0.3}$	20.5 ± 0.5	$0.09^{+0.7}_{-0.5}$
	Brown et al. (2014)	$13.1 \pm 0.3 \pm \sim 1$	-4.4 ± 0.4	$20.92 \pm 0.05 \pm 0.01$	0.09 ± 0.01
	Weisz et al. (2014)	$13.0^{+0.3}_{-2.8}$	–	–	–
	McConnachie (2012)	–	-4.2 ± 0.04	20.6 ± 0.2	0.063
	Musella, Ripepi & Marconi (2012)	–	-4.1 ± 0.15	20.6 ± 0.2	0.09 ± 0.02
Leo IV	Present	$13.75_{-3.0}$	$-4^{+0.4}_{-0.2}$	20.9 ± 0.35	0.07 ± 0.02
	Brown et al. (2014)	$13.1 \pm 0.4 \pm \sim 1$	-4.3 ± 0.6	$21.12 \pm 0.07 \pm 0.01$	0.08 ± 0.01
	Weisz et al. (2014)	$11.7^{+1.4}_{-4.2}$	–	–	–
	McConnachie (2012)	–	-4.3 ± 0.07	20.94 ± 0.09	0.026
	Moretti et al. (2009)	–	-4.1 ± 0.1	20.94 ± 0.07	0.04 ± 0.01
Ursa Major I	Present	$14.0_{-2.5}$	$-3.7^{+0.5}_{-0.5}$	19.8 ± 0.5	0.05 ± 0.05
	Brown et al. (2014)	$12.7 \pm 0.3 \pm \sim 1$	-4.4 ± 0.5	$20.10 \pm 0.05 \pm 0.01$	0.05 ± 0.01
	McConnachie (2012)	–	-4.0 ± 0.04	19.93 ± 0.10	0.020

Note. For our work, we quote the $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ estimates derived from the subsamples that include only the stars brighter than ~ 0.5 mag below the MSTO. $E(m_{606} - m_{814})$ was transformed to $E(B - V)$ following Bedin et al. (2005). The Brown et al. (2014) ages correspond to the mean age of two fits to the CMD. The first uncertainty in t and $(m - M)$ corresponds to the statistical uncertainty, the second value to a systematic uncertainty. Their estimates were calibrated with the globular cluster M92, adopting an age of 13.2 Gyr, systematic uncertainty of ~ 1 Gyr, $(m - M) = 14.62 \pm 0.01$, and $E(B - V) = 0.023$. Their metallicity is presented using the media and stdev from their reported metallicity distributions. The Weisz et al. (2014) age indicate the epoch at which 70% of the stellar mass was formed. Their uncertainties include the random and systematic uncertainties. The McConnachie (2012) values come from estimates by other authors using diverse techniques.

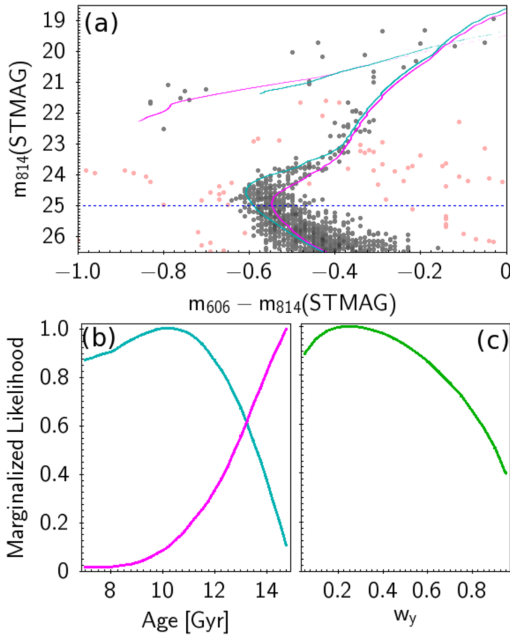


Figure 11. Two stellar populations in UMa I. (a) Isochrones from age estimates 11.5 Gyr (blue) and 14.75 Gyr (magenta) are shown. We remark the width of the SGB. Only stars above the dotted horizontal line were considered in the analysis. (b) $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions for t_y and t_o . (c) $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distribution for w_y .

$\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$ distributions lead to ages of $t_y = 10.0^{+3.5}_{-5.0}$ Gyr for the younger population and $t_o = 14.75_{-2.0}$ Gyr for the older one, with a relative weight for the younger population of $w_y = 0.25^{+0.50}_{-0.25}$. Taking into account the uncertainties, there is not conflict between t_o and the age of the universe. These estimates are in good agreement with those by Brown et al. (2014), $t_y = 11.6$ Gyr, $t_o = 14.1$ Gyr, and $w_y = 0.55$. Considering the overlap of the \mathcal{L} distributions for t_y and t_o in Fig. 11(a), we cannot rule out a scenario of continuous star formation starting ~ 13.5 Gyr ago and lasting for ~ 1.5 Gyr until ~ 12 Gyr ago. Nevertheless, support for the double population nature of UMa I was found from its metal content by Webster, Bland-Hawthorn & Sutherland (2015). Webster et al. (2015) compared the observed and the theoretical metallicity distributions of the UFDGs in our sample. For UMa I, they explored two different enrichment scenarios. In the first scenario, an instantaneous burst occurs 14.1 Gyr ago with a extremely poor metallicity. As the stars evolve, they enrich the medium from which a second population forms 2.5 Gyr later (using the parameters determined by Brown et al. 2014). In the second scenario, stars form continuously for ~ 0.1 Gyr, enriching the medium as they age. They conclude that the observed distribution of metals in UMa I favours the first scenario with a double burst.

For the other UFDGs in our sample, Boo I, CVn II, Com Ber, Her, and Leo IV we do not find significant evidence of the presence of a second population. Either the estimates of t_y and t_o are so close within each other inside the confidence interval, or the fraction of stars attributed to one of the bursts is too small (≤ 15 per cent). Webster et al. (2015) find that the metallicity

distributions of these five galaxies are reproduced better by a single continuous star formation model than by a double population. For Leo IV, their results are not very conclusive due to the scarcity of stars.

5 CONCLUSIONS

We present a fast code based on Bayesian inference with the main purpose of estimating the age, metallicity, distance modulus, and colour excess of stellar populations from their CMD. We introduce a new method to estimate the ages of double (or multiple) stellar populations, as well as the stellar contribution of each starburst. The code evaluates the likelihood, \mathcal{L} , of each combination of parameters, producing a \mathcal{L} distribution. We estimate the parameter values and their confidence intervals from the marginalized likelihood distributions, $\mathcal{L}_N^{\text{marg}}$. The possibility of evaluating the parameter in this manner represents an alternative to the Monte Carlo approach, which requires a large number of calculations to compare several stochastically populated isochrones with the observed CMD (Dolphin 2002).

We test our procedure on mock CMDs of simple stellar populations, recovering the full set of input parameters (age , Z , $m - M$, $E(V - D)$), and examined its performance on the age estimates depending on the number of stars on the CMD. We also explored the effects of the sample selection on the resulting parameter estimates. We trimmed the observed and mock CMD samples by discarding the stars fainter than various cuts in apparent magnitude, and found that keeping only the stars brighter than ~ 0.5 mag below the MSTO results in significantly lower uncertainties. Including fainter stars is not inoffensive, enhancing the uncertainty on each of the estimated parameters.

We also study mock CMDs of double stellar populations. We closely recover the correct values of each input parameter for each population, except in the cases of poorly populated bursts and of bursts of very similar age. For the latter we recover the age of the most prominent burst only. The accuracy of the estimated age for each burst depends remarkably on its relative contribution to the number of stars in the double population. The age of the dominating burst is determined with higher accuracy. Although the age estimate of each component of the double populations considered in this work are satisfactory, the resulting \mathcal{L} distributions of the weight of each population tend to be too wide, and non-Gaussian. They entail a low accuracy which does not allow us to discard the possibility of simple stellar populations. To establish the meaningfulness of the pair of estimated ages, additional information favouring a double population is required.

We used our tool to analyse in detail three LMC star clusters from the Bitsakis et al. (2017) sample. The CMD of cluster IR1-1959 clearly corresponds visually to a simple stellar population. The CMDs of NUV-1781 and IR1-297 show visual signs of double populations, an hypothesis that was tested in our analysis. Using known priors for Z , ($m - M$), and $E(B - V)$, for the LMC, we estimated the age of IR1-1959, and the age and relative fraction of each stellar population in NUV-1781 and IR1-297. Further work is required in order to establish the reliability of the number of star bursts that have occurred in these clusters.

Finally, we determined t , Z , ($m - M$), and $E(B - V)$ for 6 UFDGs from their *HST* ACS ($m_{606} - m_{814}$, m_{814}) CMDs. We obtained results consistent with previous works for all the parameters (Table 5). Our results support the notion that UFDGs contain very ancient stars of first or second generation formed in the early universe. The age of these galaxies is older than ~ 13.5 Gyr and they are very metal poor, with $\log Z \sim -4$. We searched for a possible second

stellar population in the UFDGs in our sample, and found low signs of a double population for the case of UMa I, in agreement with previous work by other authors, although, our analysis also supports the single stellar burst hypothesis.

ACKNOWLEDGEMENTS

The authors thank Dr. T.M. Brown and his team for sharing the UFDG data used in this work. V. H. Ramírez-Siordia thanks X. Hernández and M. Cerviño for illuminating discussions during the early phases of this project. The authors acknowledge the thorough reading of the original manuscript by the reviewer, Nicolas Martin, as helpful in reaching a clearer and more complete final version. The research in this paper is part of the PhD thesis of V. H. Ramírez-Siordia in the Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM) graduate program in astrophysics. He thanks the support from the Instituto de Radioastronomía and Astrofísica, its staff, and Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACyT) for the scholarship granted. He is especially grateful to his family for their warm assistance during hard times. B. Cervantes Sodi acknowledges financial support through Programa de Apoyo a Proyectos de Investigación e Innovación Tecnológica (PAPIIT) project IA103517 from Dirección General de Asuntos del Personal Académico de la UNAM (DGAPA-UNAM). G. Bruzual acknowledges financial support through PAPIIT projects IG100115 and IG100319 from DGAPA-UNAM. T. Bitsakis acknowledges support from the CONACyT Research Fellowships program. We gratefully acknowledge support from the program for basic research of CONACyT through grant number 252364. The figures in this article were produced using the Tool for Operations on Catalogues And Tables (TOPCAT) graphics viewer and tabular data editor.

REFERENCES

- Aparicio A., Hidalgo S. L., 2009, *AJ*, 138, 558
 Basu D., 1977, *J. Am. Stat. Assoc.*, 72, 355
 Bedin L. R., Cassisi S., Castelli F., Piotto G., Anderson J., Salaris M., Momany Y., Pietrinferni A., 2005, *MNRAS*, 357, 1038
 Bitsakis T., Bonfini P., González-Lópezlira R. A., Ramírez-Siordia V. H., Bruzual G., Charlot S., Maravelias G., Zaritsky D., 2017, *ApJ*, 845, 56
 Bitsakis T., González-Lópezlira R. A., Bonfini P., Bruzual G., Maravelias G., Zaritsky D., Charlot S., Ramírez-Siordia V. H., 2018, *ApJ*, 853, 104
 Brown T. M. et al., 2012, *ApJ*, 753, L21
 Brown T. M. et al., 2014, *ApJ*, 796, 91
 Bruzual G., 2010, *Phil. Trans. R. Soc. A*, 368, 783
 Cabrera-Ziri I. et al., 2016, *MNRAS*, 459, 4218
 Charlot S., Bruzual A. G., 1991, *ApJ*, 367, 126
 Chen Y., Bressan A., Girardi L., Marigo P., Kong X., Lanza A., 2015, *MNRAS*, 452, 1068
 Dolphin A., 1997, *New A*, 2, 397
 Dolphin A. E., 2002, *MNRAS*, 332, 91
 Gallart C., Zoccali M., Aparicio A., 2005, *ARA&A*, 43, 387
 Geha M. et al., 2013, *ApJ*, 771, 29
 Harris J., Zaritsky D., 2001, *ApJS*, 136, 25
 Hernandez X., Valls-Gabaud D., 2008, *MNRAS*, 383, 1603
 Hernandez X., Valls-Gabaud D., Gilmore G., 1999, *MNRAS*, 304, 705
 Keller S. C., Wood P. R., 2006, *ApJ*, 642, 834
 Kirby E. N., Simon J. D., Geha M., Guhathakurta P., Frebel A., 2008, *ApJ*, 685, L43
 Kroupa P., 2001, *MNRAS*, 322, 231
 Marigo P., Bressan A., Nanni A., Girardi L., Pumo M. L., 2013, *MNRAS*, 434, 488
 McConnachie A. W., 2012, *AJ*, 144, 36
 Mighell K. J., 1999, *ApJ*, 518, 380

- Mighell K. J., Rich R. M., Shara M., Fall S. M., 1996, *AJ*, 111, 2314
Moretti M. I. et al., 2009, *ApJ*, 699, L125
Musella L., Ripepi V., Marconi M., 2012, *A&A*, 556, 11
Pawitan Y., 2013, *All Likelihood: Statistical Modelling and Inference Using Likelihood*, Oxford University Press, Oxford
Perren G. I., Vázquez R. A., Piatti A. E., 2015, *A&A*, 576, A6
Planck Collaboration et al., 2016, *A&A*, 594, A13
Ricotti M., Gnedin N. Y., 2005, *ApJ*, 629, 259
Sand D. J., Strader J., Willman B., Zaritsky D., McLeod B., Caldwell N., Seth A., Olszewski E., 2012, *ApJ*, 756, 79
Tolstoy E., 1996, *ApJ*, 462, 684
Tolstoy E., Saha A., 1996, *ApJ*, 462, 672
Verde L., 2010, in Wolschin G., ed., *Lectures on Cosmology Accelerated Expansion of the Universe*. Springer Verlag, Berlin, Germany
Walker A. R., 2012, *Ap&SS*, 341, 43
Walmswell J. J., Eldridge J. J., Brewer B. J., Tout C. A., 2013, *MNRAS*, 435, 2171
Webster D., Bland-Hawthorn J., Sutherland R., 2015, *ApJ*, 799, L21
Weisz D. R., Dolphin A. E., Skillman E. D., 2014, *ApJ*, 789, 148
Westera P., Lejeune T., Buser R., Cuisinier F., Bruzual G., 2002, *A&A*, 381, 524
Zaritsky D., Harris J., Thompson I. B., Grebel E. K., Massey P., 2002, *AJ*, 123, 855
Zaritsky D., Harris J., Thompson I. B., Grebel E. K., 2004, *AJ*, 128, 1606

This paper has been typeset from a $\text{\TeX}/\text{\LaTeX}$ file prepared by the author.

7. Poblaciones Estelares en la Nube Mayor de Magallanes

A continuación presentamos un resumen de nuestro trabajo “A Novel Method to Automatically Detect and Measure the Ages of Star Clusters in Nearby Galaxies: Application to the Large Magellanic Cloud” [Bitsakis *et al.* \(2017\)](#), seguido por la transcripción de este artículo.

La principal motivación de este trabajo fue recuperar la historia de formación estelar en la Nube Mayor de Magallanes. Para ello detectamos cúmulos estelares en la Nube Mayor de Magallanes, estimamos sus edades y estudiamos su distribución espacial en relación con la edad. Para ello desarrollamos un nuevo método automatizado que detecta cúmulos estelares y estima su edades con sus respectivos intervalos de confianza, eliminando las posibles estrellas contaminantes de fondo.

Los cúmulos estelares de las Nubes de Magallanes nos proveen la oportunidad de conocer las historias de formación estelar de ambas nubes. Estudios previos para determinar la SHF de la Nube Mayor de Magallanes han sido realizados previamente con resultados que no convergen. Por ejemplo, [Glatt *et al.* \(2010\)](#) encontraron que durante el pasado giga año han habido varios periodos de formación estelar intensa, siendo los más prominentes hace 125 y 800 mega años, mientras que estudios de [Baumgardt *et al.* \(2013\)](#) sugieren un brote de formación estelar hace un giga año con poca evidencia de formación estelar posterior, [Nayak *et al.* \(2016\)](#) reportan evidencia de un pico de formación estelar hace 125 mega años y [Harris & Zaritsky \(2009\)](#) encontraron picos de formación estelar a 12, 100 500 y 1000 mega años, indicando que la formación estelar se habría presentado en episodios múltiples. Estudios de simulaciones teóricas han señalado que la Nube Mayor de Magallanes y la Nube Menor de Magallanes podrían estar en su primer encuentro con la Vía Láctea, y que pudieron haber tenido un choque directo hace 100-300 mega años ([Besla *et al.*, 2007b, 2012](#); [Kallivayalil *et al.*, 2013](#); [Yoshizawa & Noguchi, 2003](#)). Esta fuerte interacción podría haber detonado la formación estelar en la Nube Mayor de Magallanes. En este trabajo estimamos la historia de formación estelar de la Nube Mayor de Magallanes y en el capítulo siguiente hacemos lo mismo para la Nube Menor de Magallanes, con el propósito de determinar si sus brotes estelares ocurrieron simultáneamente como producto directo de las interacciones que hubiera habido entre ellas.

Utilizando imágenes de mosaicos fotométricos con estrellas resueltas de cuatro diferentes sondeos que mapearon la Nube Mayor de Magallanes en diferentes regiones y en varias bandas (U, B, V, y Gunn *i*), utilizamos las posiciones de las estrellas con el propósito de detectar cúmulos estelares. La fotometría de las estrellas fue corregida utilizando los mapas de extinción de [Zaritsky *et al.* \(2004\)](#). Con el propósito de detectar cúmulos estelares a partir de la distribución espacial de las estrellas, diseñamos y utilizamos un código basado en el método de *cuenta de estrellas* (estudiado por ([Schmeja, 2011](#)), quien encontró que ofrece buenos resultados y es más rápido que otros tres procedimientos evaluados). El método es simple y rápido, consiste fundamentalmente en contar las estrellas de una región de interés y comparar esta cuenta con el número esperado de estrellas en relación a un umbral asociado a la densidad de estrellas de fondo. Comprobamos la eficiencia del código usando distribuciones espaciales artificiales con cúmulos escondidos en estrellas de fondo, obteniendo resultado satisfactorios (Tabla 1 en [Bitsakis *et al.* \(2017\)](#)). Con este método obtuvimos un catálogo de 5459 asociaciones estelares en la

Nube Mayor de Magallanes, que incluyen 1.9 millones de estrellas con fotometría corregida en el los filtros (U, B, V, y Gunn i).

Las estrellas contaminantes de fondo en la asociaciones detectadas, fueron limpiadas calculando la probabilidad de membresía al cúmulo, siguiendo el formalismo presentado en la Ecu. 15 de Ramírez-Siordia *et al.* (2019) (Capítulo 6). Con el propósito de desechar falsos cúmulos detectados aprovechamos este cálculo, descartando del catálogo final los cúmulos que presentaban menos de 20 estrellas con $p_{\text{memb}} \geq 90$. Esto significó una reducción de $\sim 11\%$ de detecciones, adoptando un catalogo final de 4850 cúmulos candidatos.

Determinamos la posición y el radio para cada cúmulo detectado utilizando el código SExtractor (Bertin & Arnouts, 1996), que ajusta la posición y el radio de una distribución de grupos de estrellas. Con el fin de revisar los tamaños de los cúmulos, implementamos un método independiente para estimar alternativamente sus tamaños. El procedimiento fue utilizar la p_{memb} de las estrellas de cada cúmulo y medir la distancia entre el centro del cúmulo a su estrella más lejana que cumpla $p_{\text{memb}} \geq 0.6$. Encontramos resultados casi idénticos con ambos métodos (Figura 6 en Bitsakis *et al.* (2018b)).

Estimaciones previas de las edades de cúmulos en la Nube Mayor de Magallanes se han hecho mediante ajustes a ojo de isocronas en el DCM (Glatt *et al.*, 2010; Nayak *et al.*, 2016; Piatti *et al.*, 2015; Pietrzynski & Udalski, 2000), o comparando la fotometría integrada de los cúmulos estelares con la fotometría de isocronas teóricas (Asa'd *et al.*, 2016; Popescu *et al.*, 2012).¹⁰ Para estimar las edades de los cúmulos estelares detectadas, nosotros utilizamos ajustes de diagramas color-magnitud usando el método descrito en el Capítulo 6, obteniendo dataciones objetivas con intervalos de confianza a partir de las distribuciones de verosimilitud en función de la edad, $\mathcal{L}(t)$. En estos ajustes solo las estrellas con $p_{\text{memb}} \geq 0.6$ fueron utilizadas.

Con el propósito de obtener una datación más robusta de los cúmulos detectados, obtuvimos las estimaciones de edad usando tres diagramas color-magnitud diferentes a partir de las combinaciones fotométricas: (U-V) versus V, (B-V) versus V y (V- i) versus i .¹¹ Es decir, para cada cúmulo obtuvimos tres estimaciones de la edad según la combinación de bandas fotométricas. Las edades resultantes fueron combinadas entre sí para obtener una mejor estimación de la edad, siguiendo la ecuación 5 en Bitsakis *et al.* (2018b). En la Figura 7 de Bitsakis *et al.* (2017) comparamos las dataciones de los cúmulos que tenemos en común con investigaciones independientes, encontrando resultados consistentes.

Con este procedimiento, encontramos un pico prominente en la edad de ~ 310 mega años, dos secundarios a 160 y 500 mega años, y un pequeño incremento en la formación de cúmulos entre 10-20 mega años. Estos resultados concuerdan en buena medida con los de Harris & Zaritsky (2009), quienes reportan picos a 12, 100, 500 y 1000 mega años. Obteniendo resultados de una formación estelar por episodios, consistente con eventos fortuitos de formación estelar, como la posible colisión cercana entre la Nube Mayor de Magallanes y la Nube Menor de Magallanes, y el resultado de Besla *et al.* (2007b) que indica que las Nubes de Magallanes están en su primer y único encuentro con la Vía Láctea.

¹⁰Frecuentemente las edades de los cúmulos estimadas con ajustes de isocronas se reportan sin los intervalos de confianza (ver Figura 7 en Bitsakis *et al.* (2017)).

¹¹Un tema interesante consiste en determinar las virtudes de cada combinación de bandas en relación a la determinación de los distintos parámetros, no obstante, dicho tema está más allá del propósito de esta tesis. Por ello, lo hemos planteado como un trabajo futuro (Apéndice A).




Por otro lado, descubrimos que solo el 50% de los cúmulos encontrados son mas viejos que 300 mega años. Esto puede deberse a un sesgo de detección, sin embargo, la distribución puede ser real, considerando la posibilidad de desbaratamientos de cúmulos por el ambiente de las fuertes interacciones internas y externas entre las Nubes de Magallanes y la Vía Láctea.

Estudiamos la distribución espacial de los cúmulos en relación a sus edades (Figuras 10 y 11 de [Bitsakis *et al.* \(2018b\)](#)), encontrando que los cúmulos más viejos que 750 mega años están predominantemente concentrados en la barra y fuera de la barra se presentan con una distribuidos uniforme. Los cúmulos más jóvenes se localizan generalmente fuera de la barra. Los cúmulos demasiado jóvenes (menores a 50 mega años) se distribuyen mayoritariamente en el brazo de la Nube Mayor de Magallanes (en las regiones norte y noreste) y al rededor de la barra, justo donde yacen los supercascarones de HI ([Kim *et al.* \(2003\)](#); Figura 12 en el Capítulo 4), y en la región de formación estelar de 30 Doradus. Nuestros resultados muestran un escenario de formación estelar de adentro hacia afuera para la Nube Mayor de Magallanes, durante el pasado giga año. Análisis basados en gradientes de metalicidad apoyan este escenario de formación estelar en la Nube Mayor de Magallanes ([Cioni, 2009](#); [Vlajić *et al.*, 2009](#)).

Finalmente, reportamos un catálogo final de 4850 cúmulos estelares con los siguientes parámetros: (1), un ID del cúmulo; (2) y (3), la posición del centro del cúmulo en ascensión recta y declinación; (4), el radio del cúmulo; (5), (6) y (7), la edad estimada final del cúmulo con su incertidumbre inferior y superior (ver Tabla 2 de [Bitsakis *et al.* \(2017\)](#)). El catálogo completo está publicado en [Bitsakis *et al.* \(2018a\)](#). Una correlación cruzada con los catálogos de [Bica *et al.* \(2008\)](#) y [Werchan & Zaritsky \(2011\)](#), muestra que identificamos 3451 nuevos cúmulos en el área de 7 grados² que exploramos.



A Novel Method to Automatically Detect and Measure the Ages of Star Clusters in Nearby Galaxies: Application to the Large Magellanic Cloud

T. Bitsakis¹ , P. Bonfini¹, R. A. González-Lópezlira^{1,2,3}, V. H. Ramírez-Siordia¹, G. Bruzual¹, S. Charlot⁴ , G. Maravelias^{5,6}, and D. Zaritsky⁷ 

¹ Instituto de Radioastronomía y Astrofísica, Universidad Nacional Autónoma de México, Morelia, 58089, Mexico; t.bitsakis@crya.unam.mx

² Helmholtz-Institut für Strahlen- und Kernphysik (HISKP), Universität Bonn, Nussallee 14-16, D-53115 Bonn, Germany

³ Argelander Institut für Astronomie, Universität Bonn, Auf dem Hügel 71, D-53121 Bonn, Germany

⁴ Sorbonne Universités, UPMC-CNRS, UMR7095, Institut d'Astrophysique de Paris, F-75014 Paris, France

⁵ Instituto de Física y Astronomía, Universidad de Valparaíso, Av. Gran Bretaña 1111, Casilla 5030, Valparaíso, Chile

⁶ Astronomický ústav, Akademie věd České republiky, Fričova 298, 251 65 Ondřejov, Czech Republic

⁷ Steward Observatory, University of Arizona, Tucson, AZ 85719, USA

Received 2017 May 2; revised 2017 July 5; accepted 2017 July 5; published 2017 August 11

Abstract

We present our new, fully automated method to detect and measure the ages of star clusters in nearby galaxies, where individual stars can be resolved. The method relies purely on statistical analysis of observations and Monte-Carlo simulations to define stellar overdensities in the data. It decontaminates the cluster color–magnitude diagrams and, using a revised version of the Bayesian isochrone fitting code of Ramírez-Siordia et al., estimates the ages of the clusters. Comparisons of our estimates with those from other surveys show the superiority of our method to extract and measure the ages of star clusters, even in the most crowded fields. An application of our method is shown for the high-resolution, multiband imaging of the Large Magellanic Cloud. We detect 4850 clusters in the 7 deg^2 we surveyed, 3451 of which have not been reported before. Our findings suggest multiple epochs of star cluster formation, with the most probable occurring $\sim 310 \text{ Myr}$ ago. Several of these events are consistent with the epochs of the interactions among the Large and Small Magellanic Clouds, and the Galaxy, as predicted by N -body numerical simulations. Finally, the spatially resolved star cluster formation history may suggest an inside-out cluster formation scenario throughout the LMC, for the past 1 Gyr.

Key words: catalogs – galaxies: star clusters: general – Magellanic Clouds – methods: statistical

Supporting material: machine-readable table

1. Introduction

Star clusters provide a unique tool to understand the star formation history of Local Group galaxies, given their well constrained distances and our ability to determine their ages with good precision. They can also provide significant information about the initial mass function (IMF), the distribution of star formation within a galaxy, and whether star formation occurs everywhere synchronously (Maragkoudakis et al. 2017).

The Large Magellanic Cloud (LMC) is not only one of the nearest galaxies, it is also an exceptional laboratory of galaxy evolution under the influence of strong gravitational interactions. The LMC and the Small Magellanic Cloud (SMC), constitute an interacting pair, which is also bound to the Galaxy. It is believed that the Magellanic Stream—a 180 kpc long intergalactic filament that extends from the LMC to the SMC and through the Galactic south pole—is a relic of strong tidal encounters between the aforementioned galaxies (see Yoshizawa & Noguchi 2003; Besla et al. 2012).

Various authors have attempted to study the formation of star clusters in the LMC. Bica et al. (2008) compiled a general catalog, using all of the previously known sources, as well as their own findings based on visual inspection on Sky Survey plates. Their catalog contains 9305 extended objects in the Magellanic System (the LMC, the SMC and the stream); among these, about 3700 have been identified as clusters/associations in the LMC. Using the Bica et al. catalog, Glatt et al. (2010) estimated the cluster ages through visual fitting of their color–magnitude diagrams (CMDs) with isochrones generated by the Geneva and Padova codes

(Lejeune & Schaerer 2001; Girardi et al. 1995, respectively). They concluded that there were various periods of intense star cluster formation over the last 1 Gyr, the two most prominent of which occurred 125 and 800 Myr ago. In addition, Baumgardt et al. (2013) compiled a new catalog with the ages of 307 clusters by selecting the best age estimations from previous publications. Their data suggest a burst of cluster formation about 1 Gyr ago, with little evidence for the existence of similar activity afterwards. More recently, Nayak et al. (2016) presented a semi-automated method to estimate age and reddening of 1072 star clusters in the LMC. They found at least one major cluster formation event 125 Myr ago. There seems, therefore, to be a consensus that the LMC experienced various episodes of star formation, plausibly compatible—given the uncertainties—with the results of N -body simulations on the tidal interactions between the Magellanic Clouds and/or the Galaxy. Recently, such simulations which made use of the latest proper motion observations, suggested that the Magellanic Clouds are probably in their first passage about the Galaxy (e.g., Besla et al. 2007, 2012; Kallivayalil et al. 2013).

Despite all of this progress, the aforementioned studies exploring the age distribution and properties of star clusters in the LMC did not only demand significant time and effort to be conducted, but they also introduced important biases (as described in Sections 3 and 4). Piatti & Bica (2012) have shown that, when not correctly addressing the field-star contamination, one can detect more false associations than real star clusters—owing to stochastic fluctuations. In this work, we introduce the first, fully automated method able to

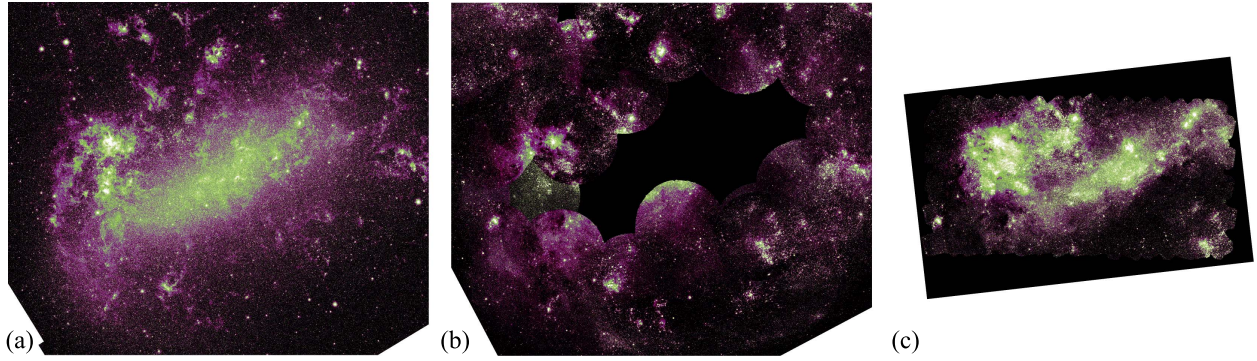


Figure 1. Example of the multiband data we used in our work: (a) a *Spitzer*/IRAC 3.6 μm mosaic of the central region of the LMC (Meixner et al. 2006), (b) the *GALEX*/NUV mosaic without the central bar (Simons et al. 2014), and (c) the central region observed by *Swift*/UVOT (Siegel et al. 2014).

detect and determine the ages of star clusters in nearby galaxies. The detection is performed using a novel spatial clustering procedure that is described analytically in Section 3, while in Section 4 we present the age identification algorithm. Since this method is fully computer-based, it avoids important biases that may be introduced by the limitations of solely visual identification; it is also more suited to the use of clustering thresholds and multi-wavelength data. Using the results of our algorithms, in Section 5, we present the LMC star cluster properties, as well as their age and spatial distributions. Finally, we briefly give our summary and conclusions in Section 6.

Throughout this work, we assume a distance modulus for the LMC of 18.50 mag (Walker 2012).

2. The Data

2.1. Imaging

The archival data used in this work were acquired from several diverse large surveys, which mapped the Magellanic Clouds at various bands (some examples are shown in Figure 1). Starting from shorter wavelengths, Simons et al. (2014) composed a mosaic using archival data from the *Galaxy Evolution Explorer* (*GALEX*; Martin et al. 2005) at the near-ultraviolet (NUV) band ($\lambda_{\text{eff}} = 2275 \text{ \AA}$). The mosaic covers an area of 15 deg^2 on the LMC. All exposures of the same field were co-added to improve the signal-to-noise ratio. The median exposure time was 733 s, and the 5σ depth varied between 20.8 and 22.7 mags. Unfortunately, this mosaic does not cover the central $\sim 3 \times 1 \text{ deg}^2$ of the LMC (the bar-region), due to detector limitations. This area was later observed by the *Swift* Ultraviolet-Optical Telescope (UVOT) Magellanic Clouds Survey (SUMAC; Siegel et al. 2014), which covered an area of $\sim 4 \times 2 \text{ deg}^2$ around the bar-region, with typical exposures of 3000 s in all three NUV filters of this instrument (*UVW1*, *UVM2*, and *UVM2*).

The optical data used here are from the Magellanic Cloud Photometric Survey (MCPS; Zaritsky et al. 2004). These authors observed the central 64 deg^2 of the LMC with 3.8–5.2 minute exposures at the Johnson *U*, *B*, *V*, and Gunn *i* filters of the Las Campanas Swope Telescope. Typical seeing was 1.5 arcsecond, with limiting magnitudes that varied, depending on the filter, between 21.5 mag for *U* and 23.0 mag for *i*.

Meixner et al. (2006) performed a uniform and unbiased imaging survey of the LMC (called Surveying the Agents of a Galaxy’s Evolution, or SAGE), covering the central 7 deg^2

with both the Infrared Array Camera (IRAC; Fazio et al. 2004) and the Multiband Imaging Photometer (MIPS; Rieke et al. 2004) on-board the *Spitzer Space Telescope*. The SAGE survey produced mosaics at 3.6, 4.5, 5.8, and 8.0 μm for IRAC, and at 24, 70, and 160 μm for MIPS. The exposure times varied between 43–60 s, depending on the band, and added up to a total of 291 hr for IRAC and 217 hr for MIPS. Our current analysis has been performed on the area covered by SAGE, and we cropped accordingly the mosaics of *GALEX*, SUMAC, and MCPS surveys.

2.2. Photometric Catalog and Extinction Corrections

Using DAOPHOT II (Stetson 1987), Zaritsky et al. (2004) elaborated a photometric catalog, which contains 24.5 million sources in the area covered by MCPS. They also estimated the line-of-sight extinctions of the stars in their catalog to produce an extinction map of the LMC. To that end, they compared the observed stellar colors with those derived by the stellar photospheric models of Lejeune et al. (1997). Thus, they measured the effective temperature (T_{eff}) and the extinction (A_V) along the line of sight to each star, adopting a standard Galactic extinction curve. They produced two A_V maps, one for hot ($12,000 \text{ K} < T_{\text{eff}} \leq 45,000 \text{ K}$) and one for cool ($5,500 \text{ K} < T_{\text{eff}} \leq 6,500 \text{ K}$) stars.

Using these extinction maps, we correct the observed colors of the cluster candidate and field comparison stars, after separating them into two categories depending on their color (and thus their T_{eff}). Stars having $(B - V) \leq 0.20$, which corresponds to A5 or earlier type stars with $T_{\text{eff}} \geq 78,00 \text{ K}$, are classified as hot and corrected with the hot star map, whereas for stars with $(B - V) > 0.20$, we use the cool star map. We also adopt $R_V = 3.1$ and relative extinctions A_X/A_V from Schlegel et al. (1998).

3. The Cluster Detection Methodology

3.1. Selecting the Appropriate Extraction Algorithm

Detecting spatial clustering of stars in the Galaxy as well as in nearby galaxies, where individual stars can be observed, is a challenging task. Since star clusters are not found in isolation and many times are projected over very crowded fields (e.g., on the central bar of the LMC), it is nearly impossible for a visual search to distinguish cluster members from field stars. An automated method that is based on statistical analysis and Monte-Carlo simulations is arguably more prone to succeed. Schmeja (2011) presented a comparison between four different

cluster detection algorithms, which we briefly describe in the following: (1) the star counts, (2) the nearest neighbor, (3) the Voronoi tessellation, and (4) the separation of the minimum spanning tree. The star counts method simply counts stars located in a region of interest and detects overdensities above some local background threshold that is defined by the user. The nearest neighbor method estimates the local source density by measuring the distance of each object to its n th nearest neighbor. A Voronoi tessellation partitions an (x,y) plane with n points into n polygons, such that each polygon contains only one point, and then defines the local source density as the reciprocal of the area of the polygon around this point. Finally, the separation of the minimum spanning tree traces a unique set of lines (called edges), connecting a given set of vertices without closed loops, such that the sum of the edge lengths is minimum; by applying the desired length threshold, star clusters can be defined. As Schmeja (2011) explains, he carried out Monte-Carlo simulations of synthetic star clusters using simple power-law, Gaussian, or King spatial stellar distributions. Then he examined the performance of the aforementioned algorithms and concluded that, while distinct centrally concentrated clusters are detected by all methods, those with low overdensity or highly hierarchical structure are only reliably detected by methods with inherent smoothing, i.e., the star counts and nearest neighbor algorithms. Based on these considerations, and taking into account that the latter requires significantly larger computational time ($\times 200$ longer), the star counts method was selected as the optimal approach for our analysis.

3.2. Implementing the Detection Sequence

Images of reasonable resolution and depth (i.e., allowing to observe and resolve individual stars) are crucial for the identification of the candidate clusters. After detecting the positions of all the stars in an image through a source extraction code (e.g., SExtractor; Bertin & Arnouts 1996), we create a pixel-map, where each star (or extended object) is represented by a single pixel. This is done to remove the effects of seeing and extended sources (e.g., galaxies) from the subsequent analysis. All these pixel stars are assigned the same arbitrary flux value, since their spatial density, and not the photometric properties, is the important parameter for the cluster detection sequence. Once the conversion of the observed image to a pixel-map is done, the star cluster detection code is applied. The main virtue of the code is that it only requires to adjust two parameters: the size of the region of interest and the detection threshold. The region of interest is a box where the density of stars is counted and compared to the local background density, which is estimated over a much larger box, whose size is not critical as long as it samples the local background density well. After accurate testing, we observed that the ideal size of the region-of-interest is approximately that of a cluster at the distance of the LMC (~ 60 arcsec in diameter; Nayak et al. 2016), since it minimizes the detection of false associations.

A more critical parameter to set is the detection threshold (Σ_{det}). As described in Schmeja (2011), large values of Σ_{det} will be able to detect real overdensities only in low background density regions. On the other hand, low Σ_{det} values may be able to extract clusters in high background density regions (e.g., the LMC bar), at the cost of detecting many false associations (results of random projections) in the lower density regions, such as the outskirts of the galaxy. For this reason, our code is

Table 1
Recovery Rates from the Results of Monte-Carlo Simulations

Telescope/ Filter	Background Density Pixel Stars deg^{-2}	Artificial Cluster Recovery Rate (%) ^a	False Association Detections (%) ^b
<i>Spitzer</i> IRAC1	10^5 (high) ^c	97	92
<i>Spitzer</i> IRAC1	10^4 (low)	97	10
<i>GALEX</i> NUV	$2 \cdot 10^4$ (high)	100	3
<i>GALEX</i> NUV	10^3 (low)	95	13
<i>Swift</i> UVW1	$5 \cdot 10^4$ (high)	70	7

Notes.

^a Fraction of artificial clusters recovered by the code.

^b Fraction of false associations with respect to the total number of artificial clusters.

^c The LMC bar is considered a high background density region; low background density regions are more than 3.5 deg away from the bar.

using a variable Σ_{det} value that changes as a function of the local background density. To define the relation between Σ_{det} and the background density, we performed Monte-Carlo simulations with artificial clusters having both Gaussian as well as uniform overdensity profiles (accounting for both compact and diffuse clusters), projected over various background values. In Table 1, we list the background densities (both high and low), and the rates of artificial cluster recovery and false association detection, in all the different filters we used during the extraction sequence. Our variable Σ_{det} is able to maintain a constant detection rate.

Using this Σ_{det} calibration, we run the detection code to identify star clusters. At this step, pixel stars, which are considered to be cluster members, are recorded, while pixel stars deemed as background “counts” are excluded from further analysis. Once we are left with the “good” pixel-map (i.e., where each pixel-star is a bona-fide member of a cluster), we need to determine the cluster center and radius. To do so, we use again SExtractor, which is able to detect flux emitted by coherent pixel groups, and provide their centroid and size. We therefore need to “fool” SExtractor into interpreting our good pixel-map as a flux map. We achieve this by smoothing the good pixel-map with a large kernel (similar to that of the point-spread function), to redistribute the arbitrary flux in each pixel-star over the neighboring pixels. This will give a flux-like image over which we can run SExtractor using its intuitive setup. Since the flux-like image is generated from the pixel-map that contains only cluster members, it does not suffer from any ambiguity related to the background. In practice, we recreated the original image, but background subtracted (where “background” in this context means “field stars”). We have to stress here that, due to stellar resolution incompleteness in the most crowded regions of massive clusters (representing $< 1\%$ of our sample), there might be an overestimation of the final cluster radius of the order of 10%–20%.

To maximize the detection of as many clusters as possible (both young and old), we apply our detection sequence to images at different wavelengths (see Figure 2). For this purpose, we have used imaging from *GALEX* and *Swift* in the UV (that probes the hot massive stars), and the *Spitzer* IRAC, which is dominated by old stellar populations and low-mass stars. Our catalog contains 5459 cluster candidates in an area covering the central 7 deg^2 of the LMC. For each cluster center

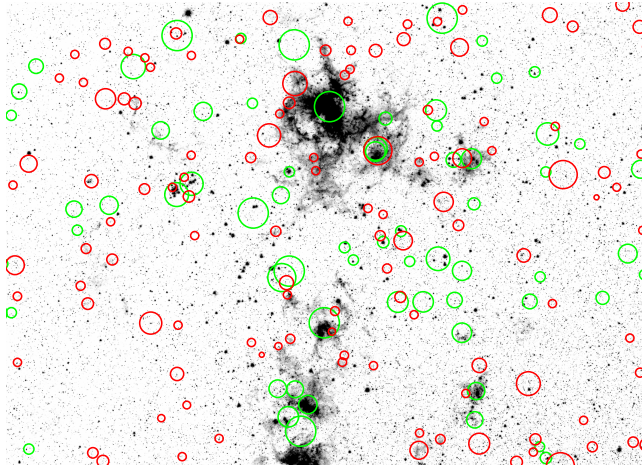


Figure 2. Details of the candidate cluster detection process near the 30 Doradus region of the LMC. Green circles correspond to detections made on the *GALEX*/NUV data, while red circles correspond to those made on *Spitzer*/IRAC data. The background image is the *Spitzer*/IRAC 3.6 μm from Meixner et al. (2006).

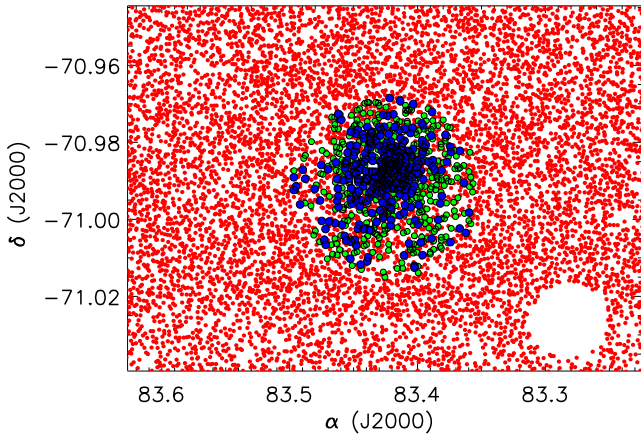


Figure 3. Example of the decontamination procedure on the candidate cluster IR1-297. In this figure, stars are color-coded based on the membership probability (p_{memb}) associated by our code. We see that stars with $p_{\text{memb}} \geq 0.90$ (blue circles) are concentrated in the center of the cluster, surrounded by stars with $0.60 < p_{\text{memb}} \leq 0.90$ (green circles). On the other hand, while several field stars (with $p_{\text{memb}} \leq 0.60$; shown in red circles) are projected on the cluster, they are mostly distributed away from its center. Notice the empty region in the bottom-right corner; it corresponds to stars masked-out by the code, since they belong to a neighboring cluster.

and radius (defined by the SExtractor), we find all the stars within by cross-correlating with the extinction corrected MCPS catalog (see Section 2.2). This procedure has produced a photometric catalog of 1.9 million stars located in our candidate clusters.

4. Determination of the Star Clusters' Ages

The determination of the age of a star cluster is a rather challenging process and can be performed using various techniques. One can fit the observed color–magnitude diagram (CMD) of a cluster with sets of theoretical isochrones—this method is arguably the most commonly used—or compare its observed integrated colors (or spectrum) with those derived by theoretical modeling. Although in theory star clusters should present well-defined CMDs, in practice there are a number of factors that introduce significant noise and biases. Field-star

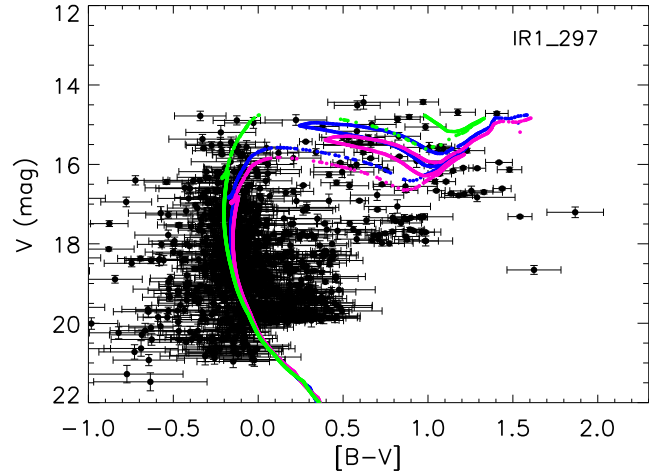


Figure 4. An example of the $V - i$ vs. i CMD fitting: cluster candidate IR1-297. Blue: isochrone with the highest likelihood that corresponds to 117 Myr age; green: isochrone in the 16th percentile (71 Myr); magenta: isochrone in the 84th percentile (130 Myr). Only stars with $p_{\text{memb}} > 0.60$ are considered.

contamination, both from the LMC and the Galaxy; photometric limitations and incompleteness; metallicity gradients; multiple main-sequence turn-offs (MSTOs); and blue straggler and binary stars are some major complications.

Previous attempts to determine the ages of the LMC star clusters relied mostly on visual identification techniques. For instance, Pietrzynski & Udalski (2000), Glatt et al. (2010), and Piatti et al. (2015) determined the ages of their clusters through visual identification of the MSTO, after eliminating the field stars by examining the CMD of a region around each cluster. Popescu et al. (2012) carried out a comparison of the integrated broadband photometry of each cluster with models, though without performing a field-star decontamination. More recently, Nayak et al. (2016) used a semi-automated method to estimate the ages. Although the final age determination was decided again by visually fitting the MSTO, a quantitative automated method was used to constrain the range of plausible ages and decontaminate the clusters. Finally, Asa'd et al. (2016) used a code to fit the integrated spectra of star clusters with sets of theoretical models, albeit without removing the contribution of field stars from the spectra. In the next paragraphs, we present a novel age determination method: it is a completely automated, Bayesian CMD fitting algorithm.

4.1. Decontamination of the CMDs

A crucial step in defining a cluster CMD is the proper accounting of the field-star contamination. Here we use a process similar to that described in Mighell et al. (1996). For each cluster candidate CMD, our code also produces a field-star CMD, using all the stars contained in a box of 0.16 deg^2 around the cluster center but excluding any stars located $\leq 0.05 \text{ deg}$ from the cluster. This is done to sample well the surrounding field-star CMD without including any unaccounted cluster stars located outside the cluster radius. The CMDs are then binned along both axes using the color and magnitude uncertainties—in our case, we used $\delta(\text{color}) = 0.5 \text{ mag}$ and $\delta(\text{magnitude}) = 1 \text{ mag}$. The code estimates the membership probability (p_{memb}) of each star to belong to the given cluster, by considering the number of stars populating the corresponding bins in the cluster and field CMDs.

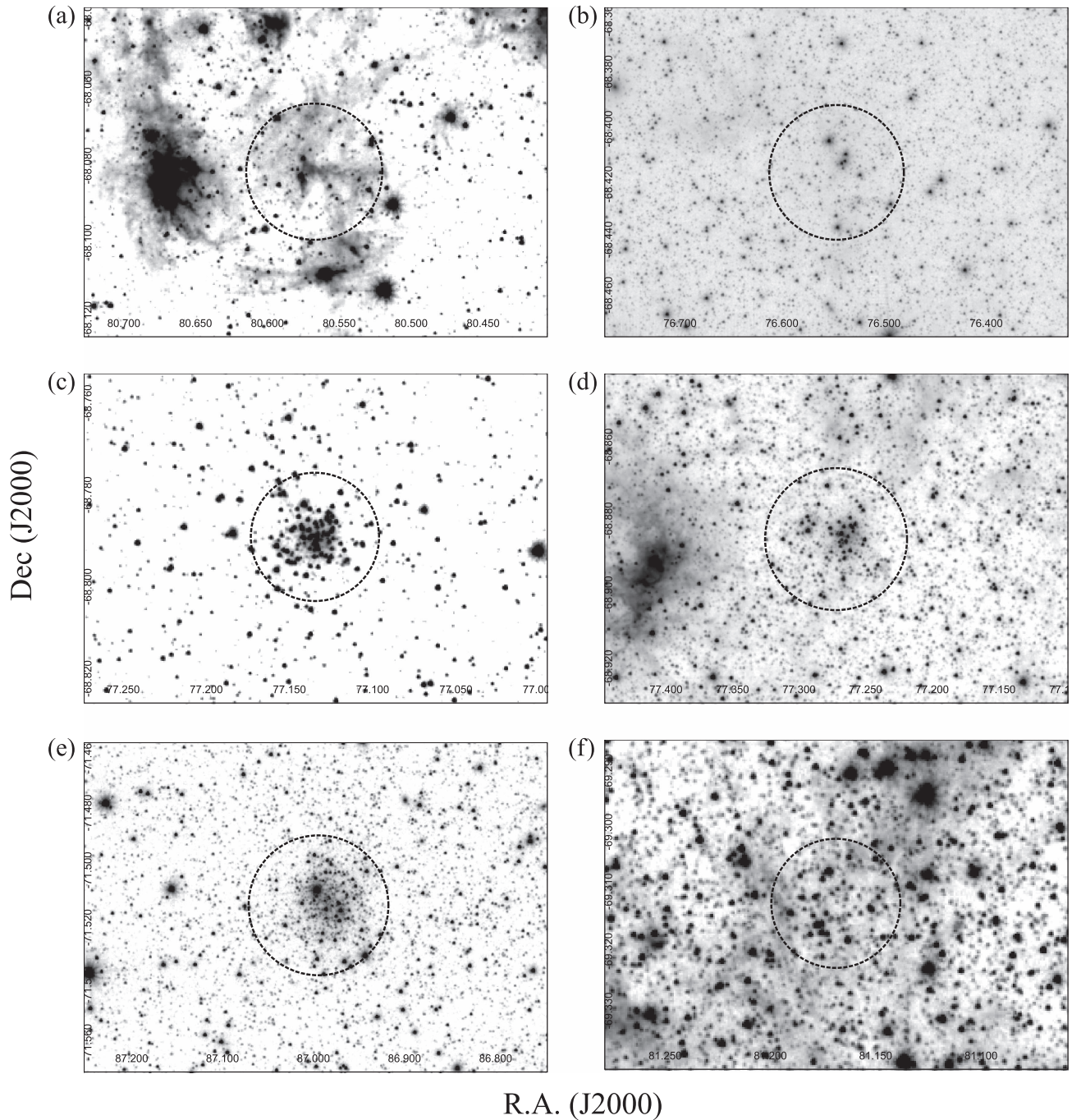


Figure 5. Examples of clusters from our catalog presented on the *Spitzer* IRAC 3.6 μm image. The dashed black lines mark the radii, as defined by the star-counts code. (a): cluster NUV-729, age $12.7^{+9.2}_{-3.6}$ Myr; (b) NUV-1711, age $18.2^{+2.7}_{-0.4}$ Myr; (c) IR1-1718, age $53.7^{+10.8}_{-6.9}$ Myr; (d) IR1-1700, age $81.2^{+9.9}_{-7.1}$ Myr; (e) IR1-284, age 549^{+226}_{-113} Myr; and (f) IR1-1169, age $4.89^{+0.72}_{-2.26}$ Gyr. Note that clusters (a) and (e) were not included in the catalog compiled by Bica et al. (2008).

Table 2
Star Cluster Catalog

CID	R.A.(J2000) (deg)	Decl.(J2000) (deg)	Radius (deg)	log(Age) (years)	Lower unc. (years)	Upper unc. (years)
IR1-1	76.6915	-72.3672	0.0086	8.92	8.83	8.95
M2-1065	78.8299	-68.7034	0.0094	8.02	7.63	8.12
NUV-10	75.0914	-71.5908	0.0097	8.14	8.01	8.22

Note. The lower and upper uncertainty bounds are calculated as the 16th and 84th percentiles, respectively.

(This table is available in its entirety in machine-readable form.)

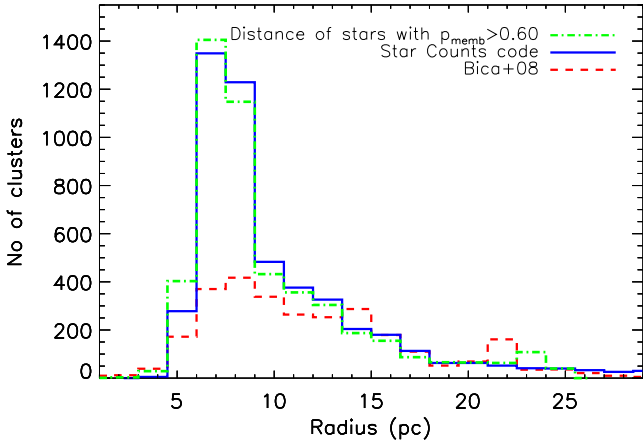


Figure 6. Distribution of star cluster radii in our sample (solid blue line), compared with that from Bica et al. (2008, dashed red line). The dashed-dotted green line is also our distribution of radii, albeit derived in an independent way, using the furthest cluster star with $p_{\text{memb}} > 0.60$.

In particular, we adopted the following formula:

$$p_{\text{memb}} = 1 - \frac{N_{*,\text{field}}}{N_{*,\text{cluster+field}}} \cdot \frac{A_{\text{cluster}}}{A_{\text{field}}}, \quad (1)$$

where $N_{*,\text{field}}$ is the number of field stars (in the 0.16 deg^2 box), and $N_{*,\text{cluster+field}}$ is the total number of stars contained within the cluster radius (i.e., a combination of field and cluster stars) in each color–magnitude bin. A_{field} and $A_{\text{cluster+field}}$ are the sizes of the areas from which the field and cluster+field stars are extracted, respectively. Each cluster star candidate is hence assigned a p_{memb} , which will later be used by the age determination code. An example of the results of this procedure for the candidate cluster IR1-297 is presented in Figure 3; stars with $p_{\text{memb}} \geq 0.90$ are represented with blue circles, in green circles are those with $0.60 < p_{\text{memb}} \leq 0.90$, while all other stars (having $p_{\text{memb}} \leq 0.60$) are shown as red circles. Most stars in the central denser region of the cluster are assigned a higher membership probability, while green and red circles are mainly encountered in the periphery of the cluster. Therefore, our CMD decontamination is also consistent with the expected radial distribution of the clusters. It is also noteworthy that during this decontamination procedure we excluded from the field region all those stars that might belong to some neighboring clusters, hence keeping clean and unbiased the field-star CMD (e.g., see the empty space in the bottom-right corner of Figure 3). Finally, the code discards as a false detection any cluster candidate with fewer than 20 stars with $p_{\text{memb}} \geq 0.60$. We imposed this additional step to eliminate any false associations detected during the cluster extraction process; the number of candidates found from star counts thus decreased from 5459 to 4850 ($\approx 11\%$ reduction).

4.2. The Cluster Age Determination Algorithm

To determine the ages of our clusters, we used a Bayesian approach to obtain the most likely theoretical isochrone that reproduces the observed CMD. The method is analytically described in Hernandez & Valls-Gabaud (2008), and Walmswell et al. (2013). In this method, each theoretical isochrone is treated as a probability density function (PDF) on the CMD.

Therefore, the probability that a cluster star i located at $(x_i \pm \sigma_{x,i}, y_i \pm \sigma_{y,i})$ will come from a model isochrone n is

$$p_i = \int \rho_n(x, y) U_i(x - x_i, y - y_i) dx dy, \quad (2)$$

where $U_i(x - x_i, y - y_i)$ is the error function for the star i and $\rho_n(x, y)$ is the PDF along the model isochrone n . The error function of the star is taken as a bivariate Gaussian:

$$U_i(x - x_i, y - y_i) = \frac{1}{2\pi\sigma_{x,i}\sigma_{y,i}} e^{-\left(\frac{(x-x_i)^2}{2\sigma_{x,i}^2} + \frac{(y-y_i)^2}{2\sigma_{y,i}^2}\right)}, \quad (3)$$

where the star i is associated with errors $\sigma_{x,i}$ and $\sigma_{y,i}$. Finally, the total likelihood of the cluster to be drawn from the model isochrone n is given by the product of probabilities over the S stars belonging to the cluster:

$$L_n = \prod_{i=1}^S p_i \quad (4)$$

The complete set of such likelihoods (L_n) provides the PDF of the age of the given cluster. The assumed cluster age is the maximum of the PDF, with lower and upper uncertainties calculated as the 16th and 84th percentiles, respectively (e.g., see Figure 4). The code we use was originally developed to infer the star formation histories of systems of few observed stars (such as ultra-faint dwarf galaxies and star clusters), and is analytically described in V. H. Ramírez-Siordia et al. (2017, in preparation), where multiple comparisons with real and simulated clusters are performed to test its accuracy, as well as the effects on estimated ages from the uncertainties on metallicity, distance modulus, and extinction. A difference with the original code is that our version uses p_{memb} , described in Section 4.1, for the estimation of Equation (2) ($p'_i = p_i \cdot p_{\text{memb}}$). Therefore, the final likelihood of the star to belong to the isochrone will be given by the product of the two probabilities. Moreover, the code is allowed to vary the distance modulus by ± 0.25 mag (this corresponds to ≈ 11 kpc), in order to account for distance variations of the clusters in the LMC (Subramanian & Subramanian 2009). To ensure a robust age estimation, we fit the $(U - V)$ versus V , $(B - V)$ versus V , and $(V - i)$ versus i CMDs of each cluster, and we combine the results as described in the next section. A comparison between the ages derived from the three different CMDs, yields median ratios of 1.0 to 1.1 with a standard deviation of the ratios ~ 5.5 .

The isochrones we used are a byproduct of an independent project by S. Charlot & G. Bruzual (2017, in preparation).⁸ These authors have assembled complete sets of PARSEC evolutionary tracks computed by Chen et al. (2015) for 16 values of the stellar metallicity, ranging from $Z = 0.0001$ to $Z = 0.06$, complemented with the work by Marigo et al. (2013) to follow the evolution of stars through the thermally pulsing asymptotic giant branch (TP-AGB) phase. The isochrone synthesis algorithm described by Charlot & Bruzual (1991) is used to build isochrones from the evolutionary tracks at any age. Whereas the galaxy spectral evolution models by Charlot & Bruzual use a large number of empirical and theoretical stellar libraries to describe the spectrophotometric properties of the stars along these isochrones (e.g., Gutkin et al. 2016; Wofford et al. 2016; Vidal-García et al. 2017), for the purpose

⁸ The Charlot & Bruzual isochrones are available to the interested user upon request.

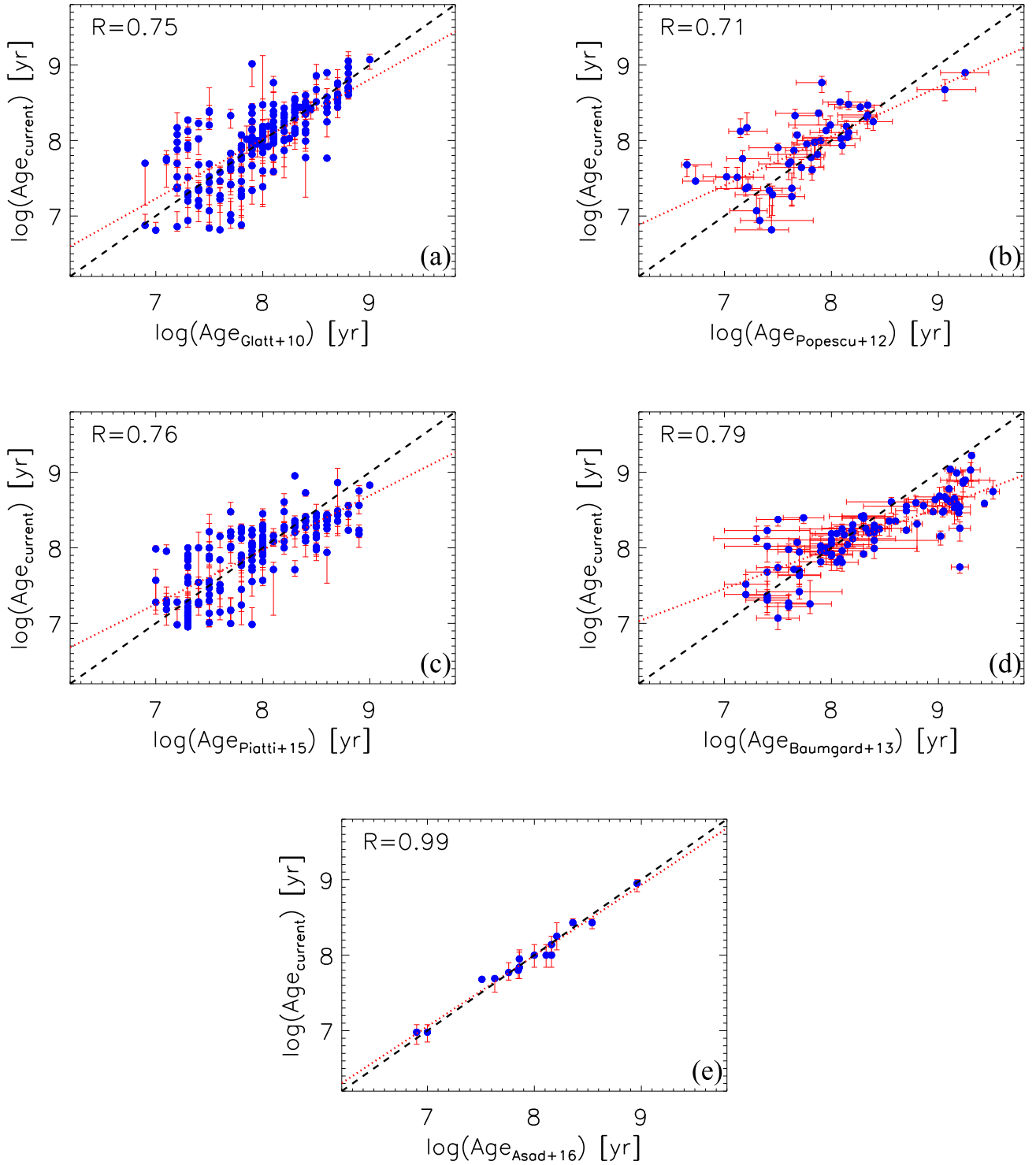


Figure 7. Comparison of the ages determined from our method ($\text{Age}_{\text{current}}$) for clusters we have in common with (a) Glatt et al. (2010), (b) Popescu et al. (2012), (c) Piatti et al. (2015), (d) Baumgardt et al. (2013), and (e) Asa'd et al. (2016). The dashed black lines correspond to the one-to-one correlation, while the dotted red ones are the least square fits to the data. The Pearson correlation coefficients (R) are indicated in the upper left corner of each panel.

of this investigation, we use the BaSeL 3.1 atlas (Westera et al. 2002) to obtain the stellar $UBVi$ magnitudes. The effects of dust shells surrounding TP-AGB stars on their spectral energy distribution is treated as in González-Lópezlira et al. (2010). The BaSeL 3.1 atlas covers uniformly the $(T_{\text{eff}}, \log g)$ plane at the LMC metallicity of $Z = 0.008$ ($[Fe/H] = -0.34$),

according to studies of Cepheid LMC stars (e.g., Romaniello et al. 2005; Keller & Wood 2006). Clusters with ages $\sim 2\text{--}3$ Gyr are expected to have lower metallicities (e.g., $Z = 0.006$; Piatti et al. 2015), but this difference is insignificant compared to the uncertainties in the estimation of their age. Our final grid of 80 isochrones covers the range of $6.9 \leq \log(\text{age}) < 9.7$ years.

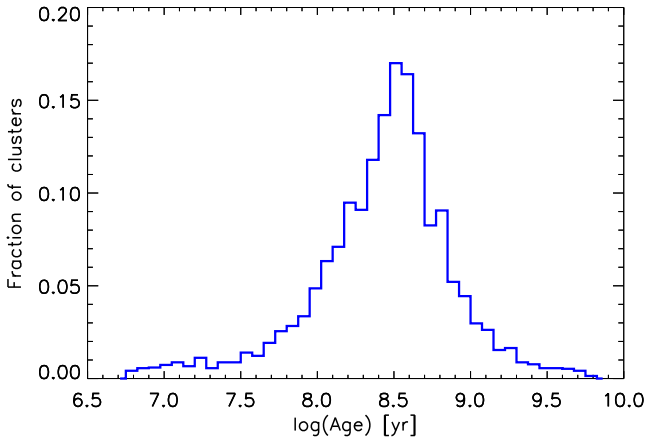


Figure 8. Age distribution of our LMC star clusters.

4.3. Final Star Cluster Catalog

Our final catalog contains 4850 clusters and is presented in Table 2. Column (1) gives the cluster ID assigned by our detection code. Columns (2) and (3), respectively, report the right ascension (R.A.) and declination (decl.) of the cluster centers, in J2000 decimal equatorial coordinates. The cluster radii are presented in column (4). Finally, columns (5), (6), and (7) contain the best age estimation for each cluster, as well as its lower and upper uncertainty bounds (from the 16th and 84th percentiles of the PDF).

The best age for each cluster is calculated as a combination of the ages resulting from the fitting of the aforementioned three CMDs (i.e., $(U - V)$, $(B - V)$, and $(V - i)$), after weighting them by both the number of stars that were used in each fit and the total uncertainty of the corresponding age measurement. This is synopsized by the following formula:

$$\text{Best Age} = \frac{\sum_{i=1}^3 \frac{N_i \text{Age}_i}{\delta \text{Age}_i}}{\sum_{i=1}^3 \frac{N_i}{\delta \text{Age}_i}}, \quad (5)$$

where $i = 1-3$ correspond to the results of the $(U - V)$, $(B - V)$, and $(V - i)$ CMD fits, respectively. N_i is the number of stars fitted in the i -th CMD, Age_i is the best age estimation in that CMD, and δAge_i is the difference between the upper and lower uncertainties of Age_i . In Figure 5, we present some characteristic examples of clusters from our catalog, ordered by increasing age. Although most of them were detected in the same band in which they are displayed (i.e., the *Spitzer* IRAC 3.6 μm), clusters (a) and (b) were only found in the UV bands, thus stressing the importance of using multiple bands in the identification procedure.

The cross-correlation of our new cluster catalog with those of Bica et al. (2008) and Werchan & Zaritsky (2011) shows that we identify 3451 new clusters in the 7 deg^2 we surveyed.

5. Results

5.1. Comparisons of Cluster Radii with Other Surveys

In Figure 6, we compare the distribution of the radii of our clusters (estimated the Gaussian full width at half maximum of each cluster's counts), shown with a solid blue line, with that of the semimajor axes of the clusters from the sample of Bica et al. (2008), presented with a dashed red line. Although they

do not represent the exact same parameter, both distributions peaking around 5–10 pc, with our maximum being more pronounced. Our method fails to detect clusters with radii smaller than 4 pc, a range in which Bica et al. (2008) found 3% of their clusters. At the distance of the LMC, 4 pc correspond to only 8 arcseconds. Since the spatial resolution of the images we used for the cluster identification varies from 2 to 5 arcseconds (0.5–1.25 pc), clusters with $r \leq 4$ pc will be hard to identify unambiguously. To ensure that our code is not subject to some selection bias, we estimate the radii of our clusters in an independent way. In particular, we use the results of the membership probability (presented in Section 4.1) to find, for each cluster, the distance of the furthest cluster star with $p_{\text{memb}} > 0.60$, and then we adopt this as an alternative cluster radius. We over-plot these values in Figure 6, with a dotted-dashed green line and find that it is almost identical to our initial radii estimation. Another important difference with Bica et al. (2008) is the absence of the minor peak at ~ 21 – 22 pc. Such associations could originate after the expulsion of gas during cluster formation, which usually results in rapid mass loss and eventually their dissolution (e.g., Pfalzner 2009). Hence, the detection of these objects is very improbable due to their short lifetimes and low luminosities. Alternatively, this might also be a selection bias introduced by having set an upper limit (i.e., the region-of-interest) on the cluster radii during the detection process.

5.2. Comparisons of Cluster Ages with Other Surveys

In Figure 7, we compare our age estimations for clusters in common with other surveys. Glatt et al. (2010) estimated ages by visually identifying the clusters' MSTOs. They also attempted to decontaminate their CMDs, again by visual means. In fact, the visual identification may underestimate the ages of some clusters, since the existence of blue stragglers or field stars projected on the extrapolation of the main sequence to brighter magnitudes might confuse the observer. Only a statistical method that fits the integrated CMD can overcome such limitations. There is nonetheless, as one can see in panel (a) of Figure 7, a good correlation between the two works (with Pearson $R = 0.75$). In panel (b) of the same figure, we compare our age estimations with those from Popescu et al. (2012), who derived the ages for their clusters by comparing their observed colors with those from Monte-Carlo simulations. Although their method is more sophisticated than visual estimations, unfortunately, it fails to remove the contamination of the field stars and therefore does not appear to correlate with our results better than the previously considered work by Glatt et al.; it yields $R = 0.71$. Piatti et al. (2015) used high-resolution VISTA Magellanic Cloud (VMC) survey near-infrared CMDs to estimate the ages of ~ 300 clusters in the LMC bar and the 30 Dor region. They visually fitted theoretical isochrones on the $(Y - K)$ versus K CMDs, using a sophisticated field-star decontamination technique (Piatti et al. 2014) that takes into account density variations in the field. Comparing their age estimations with ours yields $R = 0.76$. Baumgardt et al. (2013) selected the best age estimates from previous publications to compile their sample. Their results correlate slightly better with our measurements, having $R = 0.79$. Finally, Asa'd et al. (2016) estimated the ages of 27 massive LMC clusters by fitting their integrated cluster spectra with theoretical models (Bruzual & Charlot 2003). Although their sample is very small, their results are in excellent agreement with ours, with $R = 0.99$.

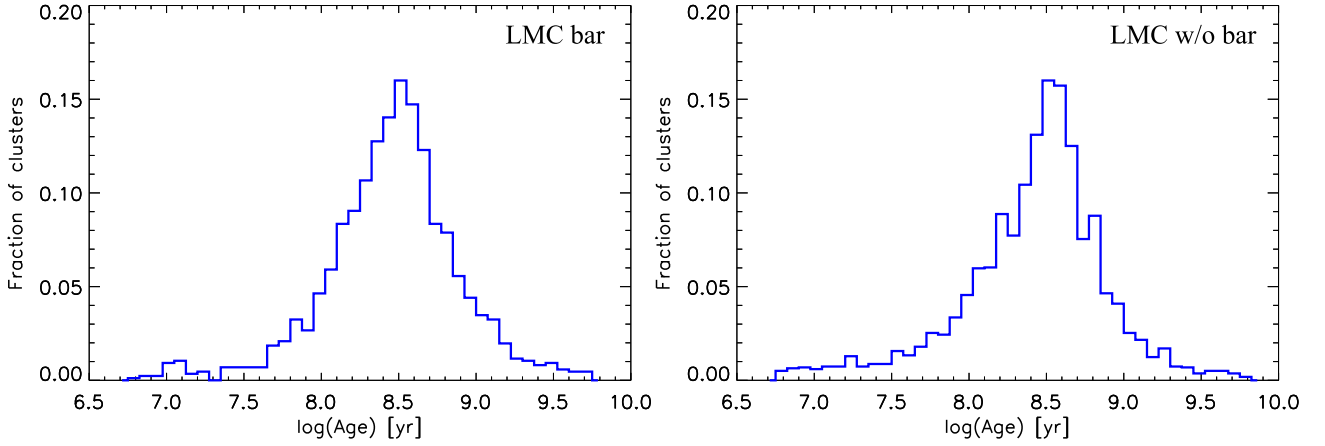


Figure 9. Age distribution of the star clusters found in the LMC bar (left panel) and in the rest of the galaxy (right panel).

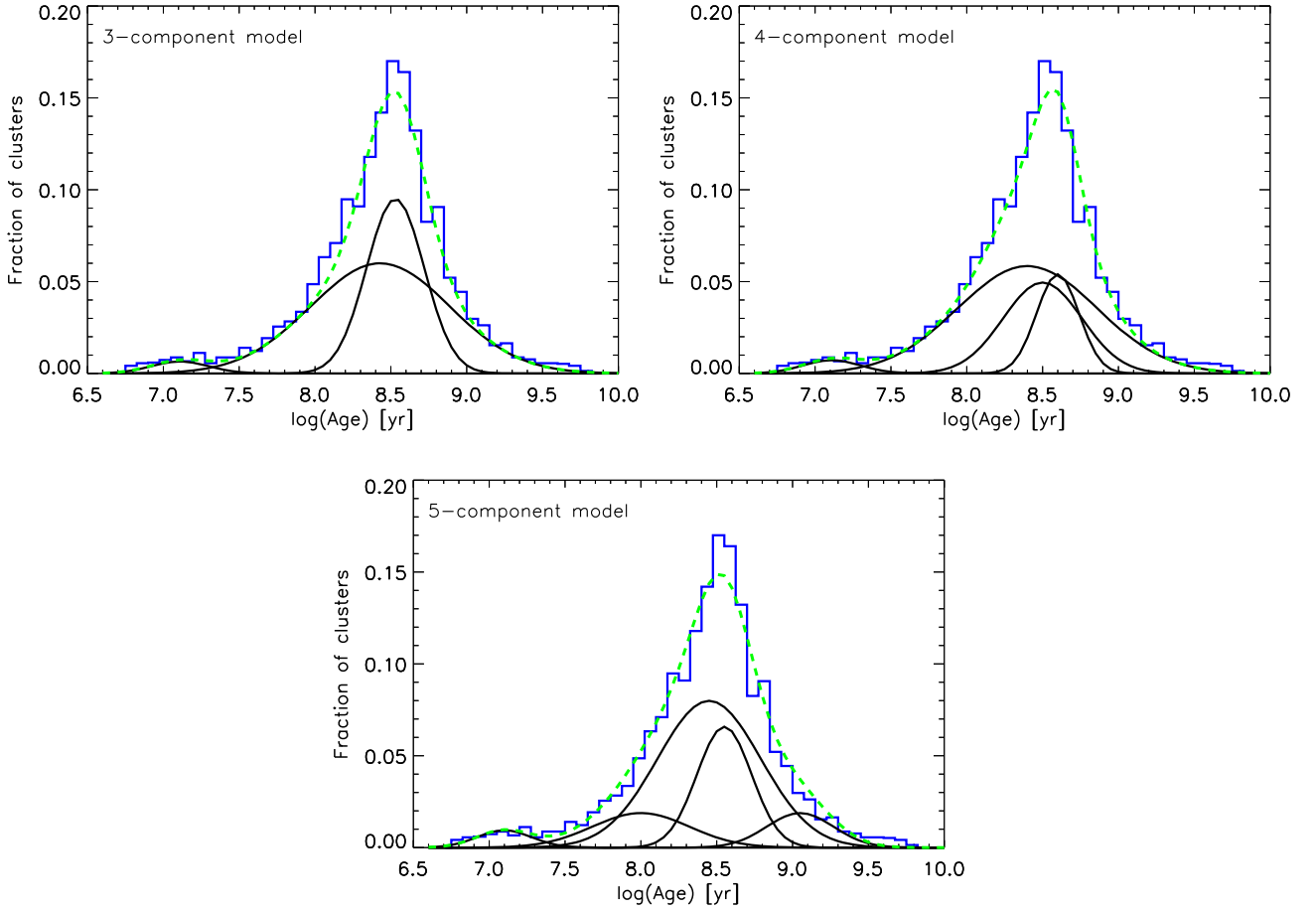


Figure 10. Three (top left), four (top right), and five (bottom) component mixture models (dashed green lines), and their individual constituents (solid black lines).

5.3. Age Distribution of the LMC Star Clusters

With cluster ages and positions available, one can identify prominent peaks in their formation history. This can provide important information about the LMC–SMC–Galaxy interactions in space and time. In Figure 8, we present the age distribution of our clusters. Since histogram peaks can result as artifacts of the binning scheme, we adopted our bin size using the unbiased Freedman–Diaconis rule; its value is 0.075 dex

(well above the resolution of our isochrones, which is 0.03 dex). The histogram shows the existence of at least one significant peak ≈ 310 Myr ago, with secondary ones 160 and 500 Myr ago. Moreover, a smaller increase appears at ≈ 10 –20 Myr. Such enhancements in the cluster formation can be associated with an LMC–SMC direct collision (about 100–300 Myr ago) predicted by the models of Besla et al. (2012), or tidal interactions between the Clouds and the Galaxy. According to Besla et al. (2007), the LMC is still in its first passage about the Galaxy, and the related

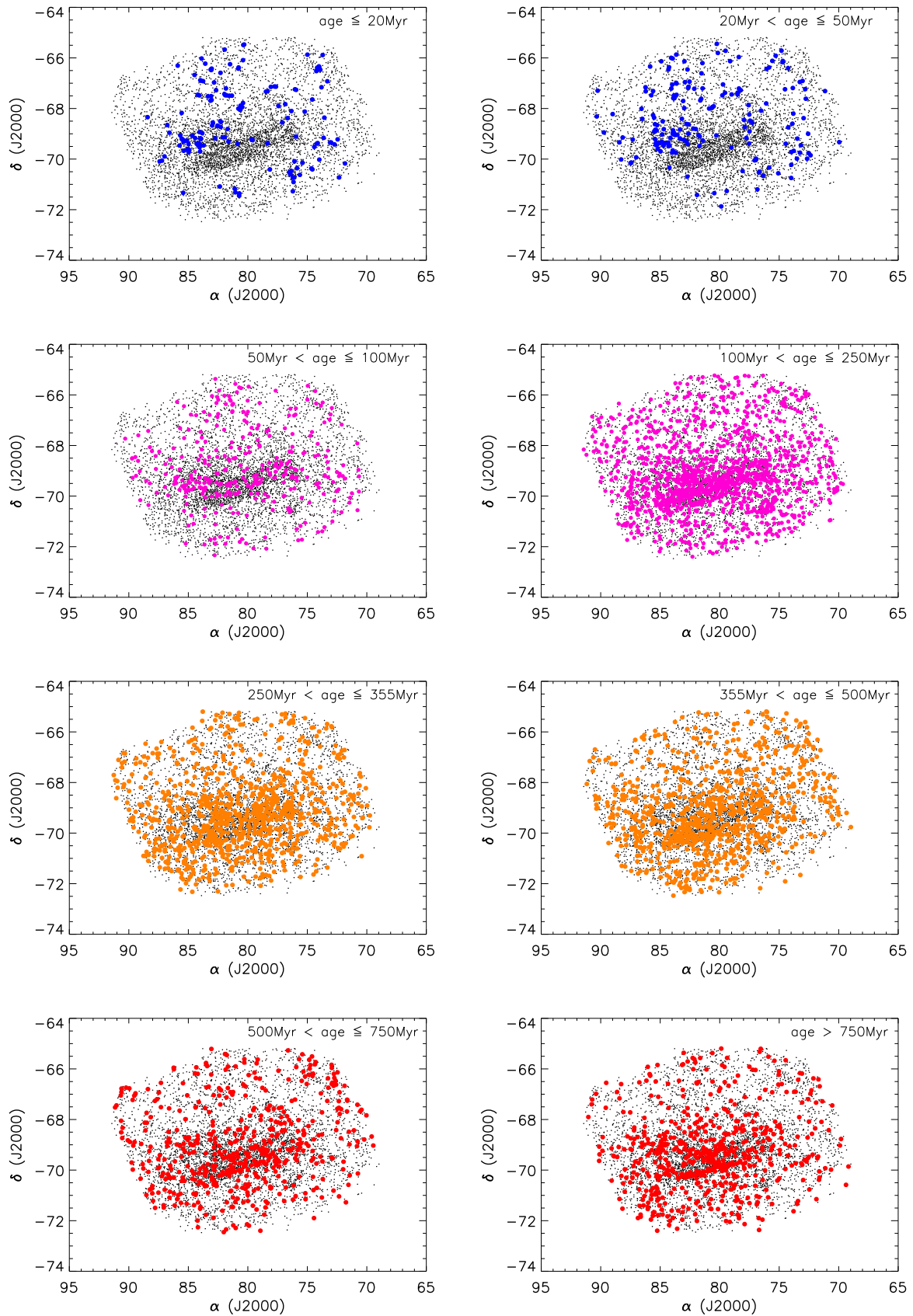


Figure 11. Spatial distribution of ages for all the star clusters in our sample (in black dots). From top-left to bottom-right we present the positions of star clusters with Age ≤ 20 Myr, $20 < \text{Age} \leq 50$ Myr, $50 < \text{Age} \leq 100$ Myr, $100 < \text{Age} \leq 250$ Myr, $250 < \text{Age} \leq 355$ Myr, $355 < \text{Age} \leq 500$ Myr, $500 < \text{Age} \leq 750$ Myr, and Age > 750 Myr.

tides might have triggered star formation during the past gigayear. Similarly, Harris & Zaritsky (2009) studied the star formation history of the LMC, by comparing the MCPS CMDs with theoretical models; they suggested various peaks of star formation (at 12, 100, 500 Myr, and 2 Gyr), many of which are also consistent with our analysis.

Interestingly, the LMC bar (selected loosely by us to lie between R.A. $76^{\text{h}}-85^{\text{h}}$ and decl. $-70^{\circ}.5$ to $-69^{\circ}.0$; see left panel of Figure 9) harbors fewer peaks than anywhere else in the galaxy (right panel of the same figure): there, cluster formation appears only at ~ 10 and 310 Myr ago.

Moreover, only 50% of the clusters we detect are older than ≈ 300 Myr. Although it is true that the MSTOs of such clusters are well below our detection limit, their scarcity is probably real, owing to cluster dissolution. Star clusters are destroyed through various mechanisms, such as residual gas expulsion (e.g., Baumgardt & Kroupa 2007), two-body relaxation, and external tidal fields (e.g., Baumgardt & Makino 2003), as well as via tidal heating from shocks, and the harassment from the passage of giant molecular clouds (e.g., Gnedin & Ostriker 1997; Gieles et al. 2006). According to Baumgardt et al. (2013), as many as 90% of the clusters with ages greater than 200 Myr can be dissolved per dex of lifetime: this could explain the decline of the cluster population older than ~ 500 Myr in our sample.

Albeit cluster dissolution might explain why the age distribution resembles a Gaussian, one can see that additional populations might be drawn by fitting its exact shape using multiple components. For that purpose, we used a code for Bayesian analysis of univariate Gaussian mixtures (NMIX⁹). This code implements the approach presented in Richardson & Green (1997). The results suggest that the above distribution can be fitted either by three, four, or five components (see Figure 10); these solutions have Bayes K-factors between them of ~ 1 , while those including more or fewer components fail to provide good fits (when comparing the successful models to each one of the rejected univariate distributions, we get K-factors > 5). In Figure 10, we show the three successful mixture models (in dashed green lines,) as well as their individual components (solid black lines). It is worth noticing here that the use of variable width in normal (Gaussian) components is a reasonable approximation, since it is expected that the age uncertainties will dominate over the length of the individual star cluster formation events. According to the results of NMIX, the LMC has experienced various epochs of cluster formation over the past gigayear, with the most probable 10, 310, and 400 Myr ago; these events seem to agree with the visually identified peaks presented above. Additionally, possible secondary peaks exist 70 Myr, 250 Myr, and 1.1 Gyr ago.

Important information can also be drawn from the spatial distribution of the cluster ages. In Figure 11, we present that distribution (in decimal equatorial coordinates), with ages separated into eight different bins of varying sizes. As shown, younger clusters (≤ 50 Myr) are mostly distributed in the northern and northeastern regions of the LMC (where the arm is located), as well as around its bar; they tend to gather in the regions indicated by Kim et al. (2003) to host HI supershells (see Figure 6 of that article), and in the star-forming region 30 Dor. On the other hand, older clusters (250–500 Myr) appear

very concentrated in the LMC bar, and relatively uniformly distributed outside of that. These results are consistent with an inside-out formation scenario for the LMC—at least for the past 1 Gyr. Cioni (2009) concluded likewise, based on the observed flattening of the metallicity gradient in the LMC. She argued that, as the galaxy builds-up inside-out, star formation moves toward the outer parts of the galaxy with the result that those regions become enriched by metals and the metallicity gradient flattens out (see also Vlajić et al. 2009, and references therein).

The information presented above can be used not only to study the integrated star formation history of the LMC, but also to constrain dynamical simulations of the interactions among the LMC, the SMC, and the Galaxy. It is also important to infer the properties of the clusters, their relation with the environment, and how they might compare to clusters in other galaxies. In a forthcoming paper, we will apply our novel technique to study the cluster populations of the SMC and other nearby galaxies.

6. Conclusions

We present here a new, fully automated method we have developed to detect and estimate the ages of star clusters in nearby galaxies with resolved stellar populations. The detection is performed using a simple, but robust, algorithm (complemented by Monte-Carlo test simulations) to find overdensities even in the most crowded fields. Our procedure decontaminates the cluster candidate color–magnitude diagrams from field stars and, using a Bayesian isochrone fitting code, estimates their ages. We apply our method on multiband, high-resolution archival images of the Large Magellanic Cloud and we conclude the following.

- (a) Out of 4850 clusters in the 7 deg^2 we surveyed, 3451 have not been reported before. Of those, ~ 150 (3%) have ages ≤ 20 Myr. Young clusters can contribute unique information for determining the stellar initial mass function.
- (b) The distribution of cluster radii is consistent with the expected sizes of clusters in the LMC, peaking at 5–10 pc.
- (c) The results on the age distribution of our star clusters are consistent with various epochs of star cluster formation in the LMC. The most prominent occurred ~ 310 ago, with secondary ones 10, 160, and 500 Myr ago. All these episodes could be the result of interactions between the LMC, the SMC, and the Galaxy, as suggested by the findings of *N*-body simulations (e.g., Yoshizawa & Noguchi 2003; Besla et al. 2012). We also show that the age distribution of the LMC bar star clusters is different from that of the rest of the galaxy.
- (d) The spatial distribution of the clusters as a function of age suggests that the youngest clusters are located outside of the LMC bar (mostly in the northern and northeastern regions of the galaxy), whereas clusters older than 750 Myr preferentially sit in the bar. The regions with the highest concentration of young clusters (< 50 Myr) are those identified by Kim et al. (2003) to host HI supershells. The above results might suggest an inside-out star cluster formation scenario for the LMC, during the past 1 Gyr.

⁹ Publicly available at <https://people.maths.bris.ac.uk/~mapjg/Nmix>.

The authors would like to thank Dr. A. Piatti for insightful comments that helped improve this paper, and Dr. H. Oti for helping with the data acquisition in the initial stages of this investigation. The authors wish to thank the anonymous referee for her/his thorough review and valuable comments. T.B. would like to acknowledge support from the CONACyT Research Fellowships program. We gratefully acknowledge support from the program for basic research of CONACyT through grant number 252364. G.M. acknowledges support from CONICYT, Programa de Astronomía/PCI, FONDO ALMA 2014, Proyecto No 31140024, and GA ČR under grant number 14-21373S. R.A.G.L. thanks DGAPA, UNAM, for support through the PASPA program. G.B. acknowledges support for this work from UNAM through grant PAPIIT IG100115. This research made use of TOPCAT, an interactive graphical viewer and editor for tabular data. IRAF is distributed by the National Optical Astronomy Observatory, which is operated by the Association of Universities for Research in Astronomy (AURA) under cooperative agreement with the National Science Foundation.

ORCID iDs

T. Bitsakis  <https://orcid.org/0000-0001-5787-8242>

S. Charlot  <https://orcid.org/0000-0003-3458-2275>

D. Zaritsky  <https://orcid.org/0000-0002-5177-727X>

References

- Asa'd, R. S., Vazdekis, A., & Zeinelabdin, S. 2016, *MNRAS*, **457**, 2151
- Baumgardt, H., & Kroupa, P. 2007, *MNRAS*, **380**, 1589
- Baumgardt, H., & Makino, J. 2003, *MNRAS*, **340**, 227
- Baumgardt, H., Parmentier, G., Anders, P., & Grebel, E. K. 2013, *MNRAS*, **430**, 676
- Bertin, E., & Arnouts, S. 1996, *A&AS*, **117**, 393
- Besla, G., Kallivayalil, N., Hernquist, L., et al. 2007, *ApJ*, **668**, 949
- Besla, G., Kallivayalil, N., Hernquist, L., et al. 2012, *MNRAS*, **421**, 2109
- Bica, E., Bonatto, C., Dutra, C. M., & Santos, J. F. C. 2008, *MNRAS*, **389**, 678
- Bruzual, G., & Charlot, S. 2003, *MNRAS*, **344**, 1000
- Charlot, S., & Bruzual, A. G. 1991, *ApJ*, **367**, 126
- Chen, Y., Bressan, A., Girardi, L., et al. 2015, *MNRAS*, **452**, 1068
- Cioni, M.-R. L. 2009, *A&A*, **506**, 1137
- Fazio, G. G., Hora, J. L., Allen, L. E., et al. 2004, *ApJS*, **154**, 10
- Gieles, M., Larsen, S. S., Bastian, N., & Stein, I. T. 2006, *A&A*, **450**, 129
- Girardi, L., Chiosi, C., Bertelli, G., & Bressan, A. 1995, *A&A*, **298**, 87
- Glatt, K., Grebel, E. K., & Koch, A. 2010, *A&A*, **517**, A50
- Gnedin, O. Y., & Ostriker, J. P. 1997, *ApJ*, **474**, 223
- González-Lópezlira, R. A., Bruzual-A., G., Charlot, S., Ballesteros-Paredes, J., & Loinard, L. 2010, *MNRAS*, **403**, 1213
- Gutkin, J., Charlot, S., & Bruzual, G. 2016, *MNRAS*, **462**, 1757
- Harris, J., & Zaritsky, D. 2009, *AJ*, **138**, 1243
- Hernandez, X., & Valls-Gabaud, D. 2008, *MNRAS*, **383**, 1603
- Kallivayalil, N., van der Marel, R. P., Besla, G., Anderson, J., & Alcock, C. 2013, *ApJ*, **764**, 161
- Keller, S. C., & Wood, P. R. 2006, *ApJ*, **642**, 834
- Kim, S., Staveley-Smith, L., Dopita, M. A., et al. 2003, *ApJS*, **148**, 473
- Lejeune, T., Cuisinier, F., & Buser, R. 1997, *A&AS*, **125**, 229
- Lejeune, T., & Schaerer, D. 2001, *A&A*, **366**, 538
- Maragkoudakis, A., Zezas, A., Ashby, M. L. N., & Willner, S. P. 2017, *MNRAS*, **466**, 1192
- Marigo, P., Bressan, A., Nanni, A., Girardi, L., & Pumo, M. L. 2013, *MNRAS*, **434**, 488
- Martin, D. C., Fanson, J., Schiminovich, D., et al. 2005, *ApJL*, **619**, L1
- Meixner, M., Gordon, K. D., Indebetouw, R., et al. 2006, *AJ*, **132**, 2268
- Mighell, K. J., Rich, R. M., Shara, M., & Fall, S. M. 1996, *AJ*, **111**, 2314
- Nayak, P. K., Subramaniam, A., Choudhury, S., Indu, G., & Sagar, R. 2016, *MNRAS*, **463**, 1446
- Pfalzner, S. 2009, *A&A*, **498**, L37
- Piatti, A. E., & Bica, E. 2012, *MNRAS*, **425**, 3085
- Piatti, A. E., de Grijs, R., Ripepi, V., et al. 2015, *MNRAS*, **454**, 839
- Piatti, A. E., Guandalini, R., Ivanov, V. D., et al. 2014, *A&A*, **570**, A74
- Pietrzynski, G., & Udalski, A. 2000, *AcA*, **50**, 337
- Popescu, B., Hanson, M. M., & Elmegreen, B. G. 2012, *ApJ*, **751**, 122
- Richardson, S., & Green, P. J. 1997, *J. Royal Stat. Soc.*, **59**, 731
- Rieke, G. H., Young, E. T., Engelbracht, C. W., et al. 2004, *ApJS*, **154**, 25
- Romaniello, M., Primas, F., Mottini, M., et al. 2005, *A&A*, **429**, L37
- Schlegel, D. J., Finkbeiner, D. P., & Davis, M. 1998, *ApJ*, **500**, 525
- Schmeja, S. 2011, *AN*, **332**, 172
- Siegel, M. H., Porterfield, B. L., Linevsky, J. S., et al. 2014, *AJ*, **148**, 131
- Simons, R., Thilker, D., Bianchi, L., & Wyder, T. 2014, *AdSpR*, **53**, 939
- Stetson, P. B. 1987, *PASP*, **99**, 191
- Subramanian, S., & Subramaniam, A. 2009, *A&A*, **496**, 399
- Vidal-García, A., Charlot, S., Bruzual, G., & Hubeny, I. 2017, *MNRAS*, **470**, 3532
- Vlajić, M., Bland-Hawthorn, J., & Freeman, K. C. 2009, *ApJ*, **697**, 361
- Walker, A. R. 2012, *Ap&SS*, **341**, 43
- Walmswell, J. J., Eldridge, J. J., Brewer, B. J., & Tout, C. A. 2013, *MNRAS*, **435**, 2171
- Werchan, F., & Zaritsky, D. 2011, *AJ*, **142**, 48
- Westera, P., Lejeune, T., Buser, R., Cuisinier, F., & Bruzual, G. 2002, *A&A*, **381**, 524
- Wofford, A., Charlot, S., Bruzual, G., et al. 2016, *MNRAS*, **457**, 4296
- Yoshizawa, A. M., & Noguchi, M. 2003, *MNRAS*, **339**, 1135
- Zaritsky, D., Harris, J., Thompson, I. B., & Grebel, E. K. 2004, *AJ*, **128**, 1606

8. Poblaciones Estelares en la Nube Menor de Magallanes

A continuación presentamos un resumen de nuestro trabajo “The Distribution and Ages of Star Clusters in the Small Magellanic Cloud: Constraints on the Interaction History of the Magellanic Clouds”, [Bitsakis *et al.* \(2018b\)](#), seguido por la transcripción de este artículo.

El trabajo presentado en este capítulo es análogo al estudio presentado en el capítulo anterior (para la Nube Mayor de Magallanes), pero está enfocado en recuperar la historia de formación estelar de la Nube Menor de Magallanes. También comparamos las historias de formación estelar obtenidas para ambas Nubes de Magallanes, tarea que consideramos importante dada la evidencia observacional y teórica de interacción dinámica entre ambas galaxias y la Vía Láctea durante el pasado giga año (Capítulo 4). Dicha historia involucra una posible colisión directa entre las Nubes de Magallanes hace 100-300 mega años ([Besla *et al.*, 2012](#)). Una historia de formación estelar sincronizada entre las Nubes de Magallanes sería una fuerte evidencia a favor de una formación estelar desencadenada por interacciones dinámicas de tipo externo. [Harris & Zaritsky \(2004\)](#) han estudiado la historia de formación estelar en la Nube Menor de Magallanes encontrando evidencia de varios periodos de formación estelar en episodios, hace ~ 0.06 , 0.4 y 2.5 giga años. Este resultado tiene concordancia con los de [Chiosi *et al.* \(2006\)](#) y [Glatt *et al.* \(2010\)](#), quienes obtienen edades de cúmulos en la Nube Menor de Magallanes y advierten que pasadas interacciones entre ambas Nubes de Magallanes habrían desencadenado la formación estelar en ellos. No se sabe aun en que medida las historias de formación estelar de ambas galaxias se deben a sus procesos dinámicos internos o a las interacciones externas.

Para el análisis de la historia de formación estelar de la Nube Menor de Magallanes partimos de imágenes fotométricas en varias bandas con la misma caracterización que las usadas en el estudio de la Nube Mayor de Magallanes en el capítulo anterior. La fotometría de las estrellas fue corregida por su extinción por polvo con el uso de mapas de extinción exhaustivos de la Nube Menor de Magallanes ([Zaritsky *et al.*, 2002](#)). Utilizamos exactamente el mismo código y criterios de detección y datación de cúmulos estelares que presentamos en el capítulo anterior para la Nube Mayor de Magallanes, con la diferencia de que esta vez usamos isocronas con metalicidad representativa de la Nube Menor de Magallanes, $Z = 0.004$.

El procedimiento implementado resultó en la detección de 2219 asociaciones estelares candidatas, de las cuales solo 1319 sobrevivieron al criterio final de selección que descarta a las asociaciones que tienen menos de 20 estrellas con $p_{\text{memb}} > 60$. De estos 1319 cúmulos, 1108 no habían sido reportados previamente. Las edades de los cúmulos fueron estimadas siguiendo el formalismo presentado en el Capítulo 6, que aplicamos también para la Nube Mayor de Magallanes (Capítulo 7). Una vez que datamos los cúmulos encontrados, comparamos las edades de los cúmulos que tenemos en común con otros estudios independientes, encontrando estimaciones consistentes. Al igual que con el estudio de la Nube Mayor de Magallanes, publicamos el catálogo de cúmulos estelares detectados ([Bitsakis *et al.*, 2018c](#)). Después de hacer una correlación cruzada, añadimos una columna extra que incluye en nuestros cúmulos el ID del catálogo

de sistemas estelares en común con [Bica et al. \(2008\)](#), que contiene 515 sistemas en la misma área (de 18 grados²) que nosotros estudiamos.¹²

La distribución de edades para nuestros cúmulos en la Nube Menor de Magallanes está conformada por un pico fuerte de formación estelar hace ~ 240 mega años, y dos secundarios hace 30 y 680 mega años; edades consistentes con otros trabajos ([Glatt et al., 2010](#); [Harris & Zaritsky, 2004](#)). Al realizar un análisis detallado de la distribución de edades separando la barra y las periferias de la Nube Menor de Magallanes, encontramos un brote principal en la barra hace 200 mega años, con brotes secundarios hace 20 y ~ 800 mega años; mientras que en la zona periférica encontramos un brote principal hace ~ 270 mega años, y brotes secundarios hace 40 mega años y 2 giga años. Los brotes principales de cada componente de la Nube Menor de Magallanes podrían estar asociados a un mismo evento de formación estelar global, la posible colisión entre las Nubes de Magallanes, con la barra presentando un retraso en comparación con la periferia. Encontramos evidencia de esta colisión al comparar las distribuciones de edades de la Nube Mayor de Magallanes y de la Nube Menor de Magallanes, ambas presentando un pico de formación estelar extendida hace 200-300 mega años. Este resultado es coherente con el cálculo de la colisión entre ambas galaxias hace 100-300 mega años ([Besla et al., 2012](#)).

Analizando de forma más detallada la distribución espacial de los cúmulos de la Nube Menor de Magallanes en relación con sus edades, encontramos que los cúmulos más jóvenes que 100 mega años se encuentran casi por completo en la barra, mientras que los cúmulos más viejos a 355 mega años se encuentran en la zona periférica. Al igual que con la Nube Mayor de Magallanes, los cúmulos estelares jóvenes en la barra coinciden con las zonas donde se han detectado supercascarones de HI ([Stanimirovic et al. \(1999\)](#); Figura 15 en el Capítulo 4). Lo más sobresaliente de la distribución de edades de los cúmulos de la Nube Menor de Magallanes es su gradiente de edades, presentando cúmulos más jóvenes en el centro de la barra y cúmulos cada vez más viejos hacia sus afueras. Esto sugiere un apagado en la formación estelar de afuera hacia adentro por el pasado giga año de historia. Este gradiente de edades estelares coincide con el reportado por [Cignoni et al. \(2013\)](#), para estrellas menores a 500 mega años de edad. Este gradiente podría explicarse considerando que el choque con la Nube Mayor de Magallanes podría haber detenido la formación estelar al despojar gas de las periferias de la Nube Menor de Magallanes (dispersándolo en la corriente de Magallanes, Capítulo 4). Esta distribución, pobre en cúmulos jóvenes en la periferia de la Nube Menor de Magallanes, diferente a la pronunciada presencia de cúmulos jóvenes en la periferia de la Nube Mayor de Magallanes, podría deberse a que la masa de la Nube Mayor de Magallanes es 50% mayor a la de la Nube Menor de Magallanes, factor que habría mantenido ligado gravitacionalmente su gas, conservando la formación estelar.





Encontramos que los procesos dinámicos internos también juegan un papel importante en la formación de cúmulos, dado que la mayoría de los cúmulos jóvenes en ambas Nubes de Magallanes se encuentran donde hay estructuras prominentes de HI (como brazos, coyuntura entre brazos y barras y supercascarones de HI). Los cúmulos estelares más jóvenes (<50 mega año) en

¹²El catálogo de [Bica et al. \(2008\)](#) comprende un compendio exhaustivo de cúmulos estelares, nebulosas de emisión, asociaciones y cáscaras (y super cáscaras) de HI, recopilado a partir de diversos estudios con métodos y técnicas diferentes. Calificamos como un éxito que 211 de nuestros cúmulos identificados coincidan con los de [Bica et al. \(2008\)](#), sin embargo, consideramos esencial el investigar por qué hubo 304 cúmulos que no fueron detectados.

la Nube Menor de Magallanes se encuentran preferencialmente en los puntos de coyuntura entre la barra y el “brazo” de la barra; mientras que en la Nube Mayor de Magallanes se encuentran preferentemente en sus brazos. La formación estelar puede ser estimulada por altas concentraciones de gas chocado inducido por la dinámica de brazos. Esto podría explicar la formación estelar reciente en los brazos de la Nube Mayor de Magallanes, y en la indicada coyuntura de la Nube Menor de Magallanes. La ausencia de formación estelar en el “brazo” de la Nube Menor de Magallanes podría deberse al mencionado despojo de gas en las zonas exteriores por la colisión entre las Nubes de Magallanes. En resumen, nuestros resultados sustentan un marco de formación estelar compleja en las Nubes de Magallanes, detonada por procesos dinámicos tanto internos como externos.



The Distribution and Ages of Star Clusters in the Small Magellanic Cloud: Constraints on the Interaction History of the Magellanic Clouds

Theodoros Bitsakis¹ , R. A. González-Lópezlira¹, P. Bonfini¹, G. Bruzual¹ , G. Maravelias^{2,3}, D. Zaritsky⁴ ,
S. Charlot⁵ , and V. H. Ramírez-Siordia¹

¹ Instituto de Radioastronomía y Astrofísica, Universidad Nacional Autónoma de México, Morelia, 58089, Mexico; t.bitsakis@irya.unam.mx

² Instituto de Física y Astronomía, Universidad de Valparaíso, Valparaíso, Chile

³ Department of Physics, University of Crete, GR-71003 Heraklion, Greece

⁴ Steward Observatory, University of Arizona, Tucson, AZ 85719, USA

⁵ Sorbonne Universités, UPMC-CNRS, UMR7095, Institut d'Astrophysique de Paris, F-75014 Paris, France

Received 2017 October 10; revised 2017 December 12; accepted 2017 December 13; published 2018 January 26

Abstract

We present a new study of the spatial distribution and ages of the star clusters in the Small Magellanic Cloud (SMC). To detect and estimate the ages of the star clusters we rely on the new fully automated method developed by Bitsakis et al. Our code detects 1319 star clusters in the central 18 deg² of the SMC we surveyed (1108 of which have never been reported before). The age distribution of those clusters suggests enhanced cluster formation around 240 Myr ago. It also implies significant differences in the cluster distribution of the bar with respect to the rest of the galaxy, with the younger clusters being predominantly located in the bar. Having used the same setup, and data from the same surveys as for our previous study of the LMC, we are able to robustly compare the cluster properties between the two galaxies. Our results suggest that the bulk of the clusters in both galaxies were formed approximately 300 Myr ago, probably during a direct collision between the two galaxies. On the other hand, the locations of the young (≤ 50 Myr) clusters in both Magellanic Clouds, found where their bars join the H I arms, suggest that cluster formation in those regions is a result of internal dynamical processes. Finally, we discuss the potential causes of the apparent outside-in quenching of cluster formation that we observe in the SMC. Our findings are consistent with an evolutionary scheme where the interactions between the Magellanic Clouds constitute the major mechanism driving their overall evolution.

Key words: catalogs – galaxies: star clusters: general – Magellanic Clouds – methods: statistical

Supporting material: machine-readable table

1. Introduction

The Magellanic Clouds have significantly advanced our understanding on galaxy evolution. Owing to their proximity, individual stars can be observed, providing important information about the spatially resolved star formation and the origin and properties of their stellar populations.

The Small Magellanic Cloud (SMC) is a dwarf irregular galaxy located at a distance of ~ 60.6 kpc (Hilditch et al. 2005). Simulations supported by observational evidence suggest that it evolved in tandem with its counterpart—the Large Magellanic Cloud (LMC), thus sharing a common interaction and star formation history (e.g., see Besla et al. 2012 and references therein). Yoshizawa & Noguchi (2003) performed N -body simulations of the tidal distortions and concluded that the two galaxies should have interacted over the past ~ 0.2 Gyr. Their results are partially supported by Harris & Zaritsky (2004), who studied the spatially resolved star formation history of the SMC and showed that it underwent various periods of enhanced star formation ~ 2.5 , 0.4, and 0.06 Gyr ago. They are also in agreement with Chiosi et al. (2006) and Glatt et al. (2010), who suggested that the close interaction between the two Clouds have resulted in the triggering of cluster formation activity.

More recently, Besla et al. (2007) and Kallivayalil et al. (2013) challenged the scenarios where the Magellanic Clouds have already completed several orbits around the Galaxy, using current *Hubble Space Telescope* (*HST*) proper motion measurements; they suggested that the Clouds are in their first orbit

passage about the Galaxy. Moreover, Besla et al. (2012) studied the interaction history of those galaxies using numerical models constrained by the *HST* observations and showed that, while they have not interacted before with the Galaxy, the Magellanic Clouds must have experienced a direct collision some time 100–300 Myr ago. This seems to agree with the findings of Harris (2007), who studied the stellar populations of the Magellanic Bridge—the tidal stream of neutral gas and stars possibly associated with the interaction of the two galaxies—and showed that the star formation in the Bridge commenced some time 200–300 Myr ago. A direct cloud–cloud collision would also explain the existence of a small population of SMC stars—based on their peculiar kinematics and metallicities—which were found in the LMC (Olsen et al. 2011). In spite of all this progress, the question of whether the evolution of the Magellanic Clouds is driven by internal processes (i.e., the action of bars, morphological/dynamical quenching) or environmental mechanisms (i.e., galaxy interactions) is still unclear. One would expect that in the case of environmental evolution many of the properties of the two galaxies (e.g., the star formation history) would be correlated.

A robust method to explore the formation and interaction histories of nearby galaxies, where individual stars can be resolved (such as the Magellanic Clouds), entails the study of the age distribution of their star clusters. Owing to modern instrumentation that allows us to estimate their ages and metallicities with high precision—in contrast with field stars—star clusters represent unique tools to constrain the star formation history of their host galaxies and to disentangle the

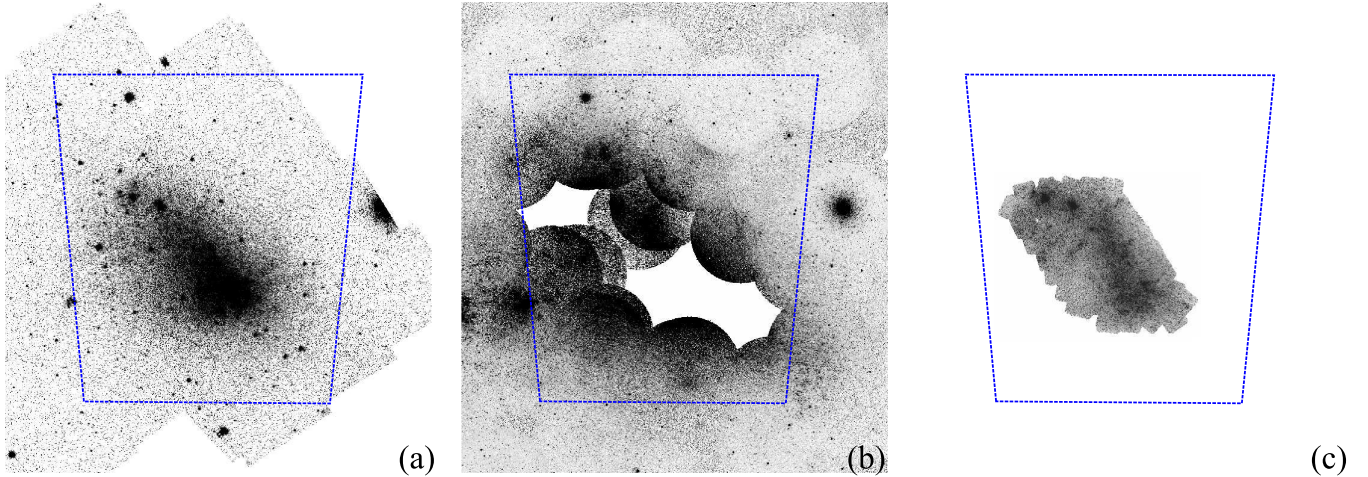


Figure 1. (a) The *Spitzer*/IRAC 3.6 μm (Gordon et al. 2011), (b) the *GALEX*/NUV (Simons et al. 2014), and (c) the *Swift*/UVOT (Siegel et al. 2014) mosaics of the SMC, respectively. The dashed blue box indicates the area covered by MCPS (Zaritsky et al. 2002), which was also surveyed by our code.

special conditions they might have undergone. Despite the plethora of studies of the star clusters in the Magellanic Clouds, the lack of a statistically robust detection method that creates uniform and complete samples (as opposed to the visual identification methods that are usually applied) has posed significant limitations for the systematic study of the star cluster formation history of both galaxies. In Bitsakis et al. (2017), we presented a new fully automated method to robustly detect and estimate the ages of star clusters in nearby galaxies. Using statistical analysis on high-resolution maps of the LMC, we obtained a large, uniform sample of star clusters (in the central 49 deg^2), which we exploited to put constraints on the formation history of that galaxy. A similar analysis is followed in the current study using the same method and data surveys for the SMC. In Section 2, we describe the data set we use in the current study. Section 3 contains a brief description of the cluster detection and age estimation codes (a more analytic description along with statistical tests can be found in Bitsakis et al. 2017). The results are presented in Section 4, while in Section 5 we make a comparison of the SMC–LMC star cluster age distributions and derive useful conclusions about their interaction history. Finally, in Section 6, we summarize our findings.

Throughout this work, we assume a distance modulus to the SMC of 18.91 mag (Hilditch et al. 2005).

2. The Data

We have made use of archival data of the SMC at various bands. Simons et al. (2014) presented the near-ultraviolet mosaic ($\lambda_{\text{eff}} = 2275 \text{ \AA}$) of that galaxy obtained by the *Galaxy Evolution Explorer* (*GALEX*; Martin et al. 2005). The median exposure time was 733 s, and the 5σ depth of point sources varied between 20.8 and 22.7 mag. Although the mosaic covers a region of 63 deg^2 , which contains the SMC bar, wing and tail, there are two sub-regions that were not observed, of ~ 0.25 and 1 deg diameter, northeast and southwest from the center, respectively (see Figure 1(b)). These holes in the coverage were compensated for with the *Swift* Ultraviolet-Optical Telescope (UVOT) Magellanic Clouds Survey (SUMAC; Siegel et al. 2014), which imaged the central 3.8 deg^2 of the galaxy (Figure 1(c)) with deeper exposures of 3000 s in all three *NUV* filters of the instrument (*UVW1*, *UVW2*, and *UVM2*).

Our infrared data come from the “Surveying the Agents of a Galaxy’s Evolution SMC survey” (SAGE-SMC; Gordon et al. 2011) that mapped the full SMC (30 deg^2) with both the Infrared Array Camera (IRAC; Figure 1(a); Fazio et al. 2004) and the Multiband Imaging Photometer (MIPS; Rieke et al. 2004) on board the *Spitzer Space Telescope*. It produced mosaics at 3.6, 4.5, 5.8, and $8.0 \mu\text{m}$ with IRAC and at 24, 70, and $160 \mu\text{m}$ with MIPS, with integrated exposure times of 63 hr in the IRAC and ~ 400 hr in the MIPS bands, respectively.

Finally, we exploited the photometric information by Zaritsky et al. (2002), who presented the stellar catalog and extinction map of the SMC, as part of the Magellanic Cloud Photometric Survey (MCPS; marked with dashed blue lines in Figure 1). They obtained 3.8–5.2 minute exposures of the central 18 deg^2 of the SMC in the Johnson *U*, *B*, *V*, and Gunn *i* bands with the Las Campanas Swope Telescope under 1.5 arcsecond seeing conditions. The limiting magnitudes varied, depending on the filter, between 21.5 mag for *U* and 23.0 mag for *i*. Using DAOPHOT II (Stetson 1987), they created a photometric catalog that contains 24.5 million sources in all the area covered by the MCPS (including the SMC, LMC, and the Magellanic Bridge). They also estimated the line-of-sight extinctions to the stars in their catalog and produced an extinction map of the SMC. This was achieved by comparing the observed stellar colors with those derived from the stellar photospheric models of Lejeune et al. (1997). Thus, they estimated the effective temperature (T_{eff}) and measured the extinction (A_V) along the line of sight to each star, adopting a standard Galactic extinction curve. They produced two A_V maps, one for hot ($12,000 \text{ K} < T_{\text{eff}} \leq 45,000 \text{ K}$) and one for cool ($5500 \text{ K} < T_{\text{eff}} \leq 6500 \text{ K}$) stars. In Figure 1, we present the coverage of MCPS in comparison with that of other surveys we used for the detection of the star clusters; one can see that the central 18 deg^2 of the SMC are imaged.

3. The Cluster Detection and Age Estimation Method

The code we used here to automatically detect and estimate the ages of the SMC star clusters was analytically described in Bitsakis et al. (2017). Summarizing, the code makes use of the star counts method (see Schmeja 2011 and references therein), which estimates the density of stars in a given region of interest and finds overdensities above some local background thresholds

Table 1
SMC Star Cluster Catalog

Catalog ID	R.A.(J2000) (deg)	Decl.(J2000) (deg)	Radius (deg)	log(Age) (years)	Lower unc. (years)	Upper unc. (years)	Bica et al. (2008) Catalog ID
SMC-NUV-484	14.0765	-72.4634	0.0280	7.22	6.92	7.33	343
SMC-M2-287	13.0482	-72.5310	0.0065	7.99	7.77	8.01	258
SMC-IR1-449	13.3365	-73.1764	0.0130	7.96	7.88	8.06	...

Note. The lower and upper uncertainty bounds are estimated at the 16th and 84th percentiles, respectively.

(This table is available in its entirety in machine-readable form.)

(Σ_{det}). To define the relation between Σ_{det} and the background density, we performed Monte Carlo simulations with artificial star clusters, having both Gaussian as well as uniform overdensity profiles (accounting for both compact and diffuse clusters), projected over various background values. The code is applied on a pixel-map conversion of the original image, where each star is represented by a single pixel. Only stars located in the overdensities are considered and a source detection is applied on the smoothed final image to define the center and radius of each candidate cluster. The method has been proven to be fast and accurate and was initially tested on the LMC with impressive results (see Bitsakis et al. 2017), yielding the discovery of 3500 new star clusters that have never been reported before. For the sake of consistency we use the same setup as for the LMC; we run the detection sequence on the ultraviolet (*GALEX*/NUV, *Swift*/UVM2) and near-infrared mosaics (*Spitzer*/IRAC 3.6) of the SMC in order to probe different cluster ages (e.g., young clusters are expected to host massive UV-emitting stars, while old clusters are dominated by low-mass stars emitting mostly in the near-IR part of the spectrum). We then use the MCPS catalog to obtain the photometric information of the stellar populations. The detection sequence yields a total of 2219 *candidate* clusters and associations in the corresponding region.

The age estimation algorithm (also presented in Bitsakis et al. 2017) consists of a modified version of the code of V. H. Ramírez-Siordia et al. (2017, in preparation). Briefly, this code uses a Bayesian approach to obtain the most likely theoretical isochrone that reproduces the observed CMD of each candidate cluster, while taking into account the cluster star memberships. The set of 80 model isochrones we used here is a byproduct of an independent project by S. Charlot & G. Bruzual (2017, in preparation)⁶ and was produced following the evolutionary tracks of Chen et al. (2015) and accounting for the evolution of thermally pulsing asymptotic giant branch (TP-AGB) stars (Marigo et al. 2013). The isochrones were calculated for a representative SMC metallicity of $[\text{Fe}/\text{H}] = -0.70$ (i.e., $Z = 0.004$; Venn 1999) and cover the range $6.9 \leq \log(\text{age}) < 9.7$ years.

As anticipated above, we also perform field star decontamination. Our code uses a modified version of the method described in Mighell et al. (1996). According to this, the code produces the CMD of the candidate cluster as well of its surrounding field stars and estimates the probability of each candidate star to belong to the cluster. This membership probability is stored in a table containing all of the cluster star information and is eventually used during the age estimation process mentioned above. In Bitsakis et al. (2017), we showed

⁶ The Charlot & Bruzual isochrones are available to the interested user upon request.

that the method performs well even in high field star density environments (such as the LMC/SMC bar). Eventually, the code discards any candidate cluster with an insignificant number of stars ($n < 20$) having high membership probability ($>60\%$), as well as those clusters that could not be fitted by our age estimation code.

To ensure a more accurate age estimation, we perform the CMD fitting in the $(U - V)$ versus V , $(B - V)$ versus V , and $(V - i)$ versus i bands for each cluster, and then we combine the final results using Equation (5) from Bitsakis et al. (2017), which takes into account the number of stars included and how well the age is constrained in each fitting. In Figure 2, we present two examples of the best age estimation in the CMDs of clusters SMC-NUV-484 and SMC-IR1-727. The final catalog contains 1319 *secure* clusters (40% smaller than the initial *candidate* cluster sample). These clusters are presented in Table 1; column (1) gives the cluster identifier (it consists of a reference to the band where each cluster was initially detected, i.e., *IR1* refers to *Spitzer*/IRAC1, *NUV* to *GALEX*/NUV, and *M2* to *Swift*/UVM2, plus the serial number of the corresponding cluster); columns (2) and (3), respectively, contain the right ascension (R.A.) and declination (decl.) of the cluster centers, in J2000 decimal equatorial coordinates; column (4) reports the cluster radii; columns (5), (6), and (7) contain, respectively, the best age estimation for each cluster, and its lower and upper uncertainty bounds (derived from the 16th and 84th percentiles of the probability distribution histogram produced by the code); finally, column (8) contains—if available—the corresponding cluster identifier from the catalog of Bica et al. (2008). Some characteristic examples of clusters ordered by increasing age are presented in Figure 3.

4. Results

4.1. Comparisons with Other Surveys

We compare our final catalog of star clusters with that of Bica et al. (2008). These authors have reported 515 clusters in the central 18 deg^2 of the SMC we surveyed, 211 of which (58%) overlap our sample. In Figure 4, we compare our age estimates with those from other surveys. Rafelski & Zaritsky (2005) compared the integrated colors of their star clusters, acquired from the MCPS survey, with models of simple stellar populations. Unfortunately, their technique is not able to decontaminate from field stars; hence, although these authors performed various tests to ensure the reliability of their estimates, their method can introduce significant biases, especially at high field star density regions (like the SMC bar). Thus, the comparison with their results yields a Pearson R -coefficient 0.74 (see also Figure 4(a)). On the other hand, Glatt et al. (2010) visually fitted a set of isochrone models to

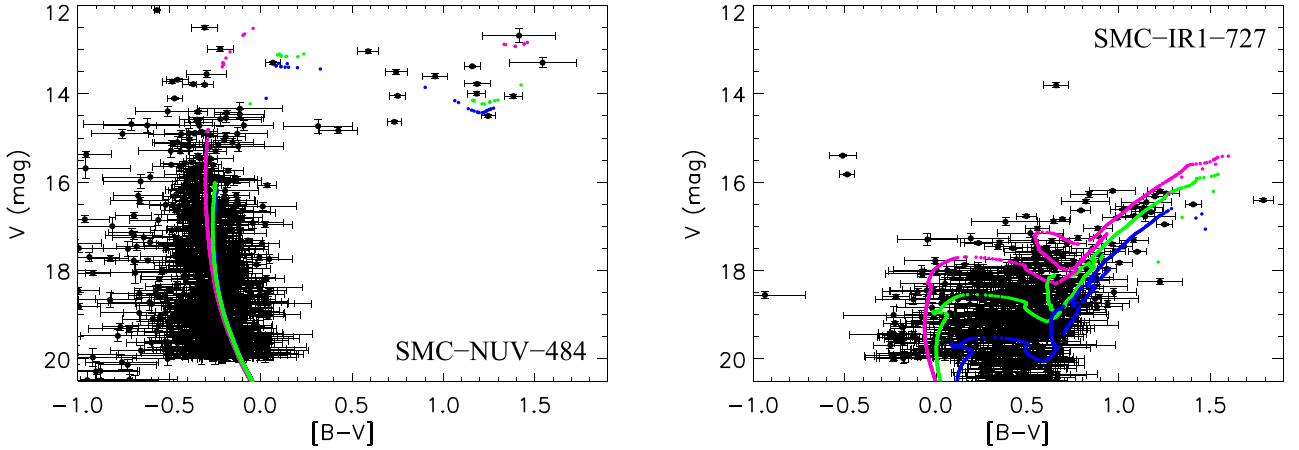


Figure 2. Examples of the isochrone fitting process in the $(B - V)$ vs. V field star decontaminated CMDs of the star clusters SMC-NUV-484 and SMC-IR1-727, presented in Figure 2. Best-fit isochrones are presented in green, and upper and lower uncertainties in magenta and blue, respectively.

the observed cluster CMDs. Although they used a field star decontamination technique, the large uncertainties introduced by visual identification of the main-sequence turnoff are likely the origin of the large scatter between theirs and our age estimates, having $R = 0.82$ (see Figure 4(b)). Similarly, Chiosi et al. (2006) corrected for field star contamination, and used both visual and χ^2 minimization methods; they divided the observed and model CMDs in bins of color and magnitude and minimized their differences. Although we only have 11 clusters in common, the comparison yields $R = 0.77$ (see Figure 4(c)). Finally, Parisi et al. (2014) carefully calculated the ages of a small sample of 15 old SMC clusters using high spatial resolution data from the Very Large Telescope in Chile. For the only cluster we have in common (identified as L17 in their catalog, our SMC-IR1-226), we measure an age $1.22^{+0.11}_{-0.40}$ Gyr, which is remarkably similar to their 1.25 Gyr estimate.

4.2. The Age Distribution of Star Clusters

In Figure 5, we present the age distribution of star clusters in the SMC. The bin size was optimized using the Freedman–Diaconis rule (bin size 0.136 dex). The main cluster formation event seems to have happened ~ 240 Myr ago. The decline in the number of star clusters beyond the main peak could be associated both with cluster fading (e.g., Boutloukos & Lamers 2003) and/or cluster dissolution due to a variety of mechanisms, such as (i) residual gas expulsion, (ii) two-body relaxation, (iii) tidal heating from disk shocks, and (iv) tidal harassment from giant molecular clouds (see Baumgardt et al. 2013 and references therein). On the other hand, phenomena like the cluster disruption due to gas expulsion after the burst of star formation took place in the initial stages of cluster formation, and therefore in short timescales (~ 40 Myr for the Magellanic Clouds; see de Grijs & Goodwin 2009).

Since a star cluster formation event in our data could be represented by a single Gaussian distribution (due to the range of uncertainties in the estimation of the cluster ages), we use a Gaussian mixture model code, NMIX,⁷ to derive the underlying number of such distributions in our data. This method reports the statistically motivated number of Gaussian distributions that

can fit a given data set by implementing the approach of Richardson & Green (1997). In Figure 6, we present the results of the fitting; it is shown that our cluster age distribution can be successfully reproduced by a three-component mixture model (having Bayes K -factors between that model and each one of the rejected univariate distributions >4.5), with peaks 30, 240, and 680 Myr ago. Based on their results, Glatt et al. (2010) have visually identified and proposed two main periods of cluster formation 160 and 630 Myr ago, as well as a minor event ~ 50 Myr ago (see Figure 5 of that work); this last event of star formation was also detected by Harris & Zaritsky (2004). Whereas the 50 and 630 Myr peaks from Glatt et al. (2010) are consistent with our secondary cluster formation events, the 160 Myr one is significantly different from our main 240 Myr event. We note here that histogram peaks also can be the result of binning artifacts. This is not the case for our findings since NMIX fits models on the unbinned data. To test whether binning could be at the origin of the discrepancy with Glatt et al. (2010), we applied the Freedman–Diaconis rule to calculate the bin size for their sample; its value is 0.109 dex. Using this bin size, we produced an updated version of the Glatt et al. (2010) histogram, which shows a major formation event 280 Myr ago, with minor ones appearing 20, 100, and 450 Myr ago. This exercise suggests that, in addition to the scatter mentioned in Section 4.1, differences in the binning scheme also contribute to the different results obtained by Glatt et al. (2010) and in the present work.

4.3. The Spatial Age Distribution of Star Clusters

To further study the cluster formation history in the SMC, we present in the two panels of Figure 7 the age distributions of those clusters located in the bar (left panel) and everywhere else in the galaxy (hereafter referred to as “outskirts”; right panel). The two distributions display important differences, having a Kolmogorov–Smirnov probability of being drawn from the same sample $<10^{-5}$. In contrast to the bar that had a major formation event around 200 Myr ago, with secondary peaks appearing at 20 and ~ 800 Myr, the “outskirts” major peak appeared ~ 270 Myr ago, with secondary ones 40 Myr and 2 Gyr ago. These results are drawn from the three-component NMIX models, having K -factors >3.9 (see Figure 7). Although the two major peaks might be associated with the same cluster formation event, it is possible that

⁷ Publicly available at <https://people.maths.bris.ac.uk/~mapjg/Nmix>.

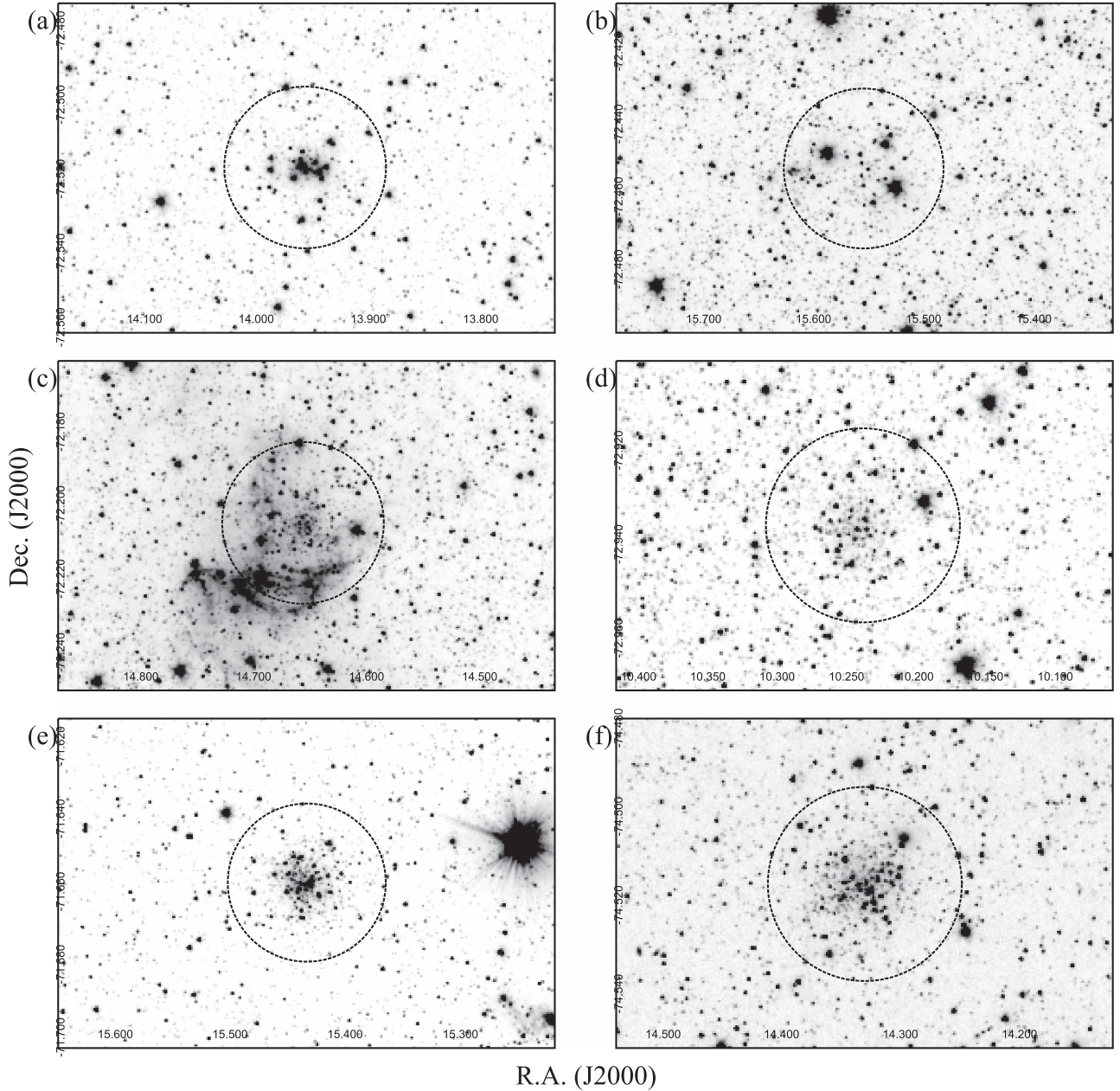


Figure 3. Examples of clusters from our catalog presented on the *Spitzer* IRAC $3.6 \mu\text{m}$ image. The dashed black lines mark the radii, as defined by the star-count code. Clusters (a) SMC-NUV-484, age $16.6^{+8.2}_{-4.7}$ Myr; (b) SMC-IR1-665, age $48.5^{+2.9}_{-2.0}$ Myr; (c) SMC-IR1-635, age 186^{+55}_{-35} Myr; (d) SMC-IR1-358, age 512^{+135}_{-124} Myr; (e) SMC-IR1-727, age 845^{+284}_{-650} Myr; and (f) SMC-IR1-270, age $1.07^{+0.23}_{-0.85}$ Gyr. The horizontal and vertical axes correspond to R.A. and decl. measured in degrees (J2000).

the bar delayed its cluster formation with respect to the rest of the galaxy. Furthermore, the skewness of the outskirts distribution suggests a sudden termination of the cluster formation, contrary to the more continuous formation in the bar.

The above results can be also confirmed from Figure 8, where we present the spatial distribution of clusters of different ages in our sample (the age ranges are as in Bitsakis et al. 2017). Clusters younger than 100 Myr are solely located in the bar region, while clusters older than 355 Myr are mostly populating the outskirts. The bar is also associated with two prominent H I supershells (Stanimirovic et al. 1999), confirming the recent burst of star formation in that region. What is remarkable is the fact that, starting from the center of the SMC bar, clusters of

larger ages are gradually located outward, with only very few old clusters (>750 Myr) found in the central region of the galaxy. This result suggests that an outside-in quenching of cluster formation occurred over the past Gyr in the SMC.

5. Discussion: Comparison between the LMC–SMC Cluster Ages and Implications

As presented above, our method is able to create complete, uniform samples of star clusters that allow comparisons between different galaxies. In particular, the use of an identical setup and data as in Bitsakis et al. (2017) secures the robustness

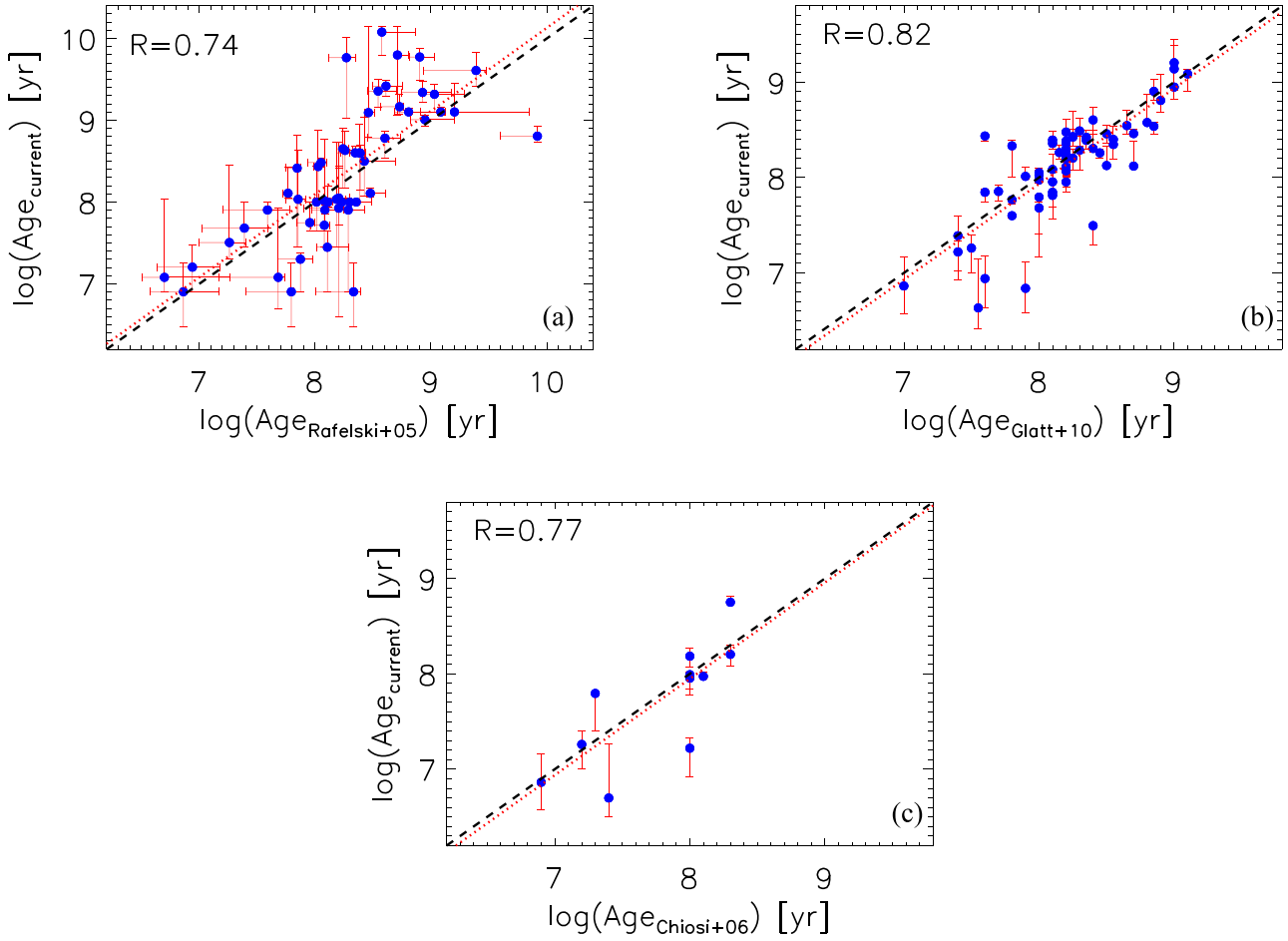


Figure 4. Comparison of the ages determined from our method ($\text{Age}_{\text{current}}$) for clusters we have in common with (a) Rafelski & Zaritsky (2005), (b) Glatt et al. (2010), and (c) Chiosi et al. (2006). The dashed black lines correspond to the one-to-one correlation, while the dotted red ones are the least squares fits to the data. The Pearson correlation coefficients (R) are indicated in the upper left corner of each panel.

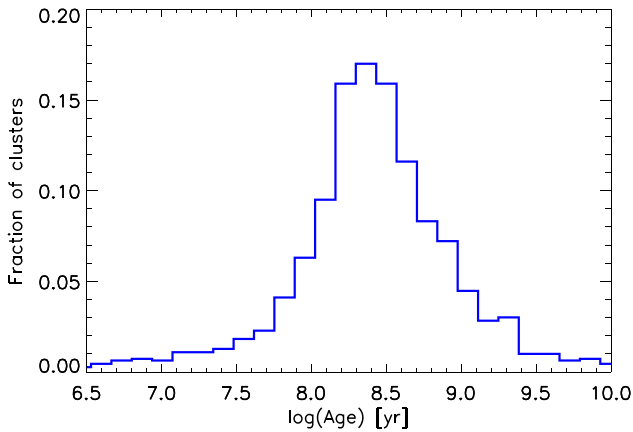


Figure 5. Age distribution of the SMC clusters. The fractions presented here are normalized to the total number of clusters found in that galaxy.

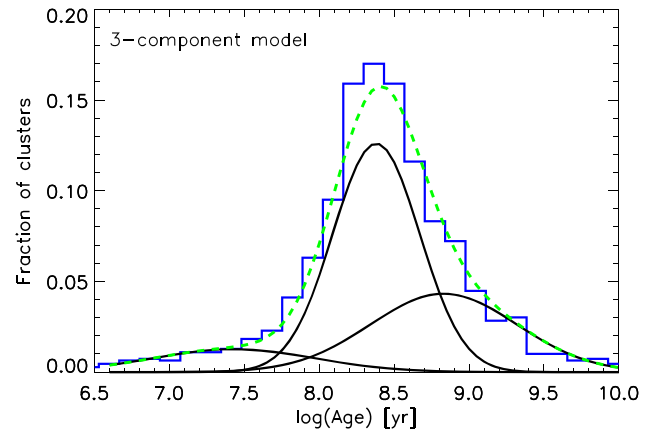


Figure 6. Three-component mixture model (dashed green line), and its individual constituents (solid black lines). The fractions presented here are normalized to the total number of clusters found in that galaxy.

of the comparisons between the star cluster properties of the two Magellanic Clouds, namely, the SMC and LMC.

We compare the cluster age distributions of the two galaxies presented in Figure 5 of the current work for the SMC and in Figure 8 of Bitsakis et al. (2017) for the LMC, and we discuss the implications. The comparison shows that both Clouds display enhanced cluster formation activity in the past

200–300 Myr. This is also consistent with the peaks of cluster formation in the bars of both galaxies; this age coincides with the epoch at which Besla et al. (2012) estimated that a direct collision occurred between the two Clouds. Yet, owing to large differences in their sizes and masses, the effects of such a collision in the cluster formation history of the two galaxies should have been very different. This is evident in Figure 9,

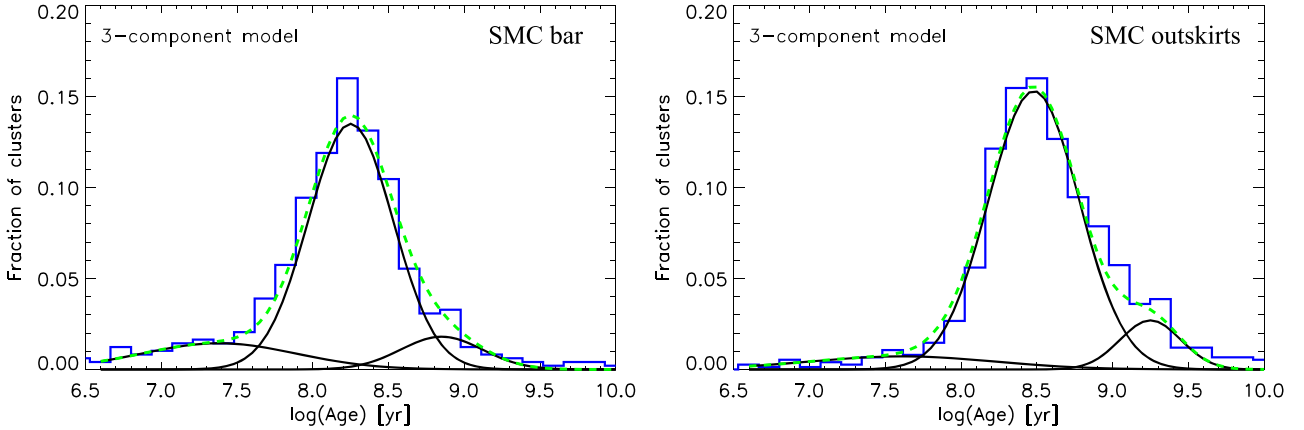


Figure 7. Age distributions of the star clusters found in the SMC bar (left panel) and in the rest of the galaxy (right panel). We also display the three-component mixture models in both figures (dashed green lines), and their individual constituents (solid black lines). The fractions presented here are normalized to the total number of clusters found in that galaxy.

where we present the median age distribution in bins $\sim 0.5 \text{ deg}^2$ for the LMC (left) and the SMC (right), respectively. It is shown that the star clusters in the SMC bar are younger than those in the LMC bar, where the most recent cluster formation occurred $>50 \text{ Myr}$ ago. In contrast, the SMC bar is experiencing an ongoing cluster formation activity, with 8% of its clusters (14% of those located in the bar) having ages $<50 \text{ Myr}$. This also agrees with the findings of Chiosi et al. (2006) and Glatt et al. (2010) of very recent ($<20 \text{ Myr}$) cluster formation activity in the SMC. This suggests the presence of cold molecular gas in the central region of that galaxy, as confirmed by Bolatto et al. (2011).

The age distributions of the outskirts of both galaxies also show great differences. The SMC contains, on average, clusters older than 300 Myr ($\sim 15\%$ of them are older than a Gyr), while the LMC contains mostly clusters 150–500 Myr old (only 7% have ages $>1 \text{ Gyr}$). Despite those differences, both distributions seem to have peaked $\sim 300 \text{ Myr}$ ago, suggesting that the aforementioned collision between the two Clouds not only affected their bars, but rather triggered cluster formation on a global scale in those galaxies. The secondary SMC peak at 680 Myr might be matched with the smaller $\sim 500 \text{ Myr}$ peak of the LMC. These results would then be in agreement with the 0.6 Gyr star formation enhancement observed by Harris & Zaritsky (2004, 2009), who studied the star formation histories of the two galaxies and, based on orbital simulations available at the time, associated such events with perigalactic passages of the Magellanic Clouds about the Galaxy.

This difference in the old versus young cluster spatial distributions suggests that the SMC may have ceased its star cluster formation in an outside-in fashion. This result is consistent with the findings of Cignoni et al. (2013), who studied the spatially resolved star formation history of six SMC regions and suggested the existence of an age gradient with all the star formation activity over the past 0.5 Gyr being concentrated in the central region. Such an age gradient has not been reported, however, for clusters older than 1 Gyr (see Parisi et al. 2014). This implies that its interaction with the LMC (or the Galaxy) could have affected (by stripping, shocks, or inflows toward the center) its *outer* gas reservoir, thus preventing it from forming younger star clusters in the outskirts. Zhang et al. (2012) studied the multiband surface brightness profiles of 34 nearby dwarf irregular galaxies, and

found an outside-in shrinking of the star formation that they attributed to environmental effects (i.e., interactions between galaxies). Arguably, the LMC, being 50% more massive than the SMC, did not suffer similar gas loss by galaxy–galaxy interactions, and hence retained its global cluster formation throughout its lifetime.

The comparison of the spatial distributions of young clusters ($<50 \text{ Myr}$) in the Magellanic Clouds is also puzzling. As shown in Figure 9, clusters with these ages in the SMC are mostly located at the bar, preferentially at the bar–“arm”⁸ junction points, while in the LMC they lie mostly along its arms. In the case of the LMC, H I arms are found northeast and southwest of the bar (Kim et al. 2003), whereas in the SMC they trace an elongated structure located southeast of the bar (Stanimirovic et al. 1999; Dickey et al. 2000). Interestingly, Ochsendorf et al. (2017) showed that the most active star-forming regions at present in the LMC, namely, the 30Dor and N79, are located where the LMC bar joins the H I arms. Such locations are very likely to enhance star formation due to the high concentrations of gas and to shocks induced by the internal dynamics, and very young stars/clusters have been observed there in various other galaxies (e.g., Beuther et al. 2017). The absence of young clusters in the outskirts of the SMC is likely due to the overall scarcity of gas in the last few Myr. The hypothesis of outside-in stripping of the gas in the SMC is also consistent with the cold molecular gas distribution (see Bolatto et al. 2011). In the SMC, molecular gas is mostly confined to the bar, and indeed its youngest clusters overlap the densest molecular gas in the northeastern portion of the bar at its intersection with the aforementioned H I feature. Using the *Spitzer*/MIPS 24 μm images we confirm that the locations of the young clusters coincide with those of the warm dust clouds too. It is plausible that many of those clusters are still embedded in the progenitor clouds, thus explaining their very young ages.

Regarding the LMC, since many of the clusters younger than 50 Myr seem to trace both H I arms (Bitsakis et al. 2017), we have considered the possibility that star formation there is related to a long-lived spiral density wave not connected to an interaction with the SMC. This hypothesis, however, is

⁸ The “arms” here are intended as those H I features of the Magellanic Clouds resembling classical spiral arms, although their actual nature is still under debate, as described in the text.

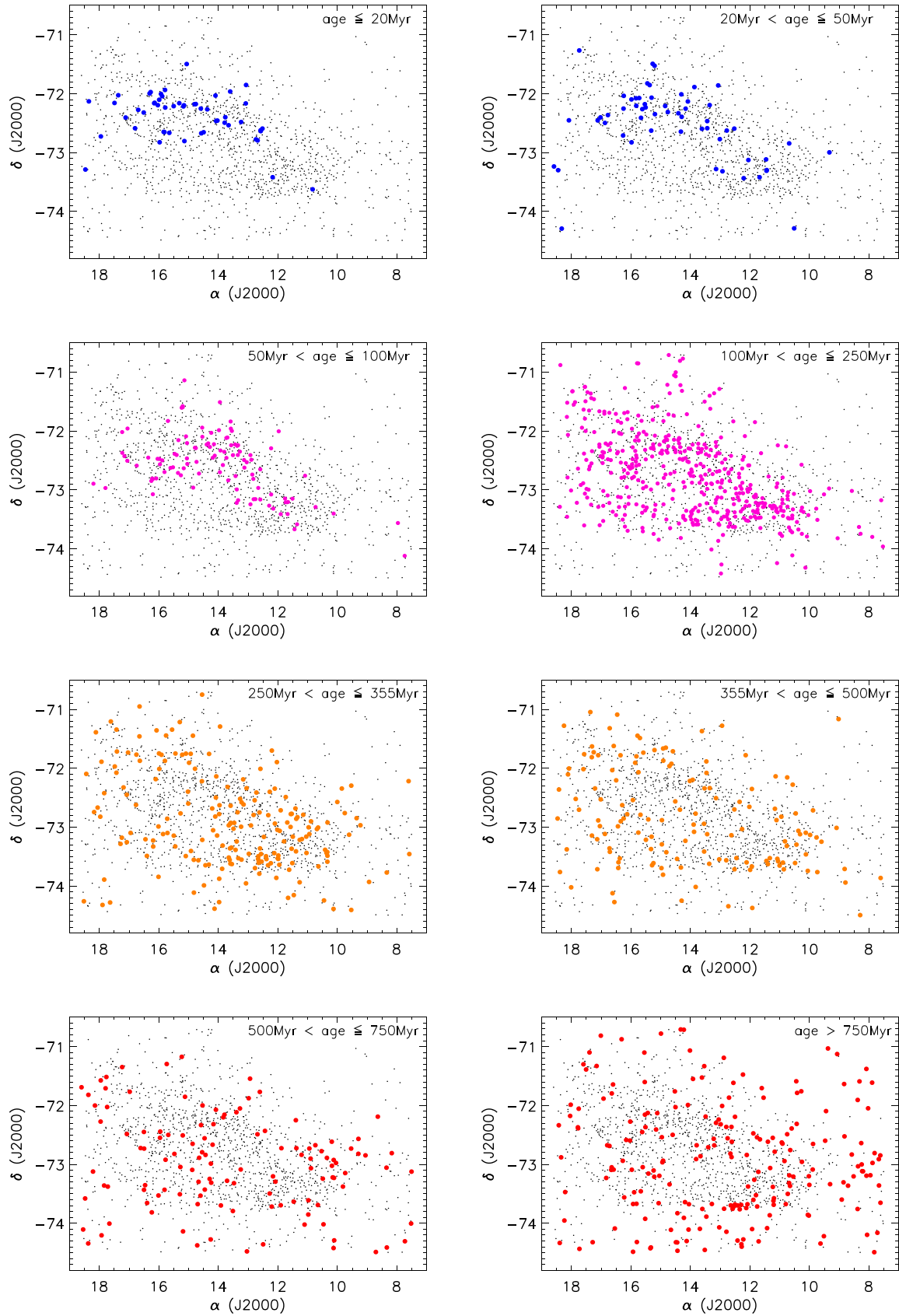


Figure 8. Spatial age distribution for all the star clusters in our sample (black dots). The coordinates in both axes are in degrees (J2000). From top left to bottom right, we present the positions of star clusters with: Age ≤ 20 Myr, $20 < \text{Age} \leq 50$ Myr, $50 < \text{Age} \leq 100$ Myr, $100 < \text{Age} \leq 250$ Myr, $250 < \text{Age} \leq 355$ Myr, $355 < \text{Age} \leq 500$ Myr, $500 < \text{Age} \leq 750$ Myr, and Age > 750 Myr.

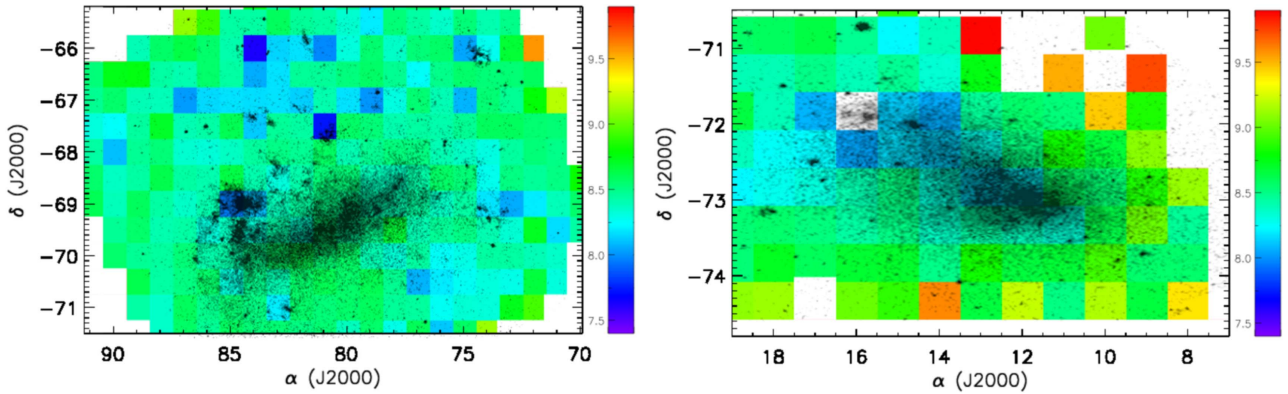


Figure 9. Spatially binned median age distribution of the LMC (left) and the SMC (right), respectively, overlaid on their *Spitzer*/IRAC $3.6\ \mu\text{m}$ mosaics. The colorscale covers the range $7.4 \leq \log(\text{age yr}^{-1}) < 9.9$. The coordinates in both axes are in degrees (J2000). The bin sizes are 1 deg in R.A. and 0.5 deg in decl.

disproven by the absence of a corresponding density enhancement in the old stellar disk as traced by the near-IR, as reported by van der Marel (2001) and confirmed by our own multiwavelength analysis. On the other hand, if the LMC bar was excited or enhanced by an interaction with the SMC a few Myr ago, the present-day star formation in the LMC should still be traced back to that interaction, if indeed star formation is triggered by shocks in the bar–arm interface, especially when the pattern speeds of bar and arms are different (Martínez-García & González-Lópezlira 2011; Beuther et al. 2017).

Our results suggest that, in spite of the asymmetries in the cluster formation histories of the two galaxies, their overall evolution is a combination of both internal and environmental mechanisms. Harris & Zaritsky (2004, 2009) suggested that the star formation histories of the Clouds are dominated by correlated—thus environmental—mechanisms. Our findings agree with their conclusions that the interactions between the Magellanic Clouds and the Galaxy were predominant in uniquely shaping the star cluster formation history in the Clouds.

6. Conclusions

We applied our new method to detect and estimate the ages of star clusters in nearby galaxies (originally presented in Bitsakis et al. 2017) on the multiband, high-resolution data of the SMC. We apply the same setup and procedure to analogous data of the two galaxies, and compare the results. Our conclusions are summarized below.

- We detect 1319 star clusters in the central $18\ \text{deg}^2$ of the SMC we surveyed; 1108 of these clusters have never been reported before.
- The distribution of cluster ages suggests major star cluster formation ~ 240 Myr ago. Studying the corresponding distributions of the SMC bar and outskirts, we find that they have significant differences, with the cluster formation peaking at the bar ~ 200 Myr ago, while for the rest of the galaxy the average age is ~ 270 Myr ago. Moreover, the skewness of the age distribution in the galaxy outskirts suggests a termination of the cluster formation over the past few Myr.
- The spatially resolved age distribution of the star clusters in the SMC suggests that the inner part of the galaxy was formed more recently, and that an outside-in quenching of cluster formation occurred over the past Gyr.

- A comparison between the above results and those derived previously for the LMC shows that both galaxies have experienced an intense star cluster formation event at ~ 300 Myr ago, consistent with a direct collision scenario proposed by model simulations.
- Most of the youngest clusters in both Magellanic Clouds are found where their bars meet the HI arms (or similar elongated features), suggesting that cluster formation there is triggered by internal dynamical processes.
- Our results suggest that the interactions between Magellanic Clouds are the major driver of their large-scale star cluster formation and overall evolution.

The authors wish to thank the anonymous referee for a thorough review and valuable comments that significantly helped improve this article. T.B. would like to acknowledge support from the CONACyT Research Fellowships program. We gratefully acknowledge support from the program for basic research of CONACyT through grant number 252364. G.M. acknowledges support from CONICYT, Programa de Astronomía/PCI, FONDO ALMA 2014, Proyecto No. 31140024. G.B. acknowledges support for this work from UNAM through grant PAPIIT IG100115. This research made use of TOPCAT, an interactive graphical viewer and editor for tabular data. IRAF is distributed by the National Optical Astronomy Observatory, which is operated by the Association of Universities for Research in Astronomy (AURA) under cooperative agreement with the National Science Foundation.

ORCID iDs

Theodoros Bitsakis <https://orcid.org/0000-0001-5787-8242>
 G. Bruzual <https://orcid.org/0000-0002-6971-5755>
 D. Zaritsky <https://orcid.org/0000-0002-5177-727X>
 S. Charlot <https://orcid.org/0000-0003-3458-2275>

References

- Baumgardt, H., Parmentier, G., Anders, P., & Grebel, E. K. 2013, *MNRAS*, 430, 676
 Besla, G., Kallivayalil, N., Hernquist, L., et al. 2007, *ApJ*, 668, 949
 Besla, G., Kallivayalil, N., Hernquist, L., et al. 2012, *MNRAS*, 421, 2109
 Beuther, H., Meidt, S., Schinnerer, E., Paladino, R., & Leroy, A. 2017, *A&A*, 597, A85
 Bica, E., Bonatto, C., Dutra, C. M., & Santos, J. F. C. 2008, *MNRAS*, 389, 678
 Bitsakis, T., Bonfini, P., González-Lópezlira, R. A., et al. 2017, *ApJ*, 845, 56
 Bolatto, A. D., Leroy, A. K., Jameson, K., et al. 2011, *ApJ*, 741, 12
 Boutloukos, S. G., & Lamers, H. J. G. L. M. 2003, *MNRAS*, 338, 717

- Chen, Y., Bressan, A., Girardi, L., et al. 2015, *MNRAS*, **452**, 1068
- Chiosi, E., Vallenari, A., Held, E. V., Rizzi, L., & Moretti, A. 2006, *A&A*, **452**, 179
- Cignoni, M., Cole, A. A., Tosi, M., et al. 2013, *ApJ*, **775**, 83
- de Grijs, R., & Goodwin, S. P. 2009, in *IAU Symp. 256, The Magellanic System: Stars, Gas, and Galaxies*, ed. J. T. Van Loon & J. M. Oliveira (Cambridge: Cambridge Univ. Press), 311
- Dickey, J. M., Mebold, U., Stanimirovic, S., & Staveley-Smith, L. 2000, *ApJ*, **536**, 756
- Fazio, G. G., Hora, J. L., Allen, L. E., et al. 2004, *ApJS*, **154**, 10
- Glatt, K., Grebel, E. K., & Koch, A. 2010, *A&A*, **517**, A50
- Gordon, K. D., Meixner, M., Meade, M. R., et al. 2011, *AJ*, **142**, 102
- Harris, J. 2007, *ApJ*, **658**, 345
- Harris, J., & Zaritsky, D. 2004, *AJ*, **127**, 1531
- Harris, J., & Zaritsky, D. 2009, *AJ*, **138**, 1243
- Hilditch, R. W., Howarth, I. D., & Harries, T. J. 2005, *MNRAS*, **357**, 304
- Kallivayalil, N., van der Marel, R. P., Besla, G., Anderson, J., & Alcock, C. 2013, *ApJ*, **764**, 161
- Kim, S., Staveley-Smith, L., Dopita, M. A., et al. 2003, *ApJS*, **148**, 473
- Lejeune, T., Cuisinier, F., & Buser, R. 1997, *A&AS*, **125**, 229
- Marigo, P., Bressan, A., Nanni, A., Girardi, L., & Pumo, M. L. 2013, *MNRAS*, **434**, 488
- Martin, D. C., Fanson, J., Schiminovich, D., et al. 2005, *ApJL*, **619**, L1
- Martínez-García, E. E., & González-Lópezlira, R. A. 2011, *ApJ*, **734**, 122
- Mighell, K. J., Rich, R. M., Shara, M., & Fall, S. M. 1996, *AJ*, **111**, 2314
- Ochsendorf, B. B., Zinnecker, H., Nayak, O., et al. 2017, *NatAs*, **1**, 268
- Olsen, K. A. G., Zaritsky, D., Blum, R. D., Boyer, M. L., & Gordon, K. D. 2011, *ApJ*, **737**, 29
- Parisi, M. C., Geisler, D., Carraro, G., et al. 2014, *AJ*, **147**, 71
- Rafelski, M., & Zaritsky, D. 2005, *AJ*, **129**, 2701
- Richardson, S., & Green, P. J. 1997, *Journal of the Royal Statistical Society*, **59**, 731
- Rieke, G. H., Young, E. T., Engelbracht, C. W., et al. 2004, *ApJS*, **154**, 25
- Schmeja, S. 2011, *AN*, **332**, 172
- Siegel, M. H., Porterfield, B. L., Linevsky, J. S., et al. 2014, *AJ*, **148**, 131
- Simons, R., Thilker, D., Bianchi, L., & Wyder, T. 2014, *AdSpR*, **53**, 939
- Stanimirovic, S., Staveley-Smith, L., Dickey, J. M., Sault, R. J., & Snowden, S. L. 1999, *MNRAS*, **302**, 417
- Stetson, P. B. 1987, *PASP*, **99**, 191
- van der Marel, R. P. 2001, *AJ*, **122**, 1827
- Venn, K. A. 1999, *ApJ*, **518**, 405
- Yoshizawa, A. M., & Noguchi, M. 2003, *MNRAS*, **339**, 1135
- Zaritsky, D., Harris, J., Thompson, I. B., Grebel, E. K., & Massey, P. 2002, *AJ*, **123**, 855
- Zhang, H.-X., Hunter, D. A., Elmegreen, B. G., Gao, Y., & Schrubba, A. 2012, *AJ*, **143**, 47

9. Conclusiones

9.1. Código de Estimación de historias de formación estelar y Parámetros Físicos

Desarrollamos dos códigos de análisis de poblaciones estelares basados en principios estadísticos. El primer código permite inferir la edad, la metalicidad, la distancia y el enrojecimiento por polvo de poblaciones estelares simples con pocas estrellas trazadas en el diagrama color-magnitud. El código funciona también para poblaciones de brote doble, en los que podemos estimar la edad de cada brote con su aportación de estrellas. El código tiene la capacidad de evaluar la distribución de verosimilitud, de cada hipótesis definida por la combinación de parámetros físicos, distribución que provee estimaciones con sus intervalos de confianza cuando es marginalizada. El código elude el problema de dispersar las estrellas de las isocronas teóricas en sus diagramas color-magnitud (siguiendo un modelado de los errores fotométricos acordes al diagrama color-magnitud observado) y evita el dilema de definir una rejilla de *bins* en función de la población observada. Esto vuelve al método rápido y eficaz, permitiendo su uso automático y masivo con diagramas color-magnitud observados de diferente número de estrellas y errores fotométricos.

El código fue sometido a prueba en poblaciones estelares simples de imitación. Examinamos su desempeño según el número de estrellas observadas, obteniendo estimaciones muy buenas de las edades de poblaciones con pocas estrellas (~ 100 , por encima de la secuencia principal), con diagramas color-magnitud donde los errores fotométricos permiten distinguir zonas trascendentales como el punto de salida de la secuencia principal y la rama de las subgigantes. Exploramos los efectos de la selección de estrellas para el ajuste. Encontramos que las estrellas de la secuencia principal que son más débiles que ~ 0.5 mag por debajo del punto de salida de la secuencia principal no aportan información estadística relevante para determinar los parámetros de la población, y que hacerlo puede aumentar la incertidumbre de estos. Los pasados puntos son relevantes a la hora de definir los esfuerzos de campañas de observación fotométrica de estrellas resueltas con telescopios que pueden dedicarse a obtener fotometría más precisa de estrellas al rededor del punto de giro de la secuencia principal y etapas evolutivas posteriores, en lugar de fotometría de muchas estrellas en la profundidad de la secuencia principal.

También probamos el método con poblaciones de imitación brote doble. El método nos permitió estimar las edades de los brotes y la aportación de estrellas de cada uno. En casos en los que un brote muy prominente (con $\sim 90\%$ de las estrellas) eclipsa al brote compañero débil, solo el brote prominente fue recuperado. La precisión de la edad estimada de cada brote se incrementa de acuerdo a su prominencia en el número de estrellas.

Aplicamos este código de estimación de parámetros en poblaciones estelares reales, obteniendo los siguientes resultados astronómicos:

- Determinamos la edad, la metalicidad, la distancia y el enrojecimiento por polvo para seis galaxias enanas ultra débiles usando datos del HST. Obtuvimos resultados coherentes con estimaciones hechas con otras técnicas en trabajos previos independientes. Nuestros resultados sustentan la noción de que las galaxias enanas ultra débiles son remanentes de los primeros brotes que existieron en el universo, con edades de 13.7 giga años y

metallicidades de $\log Z \sim 4$. A propósito, nuestro análisis de CVn II resulta en una edad estimada de ~ 13.7 giga años, edad similar al cálculo de 13.6 giga años por [Brown *et al.* \(2014\)](#) y distinto del cálculo de ~ 10 giga años, obtenido por [Weisz *et al.* \(2014\)](#).

- Buscamos evidencia de formación estelar doble en las galaxias enanas ultra débiles. Encontramos la posibilidad de una formación estelar subsecuente a un primer brote solamente para UMa I, en concordancia con el trabajo de dos investigaciones diferentes. Este resultado no es concluyente en ninguna de las tres investigaciones. Conseguir confirmación a favor o en contra de la existencia de brote doble en UMa I sería deseable, en el contexto del paradigma que propone que la formación estelar en las galaxias enanas ultra débiles se apagó debido a un evento cosmológico como la reionización global. ¹³.
- Analizamos detalladamente tres cúmulos estelares en la Nube Mayor de Magallanes, estimando las edades de sus poblaciones estelares. IR1-1959 exhibe claramente un solo brote estelar. Presentamos evidencia de formación estelar doble para dos cúmulos estelares: NUV-1781 y IR1-297, con las edades de cada brote y sus pesos, *w*.

Presentamos un segundo código automatizado, basado en procedimientos estadísticos capaz de detectar cúmulos estelares en galaxias cercanas donde contemos con fotometría en dos bandas (o más) de estrellas resueltas. El código incluye un algoritmo probabilístico que limpia las estrellas contaminantes del diagrama color-magnitud, calculando la probabilidad de que las estrellas permanescan al cúmulo detectado. Este código es compatible con el código de estimación de parámetros mencionado arriba y combinamos ambos para detectar y datar cúmulos en las Nubes de Magallanes. A continuación presentamos los resultados que obtuvimos con esta combinación de códigos.

- Detectamos y estimamos las edades de 4850 cúmulos estelares en la Nube Mayor de Magallanes y 1319 cúmulos estelares en la Nube Menor de Magallanes.
- Ambas galaxias muestran varias épocas de formación estelar, compartiendo una época más intensa en común hace ~ 300 mega años, en consistencia con una fuerte interacción (tal vez colisión directa) entre la Nube Mayor de Magallanes y la Nube Menor de Magallanes, ocurrida al rededor de esa época como indican estudios teóricos.
- En la Nube Mayor de Magallanes encontramos que la distribución de edades de cúmulos estelares en la barra es diferente a la de las periferias de la galaxia. La distribución espacial de los cúmulos en función de la edad sugiere que los cúmulos más jóvenes se localizan en las periferias, mientras que los cúmulos mayores a 750 mega años de edad se sitúan preferentemente en la barra. En resumen, la Nube Mayor de Magallanes muestra un escenario de formación estelar que se fue apagando de adentro hacia a fuera. Contrariamente a la Nube Mayor de Magallanes, la Nube Menor de Magallanes presenta sus poblaciones más viejas en su periferia y las más jóvenes en el interior de la galaxia, señalando que la formación estelar se fue extinguiendo de afuera hacia a dentro, durante el pasado giga

¹³Con ayuda de telescopios de futura generación, como el Telescopio Espacial James Webb, serán útiles para resolver esta interrogante

año. Este resultado está en consonancia con un estudio independiente que encuentra lo mismo para los pasados 0.5 giga años. Los gradientes temporales de formación estelar en las Nubes de Magallanes resultan ser enigmáticos. Como una posible explicación a estos escenarios distintos de formación estelar, planteamos que la Nube Menor de Magallanes pudo haber sido despojada de su gas más lejano al centro del potencial durante la posible colisión con la Nube Mayor de Magallanes (la cual es 50 % más masiva que la Nube Menor de Magallanes), deteniendo la formación estelar en las periferias de la Nube Menor de Magallanes.

- Las regiones con más alta concentración de cúmulos jóvenes en ambas Nubes de Magallanes coinciden con zonas asociadas a intensos procesos dinámicos internos, trazados por observaciones de HI que muestran súper cáscaras.
- Nuestros resultados sugieren que la formación en las Nubes de Magallanes es detonada por interacciones ambientales externas junto a procesos dinámicos internos, pero favorecen la noción de que las interacciones externas entre las Nubes de Magallanes jugaron el papel dominante en la formación estelar a gran escala en el más reciente giga año de edad.

Referencias

- AKAIKE, H. (1974). A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control* **19**, 716–723. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/1974ITAC...19..716A>.
- ASA'D, R. S., VAZDEKIS, A. & ZEINELABDIN, S. (2016). Ages of LMC star clusters using ASAD₂. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **457**, 2151–2163. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2016MNRAS.457.2151A>.
- BAADE, W. (1944a). NGC 147 and NGC 185, Two New Members of the Local Group of Galaxies. *The Astrophysical Journal* **100**, 147. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/1944ApJ...100..147B>.
- BAADE, W. (1944b). The Resolution of Messier 32, NGC 205, and the Central Region of the Andromeda Nebula. *The Astrophysical Journal* **100**, 137. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/1944ApJ...100..137B>.
- BASU, D. (1977). On the elimination of nuisance parameters. *Journal of the American Statistical Association* **72**(358), 355–366. URL <https://amstat.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/01621459.1977.10481002>.
- BAUMGARDT, H., PARMENTIER, G., ANDERS, P. & GREBEL, E. K. (2013). The star cluster formation history of the LMC. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **430**, 676–685. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2013MNRAS.430..676B>.
- BAYES, T. (1763). An essay towards solving a problem in the doctrine of chances. *Phil. Trans. of the Royal Soc. of London* **53**, 370–418.
- BELOKUROV, V., ZUCKER, D. B., EVANS, N. W., WILKINSON, M. I., IRWIN, M. J., HODGKIN, S., BRAMICH, D. M., IRWIN, J. M., GILMORE, G., WILLMAN, B., VIDRIH, S., NEWBERG, H. J., WYSE, R. F. G., FELLHAUER, M., HEWETT, P. C., COLE, N., BELL, E. F., BEERS, T. C., ROCKOSI, C. M., YANNY, B., GREBEL, E. K., SCHNEIDER, D. P., LUPTON, R., BARENTINE, J. C., BREWINGTON, H., BRINKMANN, J., HARVANEK, M., KLEINMAN, S. J., KRZESINSKI, J., LONG, D., NITTA, A., SMITH, J. A. & SNEDDEN, S. A. (2006). A Faint New Milky Way Satellite in Bootes. *The Astrophysical Journal, Letters* **647**, L111–L114. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2006ApJ...647L.111B>.
- BERTIN, E. & ARNOUITS, S. (1996). SExtractor: Software for source extraction. *Astronomy & Astrophysics Supplement Series* **117**, 393–404. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/1996A%26AS..117..393B>.
- BESLA, G., KALLIVAYALIL, N., HERNQUIST, L., ROBERTSON, B., COX, T. J., VAN DER MAREL, R. P. & ALCOCK, C. (2007a). Are the Magellanic Clouds on Their First Passage about the Milky Way? *The Astrophysical Journal* **668**, 949–967. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2007ApJ...668..949B>.

- BESLA, G., KALLIVAYALIL, N., HERNQUIST, L., ROBERTSON, B., COX, T. J., VAN DER MAREL, R. P. & ALCOCK, C. (2007b). Are the Magellanic Clouds on Their First Passage about the Milky Way? *The Astrophysical Journal* **668**, 949–967. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2007ApJ...668..949B>.
- BESLA, G., KALLIVAYALIL, N., HERNQUIST, L., VAN DER MAREL, R. P., COX, T. J. & KERESŐ, D. (2012). The role of dwarf galaxy interactions in shaping the Magellanic System and implications for Magellanic Irregulars. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **421**, 2109–2138. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2012MNRAS.421.2109B>.
- BICA, E., BONATTO, C., DUTRA, C. M. & SANTOS, J. F. C. (2008). A general catalogue of extended objects in the Magellanic System. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **389**, 678–690. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2008MNRAS.389..678B>.
- BITSAKIS, T., BONFINI, P., GONZÁLEZ-LÓPEZLIRA, R. A., RAMÍREZ-SIORDIA, V. H., BRUZUAL, G., CHARLOT, S., MARAVELIAS, G. & ZARITSKY, D. (2017). A Novel Method to Automatically Detect and Measure the Ages of Star Clusters in Nearby Galaxies: Application to the Large Magellanic Cloud. *The Astrophysical Journal* **845**, 56. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2017ApJ...845...56B>.
- BITSAKIS, T., BONFINI, P., GONZALEZ-LOPEZLIRA, R. A., RAMIREZ-SIORDIA, V. H., BRUZUAL, G., CHARLOT, S., MARAVELIAS, G. & ZARITSKY, D. (2018a). VizieR Online Data Catalog: Star clusters automatically detected in the LMC (Bitsakis+, 2017). *VizieR Online Data Catalog* **184**. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2018yCat..18450056B>.
- BITSAKIS, T., GONZÁLEZ-LÓPEZLIRA, R. A., BONFINI, P., BRUZUAL, G., MARAVELIAS, G., ZARITSKY, D., CHARLOT, S. & RAMÍREZ-SIORDIA, V. H. (2018b). The Distribution and Ages of Star Clusters in the Small Magellanic Cloud: Constraints on the Interaction History of the Magellanic Clouds. *The Astrophysical Journal* **853**, 104. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2018ApJ...853..104B>.
- BITSAKIS, T., GONZALEZ-LOPEZLIRA, R. A., BONFINI, P., BRUZUAL, G., MARAVELIAS, G., ZARITSKY, D., CHARLOT, S. & RAMIREZ-SIORDIA, V. H. (2018c). VizieR Online Data Catalog: Ages of star clusters in SMC (Bitsakis+, 2018). *VizieR Online Data Catalog* **185**. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2018yCat..18530104B>.
- BOVILL, M. S. & RICOTTI, M. (2009). Pre-Reionization Fossils, Ultra-Faint Dwarfs, and the Missing Galactic Satellite Problem. *The Astrophysical Journal* **693**, 1859–1870. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2009ApJ...693.1859B>.
- BROWN, T. M., TUMLINSON, J., GEHA, M. & ET AL. (2014). The Quenching of the Ultra-faint Dwarf Galaxies in the Reionization Era. *The Astrophysical Journal* **796**, 91. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2014ApJ...796...91B>.
- BULLOCK, J. S. & BOYLAN-KOLCHIN, M. (2017). Small-Scale Challenges to the Λ CDM Paradigm. *Annual Review of Astronomy and Astrophysics* **55**, 343–387. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2017ARA%26A...55..343B>.

- BUONANNO, R., CORSI, C. E., BUZZONI, A., CACCIARI, C., FERRARO, F. R. & FUSI PECCI, F. (1994). The stellar population of the globular cluster M 3. I. Photographic photometry of 10 000 stars. *Astronomy & Astrophysics* **290**, 69–103.
- BUSHA, M. T., ALVAREZ, M. A., WECHSLER, R. H., ABEL, T. & STRIGARI, L. E. (2010). The Impact of Inhomogeneous Reionization on the Satellite Galaxy Population of the Milky Way. *The Astrophysical Journal* **710**, 408–420. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2010ApJ...710..408B>.
- CHIOSI, E., VALLENARI, A., HELD, E. V., RIZZI, L. & MORETTI, A. (2006). Age distribution of young clusters and field stars in the Small Magellanic Cloud. *Astronomy & Astrophysics* **452**, 179–193. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2006A%26A...452..179C>.
- CIGNONI, M., COLE, A. A., TOSI, M., GALLAGHER, J. S., SABBI, E., ANDERSON, J., GREBEL, E. K. & NOTA, A. (2013). Mean Age Gradient and Asymmetry in the Star Formation History of the Small Magellanic Cloud. *The Astrophysical Journal* **775**, 83. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2013ApJ...775...83C>.
- CIONI, M.-R. L. (2009). The metallicity gradient as a tracer of history and structure: the Magellanic Clouds and M33 galaxies. *Astronomy & Astrophysics* **506**, 1137–1146. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2009A%26A...506.1137C>.
- DE VAUCOULEURS, G. & FREEMAN, K. C. (1972). Structure and dynamics of barred spiral galaxies, in particular of the Magellanic type. *Vistas in Astronomy* **14**, 163–294. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/1972VA.....14..163D>.
- D’ONGHIA, E. & FOX, A. J. (2016). The Magellanic Stream: Circumnavigating the Galaxy. *Annual Review of Astronomy and Astrophysics* **54**, 363–400. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2016ARA%26A...54..363D>.
- ERIC, C. J. (1997). Cosmic age controversy is overstated. *Science* **276**(5315), 1089–1089. URL <http://science.sciencemag.org/content/276/5315/1089>.
- FORBES, D. A. & BRIDGES, T. (2010). Accreted versus in situ Milky Way globular clusters. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **404**(3), 1203–1214. URL <https://doi.org/10.1111/j.1365-2966.2010.16373.x>.
- FOX, A. J., BARGER, K. A., WAKKER, B. P., RICHTER, P., ANTWI-DANSO, J., CASSETTI-DINESCU, D. I., HOWK, J. C., LEHNER, N., D’ONGHIA, E., CROWTHER, P. A. & LOCKMAN, F. J. (2018). Chemical Abundances in the Leading Arm of the Magellanic Stream. *The Astrophysical Journal* **854**, 142. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2018ApJ...854..142F>.
- FREBEL, A., SIMON, J. D., GEHA, M. & WILLMAN, B. (2010). High-Resolution Spectroscopy of Extremely Metal-Poor Stars in the Least Evolved Galaxies: Ursa Major II and Coma Berenices. *The Astrophysical Journal* **708**, 560–583. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2010ApJ...708..560F>.

- FREBEL, A., SIMON, J. D. & KIRBY, E. N. (2011). The Chemical Composition Of Ultra-faint Dwarf Galaxies. In: *American Astronomical Society Meeting Abstracts #217*, vol. 43 of *Bulletin of the American Astronomical Society*. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2011AAS...21714704F>.
- FREBEL, A., SIMON, J. D. & KIRBY, E. N. (2014). Segue 1: An Unevolved Fossil Galaxy from the Early Universe. *The Astrophysical Journal* **786**, 74.
- GLATT, K., GREBEL, E. K. & KOCH, A. (2010). Ages and luminosities of young SMC/LMC star clusters and the recent star formation history of the Clouds. *Astronomy & Astrophysics* **517**, A50. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2010A%26A...517A...50G>.
- GONG, G. & SAMANIEGO, F. J. (1981). Pseudo maximum likelihood estimation: Theory and applications. *Ann. Statist.* **9**(4), 861–869. URL <https://doi.org/10.1214/aos/1176345526>.
- GRCEVICH, J. & PUTMAN, M. E. (2009). H I in Local Group Dwarf Galaxies and Stripping by the Galactic Halo. *The Astrophysical Journal* **696**, 385–395. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2009ApJ...696..385G>.
- GREIF, T. H. & BROMM, V. (2006). Two populations of metal-free stars in the early Universe. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **373**, 128–138. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2006MNRAS.373..128G>.
- GREIF, T. H., SPRINGEL, V., WHITE, S. D. M., GLOVER, S. C. O., CLARK, P. C., SMITH, R. J., KLESSEN, R. S. & BROMM, V. (2011). Simulations on a Moving Mesh: The Clustered Formation of Population III Protostars. *The Astrophysical Journal* **737**, 75. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2011ApJ...737...75G>.
- GRILLMAIR, C. J. (2006). Detection of a 60deg-long Dwarf Galaxy Debris Stream. *The Astrophysical Journal, Letters* **645**, L37–L40. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2006ApJ...645L..37G>.
- HAIMAN, Z., REES, M. J. & LOEB, A. (1996). H 2 Cooling of Primordial Gas Triggered by UV Irradiation. *The Astrophysical Journal* **467**, 522. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/1996ApJ...467..522H>.
- HARRIS, J. (2007). The Magellanic Bridge: The Nearest Purely Tidal Stellar Population. *The Astrophysical Journal* **658**, 345–357. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2007ApJ...658..345H>.
- HARRIS, J. & ZARITSKY, D. (2004). The Star Formation History of the Small Magellanic Cloud. *The Astronomical Journal* **127**, 1531–1544. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2004AJ....127.1531H>.
- HARRIS, J. & ZARITSKY, D. (2006). Spectroscopic Survey of Red Giants in the Small Magellanic Cloud. I. Kinematics. *The Astronomical Journal* **131**, 2514–2524. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2006AJ....131.2514H>.

- HARRIS, J. & ZARITSKY, D. (2009). The Star Formation History of the Large Magellanic Cloud. *The Astronomical Journal* **138**, 1243–1260. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2009AJ....138.1243H>.
- HEGER, A. & WOOSLEY, S. E. (2002). The Nucleosynthetic Signature of Population III. *The Astrophysical Journal* **567**, 532–543. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2002ApJ...567..532H>.
- HERNANDEZ, X., GILMORE, G. & VALLS-GABAUD, D. (2000). Non-parametric star formation histories for four dwarf spheroidal galaxies of the Local Group. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **317**, 831–842. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2000MNRAS.317..831H>.
- HERNANDEZ, X. & VALLS-GABAUD, D. (2008). A robust statistical estimation of the basic parameters of single stellar populations - I. Method. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **383**, 1603–1618. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2008MNRAS.383.1603H>.
- IZOTOV, Y. I., THUAN, T. X. & STASIŃSKA, G. (2007). The Primordial Abundance of ^4He : A Self-consistent Empirical Analysis of Systematic Effects in a Large Sample of Low-Metallicity H II Regions. *The Astrophysical Journal* **662**, 15–38. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2007ApJ...662...15I>.
- Ji, A. P., FREBEL, A. & BROMM, V. (2015). Preserving chemical signatures of primordial star formation in the first low-mass stars. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **454**, 659–674. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2015MNRAS.454..659J>.
- JØRGENSEN, B. R. & LINDEGREN, L. (2005). Determination of stellar ages from isochrones: Bayesian estimation versus isochrone fitting. *Astronomy & Astrophysics* **436**, 127–143. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2005A%26A...436..127J>.
- KALLIVAYALIL, N., VAN DER MAREL, R. P., BESLA, G., ANDERSON, J. & ALCOCK, C. (2013). Third-epoch Magellanic Cloud Proper Motions. I. Hubble Space Telescope/WFC3 Data and Orbit Implications. *The Astrophysical Journal* **764**, 161. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2013ApJ...764..161K>.
- KIM, S., STAVELEY-SMITH, L., DOPITA, M. A., SAULT, R. J., FREEMAN, K. C., LEE, Y. & CHU, Y.-H. (2003). A Neutral Hydrogen Survey of the Large Magellanic Cloud: Aperture Synthesis and Multibeam Data Combined. *Astrophysical Journal, Supplement* **148**, 473–486. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2003ApJS..148..473K>.
- KIRBY, E. N., COHEN, J. G., GUHATHAKURTA, P., CHENG, L., BULLOCK, J. S. & GALLAZZI, A. (2013). The Universal Stellar Mass-Stellar Metallicity Relation for Dwarf Galaxies. *The Astrophysical Journal* **779**, 102. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2013ApJ...779..102K>.
- KIRBY, E. N., SIMON, J. D., GEHA, M., GUHATHAKURTA, P. & FREBEL, A. (2008). Uncovering Extremely Metal-Poor Stars in the Milky Way's Ultrafaint Dwarf Spheroidal Satellite

- Galaxies. *The Astrophysical Journal, Letters* **685**, L43. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2008ApJ...685L..43K>.
- KOPOSOV, S. E., BELOKUROV, V., TORREALBA, G. & EVANS, N. W. (2015). Beasts of the Southern Wild: Discovery of Nine Ultra Faint Satellites in the Vicinity of the Magellanic Clouds. *The Astrophysical Journal* **805**, 130. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2015ApJ...805..130K>.
- KROUPA, P. (2001). On the variation of the initial mass function. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **322**, 231–246. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2001MNRAS...322..231K>.
- LI, Y.-S., HELMI, A., DE LUCIA, G. & STOEHR, F. (2009). On the common mass scale of the Milky Way satellites. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **397**, L87–L91. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2009MNRAS...397L..87L>.
- LIMONGI, M. & CHIEFFI, A. (2003). Evolution, Explosion, and Nucleosynthesis of Core-Collapse Supernovae. *The Astrophysical Journal* **592**, 404–433. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2003ApJ...592..404L>.
- LINTOTT, C. J., KRUK, S. J., SIMMONS, B. D., SMETHURST, R. J., HART, R. E., BAMFORD, S. P., CARDAMONE, C. N., FORTSON, L., HÄUSSLER, B., MASTERS, K. L., NICHOL, R. C. & SCHAWINSKI, K. (2017). Galaxy Zoo: finding offset discs and bars in SDSS galaxies. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **469**(3), 3363–3373. URL <https://doi.org/10.1093/mnras/stx1026>.
- MARAGOUDAKI, F., KONTIZAS, M., MORGAN, D. H., KONTIZAS, E., DAPERGOLAS, A. & LIVANOU, E. (2001). The recent structural evolution of the SMC. *Astronomy & Astrophysics* **379**, 864–869. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2001A%26A...379..864M>.
- MARTIN, N. F., IBATA, R. A., LEWIS, G. F., MCCONNACHIE, A., BABUL, A., BATE, N. F., BERNARD, E., CHAPMAN, S. C., COLLINS, M. M. L., CONN, A. R., CRNOJEVIĆ, D., FARDAL, M. A., FERGUSON, A. M. N., IRWIN, M., MACKAY, A. D., MCMONIGAL, B., NAVARRO, J. F. & RICH, R. M. (2016). The PAndAS View of the Andromeda Satellite System. II. Detailed Properties of 23 M31 Dwarf Spheroidal Galaxies. *The Astrophysical Journal* **833**, 167. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2016ApJ...833..167M>.
- MARTÍNEZ-DELGADO, D. & MEDIAVILLA, E. (2013). *Local Group Cosmology*. Canary Islands Winter School of Astrophysics. Cambridge University Press. URL <https://books.google.com.mx/books?id=nUEIAQAAQBAJ>.
- MCGEE, R. X. & MILTON, J. A. (1964). Neutral hydrogen in the Large Magellanic Cloud. In: *The Galaxy and the Magellanic Clouds* (KERR, F. J., ed.), vol. 20 of *IAU Symposium*. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/1964IAUS...20..289M>.
- MCGEE, R. X. & MILTON, J. A. (1966). 21 cm hydrogen-line survey of the Large Magellanic Cloud. II. Distribution and motions of neutral hydrogen. *Australian Journal of Physics* **19**, 343. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/1966AuJPh...19..343M>.

- MELLINGER, A. (2009). A Color All-Sky Panorama Image of the Milky Way. *Publications of the Astronomical Society of the Pacific* **121**, 1180. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2009PASP..121.1180M>.
- MEYNET, G., EKSTRÖM, S. & MAEDER, A. (2006). The early star generations: the dominant effect of rotation on the CNO yields. *Astronomy & Astrophysics* **447**, 623–639. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2006A%26A...447..623M>.
- MUÑOZ, J. A., MADAU, P., LOEB, A. & DIEMAND, J. (2009). Probing the epoch of reionization with Milky Way satellites. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **400**, 1593–1602. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2009MNRAS.400.1593M>.
- NAYAK, P. K., SUBRAMANIAM, A., CHOUDHURY, S., INDU, G. & SAGAR, R. (2016). Star clusters in the Magellanic Clouds - I. Parametrization and classification of 1072 clusters in the LMC. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **463**, 1446–1461. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2016MNRAS.463.1446N>.
- NIDEVER, D. L., MAJEWSKI, S. R., BUTLER BURTON, W. & NIGRA, L. (2010). The 200deg Long Magellanic Stream System. *The Astrophysical Journal* **723**, 1618–1631. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2010ApJ...723.1618N>.
- OCHSENDORF, B. B., ZINNECKER, H., NAYAK, O., BALLY, J., MEIXNER, M., JONES, O. C., INDEBETOUW, R. & RAHMAN, M. (2017). The star-forming complex LMC-N79 as a future rival to 30 Doradus. *Nature Astronomy* **1**, 784–790.
- O’HAGAN, A. (1994). *Bayesian Inference*. Kendall’s advanced theory of statistics. Edward Arnold. URL <https://books.google.com.mx/books?id=FtwanQEACAAJ>.
- OLIVE, K. A., SKILLMAN, E. & STEIGMAN, G. (1997). Erratum: "the primordial abundance of 4he: An update"(apj, 483, 788 [1997]). *The Astrophysical Journal* **489**(2), 1006. URL <http://stacks.iop.org/0004-637X/489/i=2/a=1006>.
- OLSEN, K. A. G., ZARITSKY, D., BLUM, R. D., BOYER, M. L. & GORDON, K. D. (2011). A Population of Accreted Small Magellanic Cloud Stars in the Large Magellanic Cloud. *The Astrophysical Journal* **737**, 29. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2011ApJ...737..290>.
- PAWITAN, Y. (2013). In *All Likelihood Statistical Modelling and Inference Using Likelihood*. Oxford University Press .
- PERREN, G. I., VÁZQUEZ, R. A. & PIATTI, A. E. (2015). ASteCA: Automated Stellar Cluster Analysis. *Astronomy & Astrophysics* **576**, A6. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2015A%26A...576A...6P>.
- PIATEK, S., PRYOR, C. & OLSZEWSKI, E. W. (2008). Proper Motions of the Large Magellanic Cloud and Small Magellanic Cloud: Re-Analysis of Hubble Space Telescope Data. *The Astronomical Journal* **135**, 1024–1038. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2008AJ...135.1024P>.

- PIATTI, A. E., DE GRIJS, R., RIPEPI, V., IVANOV, V. D., CIONI, M.-R. L., MARCONI, M., RUBELE, S., BEKKI, K. & FOR, B.-Q. (2015). The VMC survey - XVI. Spatial variation of the cluster formation activity in the innermost regions of the Large Magellanic Cloud. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **454**, 839–848. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2015MNRAS.454..839P>.
- PIETRZYNSKI, G. & UDALSKI, A. (2000). The Optical Gravitational Lensing Experiment. Ages of about 600 Star Clusters from the LMC. **50**, 337–354. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2000AcA....50..337P>.
- POPESCU, B., HANSON, M. M. & ELMEGREEN, B. G. (2012). Age and Mass for 920 Large Magellanic Cloud Clusters Derived from 100 Million Monte Carlo Simulations. *The Astrophysical Journal* **751**, 122. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2012ApJ...751..122P>.
- RAMÍREZ-SIORDIA, V. H., BRUZUAL, G., CERVANTES SODI, B. & BITSAKIS, T. (2019). Parameter estimation for scarce stellar populations. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **486**, 5567–5580.
- SAKAMOTO, T. & HASEGAWA, T. (2006). Discovery of a Faint Old Stellar System at 150 kpc. *The Astrophysical Journal, Letters* **653**, L29–L32. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2006ApJ...653L..29S>.
- SALPETER, E. E. (1955). The Luminosity Function and Stellar Evolution. *The Astrophysical Journal* **121**, 161. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/1955ApJ...121..161S>.
- SALVADORI, S. & FERRARA, A. (2009). Ultra faint dwarfs: probing early cosmic star formation. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **395**, L6–L10. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2009MNRAS.395L...6S>.
- SALVADORI, S. & FERRARA, A. (2010). The Faintest Galaxies. In: *American Institute of Physics Conference Series* (WHALEN, D. J., BROMM, V. & YOSHIDA, N., eds.), vol. 1294 of *American Institute of Physics Conference Series*. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2010AIPC.1294..180S>.
- SAND, D. J., STRADER, J., WILLMAN, B., ZARITSKY, D., MCLEOD, B., CALDWELL, N., SETH, A. & OLSZEWSKI, E. (2012). Tidal Signatures in the Faintest Milky Way Satellites: The Detailed Properties of Leo V, Pisces II, and Canes Venatici II. *The Astrophysical Journal* **756**, 79. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2012ApJ...756...79S>.
- SANDAGE, A. (1986). The population concept, globular clusters, subdwarfs, ages, and the collapse of the Galaxy. *Annual Review of Astronomy and Astrophysics* **24**, 421–458. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/1986ARA%26A..24..421S>.
- SCHMEJA, S. (2011). Identifying star clusters in a field: A comparison of different algorithms. *Astronomische Nachrichten* **332**, 172. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2011AN...332..172S>.

- SCHWARZ, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *Ann. Statist.* **6**(2), 461–464. URL <https://doi.org/10.1214/aos/1176344136>.
- SHAPLEY, H. (1938). Two Stellar Systems of a New Kind. *Nature* **142**, 715–716. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/1938Natur.142..715S>.
- SIMON, J. D. (2019). The Faintest Dwarf Galaxies. *arXiv e-prints* URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2019arXiv190105465S>.
- SIMON, J. D. & GEHA, M. (2007). The Kinematics of the Ultra-faint Milky Way Satellites: Solving the Missing Satellite Problem. *The Astrophysical Journal* **670**, 313–331. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2007ApJ...670..313S>.
- SPARKE, L. S. & GALLAGHER, J. S., III (2000). *Galaxies in the universe : an introduction*. Cambridge. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2000gaun.book.....S>.
- SPEKKENS, K., URBANCIC, N., MASON, B. S., WILLMAN, B. & AGUIRRE, J. E. (2014). The Dearth of Neutral Hydrogen in Galactic Dwarf Spheroidal Galaxies. *The Astrophysical Journal, Letters* **795**, L5. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2014ApJ...795L...5S>.
- STACY, A. & BROMM, V. (2008). The Impact of Cosmic Rays on Population III Star Formation. In: *New Horizons in Astronomy* (FREBEL, A., MAUND, J. R., SHEN, J. & SIEGEL, M. H., eds.), vol. 393 of *Astronomical Society of the Pacific Conference Series*. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2008ASPC..393..275S>.
- STANIMIROVIC, S., STAVELEY-SMITH, L., DICKEY, J. M., SAULT, R. J. & SNOWDEN, S. L. (1999). The large-scale HI structure of the Small Magellanic Cloud. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **302**, 417–436. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/1999MNRAS.302..417S>.
- STRIGARI, L. E., BULLOCK, J. S., KAPLINGHAT, M., SIMON, J. D., GEHA, M., WILLMAN, B. & WALKER, M. G. (2008). A common mass scale for satellite galaxies of the Milky Way. *Nature* **454**, 1096–1097. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2008Natur.454.1096S>.
- TAMMANN, G. A. (1994). Dwarf Galaxies in the Past. In: *European Southern Observatory Conference and Workshop Proceedings* (MEYLAN, G. & PRUGNIEL, P., eds.), vol. 49 of *European Southern Observatory Conference and Workshop Proceedings*. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/1994ESOC...49....3T>.
- TOLSTOY, E. (1996). The Resolved Stellar Population of Leo A. *The Astrophysical Journal* **462**, 684. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/1996ApJ...462..684T>.
- TOLSTOY, E., HILL, V. & TOSI, M. (2009). Star-Formation Histories, Abundances, and Kinematics of Dwarf Galaxies in the Local Group. *Annual Review of Astronomy and Astrophysics* **47**, 371–425. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2009ARA%26A..47..371T>.

- TOLSTOY, E. & SAHA, A. (1996). The Interpretation of Color-Magnitude Diagrams through Numerical Simulation and Bayesian Inference. *The Astrophysical Journal* **462**, 672. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/1996ApJ...462..672T>.
- TREMONTI, C. A., HECKMAN, T. M., KAUFFMANN, G., BRINCHMANN, J., CHARLOT, S., WHITE, S. D. M., SEIBERT, M., PENG, E. W., SCHLEGEL, D. J., UOMOTO, A., FUKUGITA, M. & BRINKMANN, J. (2004). The Origin of the Mass-Metallicity Relation: Insights from 53,000 Star-forming Galaxies in the Sloan Digital Sky Survey. *The Astrophysical Journal* **613**, 898–913. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2004ApJ...613..898T>.
- TULLY, R. B. (1988). Origin of the Hubble constant controversy. *Nature* **334**, 209–212. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/1988Natur.334..209T>.
- VAN DEN BERGH, S. (2000). *The Galaxies of the Local Group*. Cambridge. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2000glg..book.....V>.
- VERDE, L. (2010). Statistical Methods in Cosmology. In: *Lecture Notes in Physics, Berlin Springer Verlag* (WOLSCHIN, G., ed.), vol. 800 of *Lecture Notes in Physics, Berlin Springer Verlag*. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2010LNP...800..147V>.
- VLAJIĆ, M., BLAND-HAWTHORN, J. & FREEMAN, K. C. (2009). The Abundance Gradient in the Extremely Faint Outer Disk of NGC 300. *The Astrophysical Journal* **697**, 361–372. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2009ApJ...697..361V>.
- WALKER, M. G., MATEO, M., OLSZEWSKI, E. W., KOPOSOV, S., BELOKUROV, V., JETHWA, P., NIDEVER, D. L., BONNIVARD, V., BAILEY, J. I., III, BELL, E. F. & LOEBMAN, S. R. (2016). Magellan/M2FS Spectroscopy of Tucana 2 and Grus 1. *The Astrophysical Journal* **819**, 53. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2016ApJ...819...53W>.
- WALMSWELL, J. J., ELDRIDGE, J. J., BREWER, B. J. & TOUT, C. A. (2013). A transdimensional Bayesian method to infer the star formation history of resolved stellar populations. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **435**, 2171–2186. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2013MNRAS.435.2171W>.
- WATKINS, L. L., VAN DER MAREL, R. P., SOHN, S. T. & EVANS, N. W. (2019). Evidence for an Intermediate-mass Milky Way from Gaia DR2 Halo Globular Cluster Motions. *The Astrophysical Journal* **873**, 118.
- WEBSTER, D., BLAND-HAWTHORN, J. & SUTHERLAND, R. (2015). Star Formation in Ultrafaint Dwarfs: Continuous or Single-Age Bursts? *The Astrophysical Journal, Letters* **799**, L21. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2015ApJ...799L..21W>.
- WEISZ, D. R., DOLPHIN, A. E. & SKILLMAN, E. D. (2014). The Star Formation Histories of Local Group Dwarf Galaxies. II. Searching For Signatures of Reionization. *The Astrophysical Journal* **789**, 148. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2014ApJ...789..148W>.

- WERCHAN, F. & ZARITSKY, D. (2011). The Star Clusters of the Large Magellanic Cloud: Structural Parameters. *The Astronomical Journal* **142**, 48. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2011AJ....142...48W>.
- WESTERLUND, B. E. & MATHEWSON, D. S. (1966). Supernova remnants in the large Magellanic Cloud. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **131**, 371. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/1966MNRAS.131..371W>.
- WESTMEIER, T., STAVELEY-SMITH, L., CALABRETTA, M., JUREK, R., KORIBALSKI, B. S., MEYER, M., POPPING, A. & WONG, O. I. (2015). On the neutral gas content of nine new Milky Way satellite galaxy candidates. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **453**, 338–344. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2015MNRAS.453..338W>.
- WHEELER, C., OÑORBE, J., BULLOCK, J. S., BOYLAN-KOLCHIN, M., ELBERT, O. D., GARRISON-KIMMEL, S., HOPKINS, P. F. & KEREŠ, D. (2015). Sweating the small stuff: simulating dwarf galaxies, ultra-faint dwarf galaxies, and their own tiny satellites. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **453**, 1305–1316. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2015MNRAS.453.1305W>.
- WHITE, S. D. M. & FRENK, C. S. (1991). Galaxy formation through hierarchical clustering. *The Astrophysical Journal* **379**, 52–79. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/1991ApJ...379...52W>.
- WILLMAN, B., DALCANTON, J. J., MARTINEZ-DELGADO, D., WEST, A. A., BLANTON, M. R., HOGG, D. W., BARENTINE, J. C., BREWINGTON, H. J., HARVANEK, M., KLEINMAN, S. J., KRZESINSKI, J., LONG, D., NEILSEN, E. H., JR., NITTA, A. & SNEDDEN, S. A. (2005). A New Milky Way Dwarf Galaxy in Ursa Major. *The Astrophysical Journal, Letters* **626**, L85–L88. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2005ApJ...626L..85W>.
- YOSHIZAWA, A. M. & NOGUCHI, M. (2003). The dynamical evolution and star formation history of the Small Magellanic Cloud: effects of interactions with the Galaxy and the Large Magellanic Cloud. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society* **339**, 1135–1154. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2003MNRAS.339.1135Y>.
- ZARITSKY, D., HARRIS, J., GREBEL, E. K. & THOMPSON, I. B. (2000). The Morphologies of the Small Magellanic Cloud. *The Astrophysical Journal, Letters* **534**, L53–L56. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2000ApJ...534L..53Z>.
- ZARITSKY, D., HARRIS, J., THOMPSON, I. B. & GREBEL, E. K. (2004). The Magellanic Clouds Photometric Survey: The Large Magellanic Cloud Stellar Catalog and Extinction Map. *The Astronomical Journal* **128**, 1606–1614. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2004AJ....128.1606Z>.
- ZARITSKY, D., HARRIS, J., THOMPSON, I. B., GREBEL, E. K. & MASSEY, P. (2002). The Magellanic Clouds Photometric Survey: The Small Magellanic Cloud Stellar Catalog and Extinction Map. *The Astronomical Journal* **123**, 855–872. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2002AJ....123..855Z>.

ZUCKER, D. B., BELOKUROV, V., EVANS, N. W., KLEYNA, J. T., IRWIN, M. J., WILKINSON, M. I., FELLHAUER, M., BRAMICH, D. M., GILMORE, G., NEWBERG, H. J., YANNY, B., SMITH, J. A., HEWETT, P. C., BELL, E. F., RIX, H.-W., GNEDIN, O. Y., VIDRIH, S., WYSE, R. F. G., WILLMAN, B., GREBEL, E. K., SCHNEIDER, D. P., BEERS, T. C., KNIAZEV, A. Y., BARENTINE, J. C., BREWINGTON, H., BRINKMANN, J., HARVANEK, M., KLEINMAN, S. J., KRZESINSKI, J., LONG, D., NITTA, A. & SNEDDEN, S. A. (2006). A Curious Milky Way Satellite in Ursa Major. *The Astrophysical Journal, Letters* **650**, L41–L44. URL <http://adsabs.harvard.edu/abs/2006ApJ...650L..41Z>.

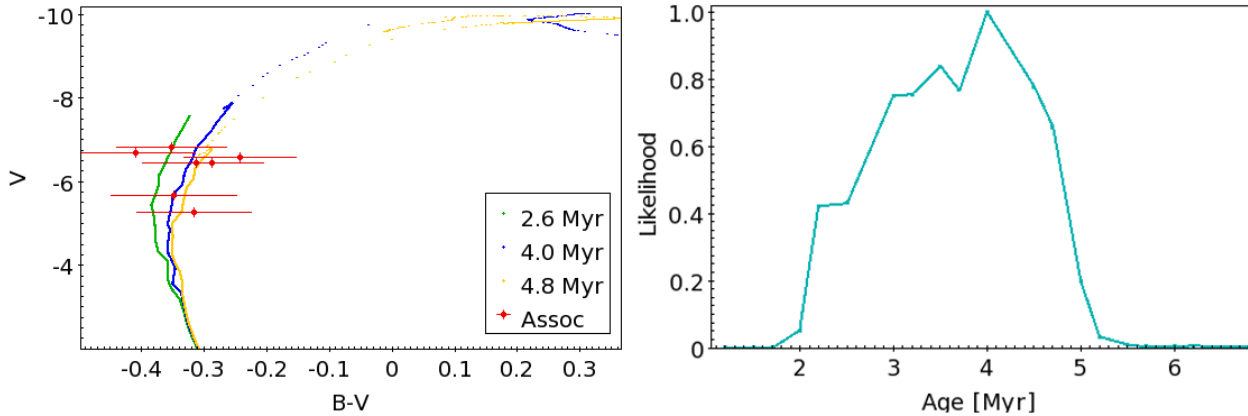


Figura 18: Izquierda, diagrama color-magnitud de una asociación estelar de 6 estrellas OB en IC 10. Mostramos la isocrona de mejor ajuste *azul* y las isocronas en los límites de confianza. Derecha, Función de distribución de Verosimilitud de edades para la asociación estelar en (a).

Apéndices

A. Proyectos subsecuentes

En una colaboración con el grupo de astronomía con el Dr. Luis Corral (Universidad de Guadalajara), hemos obtenido resultados al estimar las edades de 36 asociaciones de estrellas OB de la galaxia irregular del Grupo Local, IC 10, a partir de fotometría en las bandas BV. En la Figura 18 se muestra el ajuste de edades para una asociación de esta galaxia. Considerando que el número de estrellas en estas asociaciones es muy pequeño (~ 10), será necesario someter a prueba el método y evaluar los niveles de significado estadístico de los resultados. Derivando en un posible estudio de determinación de edades con muestras muy pequeñas de estrellas jóvenes y de alto brillo.

Relacionado con lo anterior, hemos hecho un conjunto de pruebas con poblaciones de imitación de brotes estelares viejos. En estas hemos variado el tamaño de la muestra. Encontramos que a partir de 20 estrellas empezamos a obtener estimados bastante cercanos al valor real (Figura 19). Como un segundo ejercicio, repetimos el mismo experimento pero con muestras de estrellas de mejor fotometría (usando la mitad de los errores fotométricos anteriores). Comparamos la precisión del ajuste en función de la cantidad de estrellas versus la calidad de la fotometría. Encontramos que las estimaciones para las poblaciones mejora al utilizar fotometría de más precisión, aunque el número de estrellas observadas se incrementa. Esto sugiere que la fotometría de estrellas con errores pequeños es más deseable que una muestra grande de estrellas con errores grandes. Este punto resulta importante en el contexto de la optimización de planes de observación. No obstante, hace falta realizar más pruebas usando brotes con diversas escalas de edad para establecer conclusiones robustas.

Un tópico interesante es explorar la dependencia de las estimaciones de parámetros ante diferentes combinaciones de bandas fotométricas. Por ejemplo, es posible que alguna combinación sea más sensible a la extinción por polvo, mientras que otras sean más sensibles a la

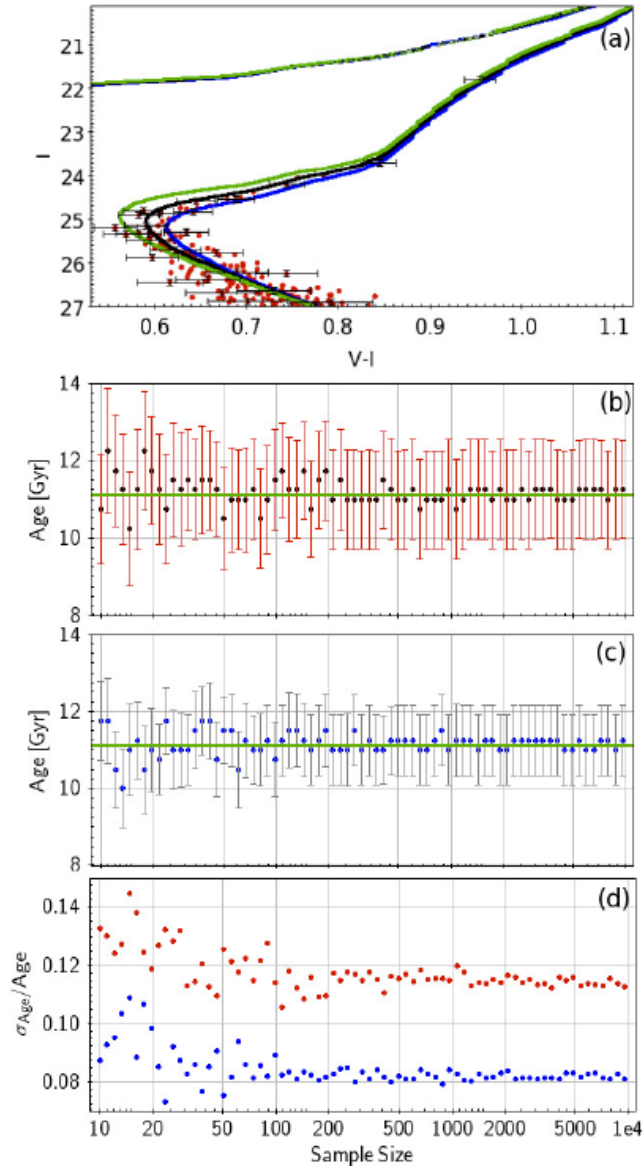


Figura 19: (a) Diagrama color-magnitud de una población estelar observada de imitación de 11.125 giga años de edad, compuesta de 201 estrellas (solo 50 se encuentran por encima del punto de salida de la secuencia principal). En *negro* se muestra la isocrona de la edad resultante al implementar nuestro método (las isocronas *verde* y *azul* corresponden a los límites de confianza a 1σ). (b) Edad resultante en función del número de estrellas por encima del punto de salida de la secuencia principal al implementar nuestro código en poblaciones similares a (a), pero variando el tamaño de la muestra (la línea *verde* señala la edad correcta). (c) Mismo análisis que en (b), pero usando estrellas con la mitad del error fotométrico. (d) Incertidumbre relativa ($\sigma_{\text{Edad}}/\text{Edad}$) en función del tamaño de la muestra para la pruebas en (b) y (c), (en *rojo* y *azul*, respectivamente).

metalicidad. Determinar qué combinación de bandas reduce las degeneraciones sería un tema muy provechoso.

En lo relacionado al manejo de estrellas contaminantes de fondo, será pertinente mejorar nuestro algoritmo al incluir un modelo de estrellas contaminantes aleatorio en los diagramas color-magnitud teóricos con una función de probabilidad de estrellas de fondo. Para ello se podrían usar las estrellas de campo al rededor de un sistema estelar, caracterizándolas en una función de probabilidad en el diagrama color-magnitud. También es posible utilizar una función de probabilidad teórica a partir del medio estelar de fondo en función de la posición galáctica (proyecto en el que ya se está trabajando en este grupo, Alzate et al. en prep).

Aunque las estimaciones de la proporción de estrellas de cada brote resultaron satisfactorias, sus distribuciones $\mathcal{L}(w)$ tienden a ser muy anchas y no gaussianas, implicando bajas precisiones. En este sentido surge la tarea de refinar el método para mejorar la precisión de las estimaciones (tal vez con un mejor modelado de la función de error fotométrica y/o al combinar información estadística complementaria de la observación), o incluso detectar posibles flaquezas en el planteamiento del método y corregirlas.

Por último, nos interesa desarrollar un código que comprenda los mismos principios de ajuste pero con poblaciones trazadas en 3D (en lugar del diagrama color-magnitud en 2D) revolucionaría nuestro código. La información aportada al añadir una nueva banda fotométrica podría reducir los intervalos de confianza de lo análisis.

B. Especificaciones de Imágenes Multi-Frecuencia

Las imágenes de las Figuras 11, 13 y 14 fueron hechas a las siguientes longitudes de onda, provenientes de los siguientes instrumentos:

Visible: Observaciones a a 645 nm (luz roja) para el cielo del Norte y a 405 nm (luz azul) para el cielo del Sur, provenientes del proyecto Digitalized Sky Survey (DSS), del Space Telescope Science Institute. Se utilizaron el telescopio Oschin, en el Monte Palomar, California, y el Telescopio UK Schmidt, en Australia.

Visible (TIE): Observaciones a 550 nm (luz verde) realizadas por estudiantes de todo el mundo, bajo el programa Telescopes in Education (Tie) del Mount Wilson Institute y el Jet Propulsion Laboratory. Se utilizó un telescopio reflector remoto de 12 pulgadas, en el Observatorio del Monte Wilson (California).

Near-Infrared-2MASS: Imágenes captadas en las bandas JHK (a 1.25, 1.65 y 2.17 micrones). Se utilizó el Two-Micron All-Sky Survey (2MASS) dirigido por la University of Massachusetts y el CalTech. Se utilizaron dos telescopios de 1.3 m, situados en el Mount Hopkins, Arizona, y el Cerro Tololo, Chile.

Mid-Infrared - MSX: Imágenes tomadas a 6-11 micrones, con el satélite militar Midcourse Space Experiment, los años 1996-1997, con procesamiento de datos del Ballistic Missile Defense Organization con ayuda adicional por parte de la NASA Office of Space Science y con el NASA/IPAC Infrared Science Archive, operado por el California Institute of Technology.

Mid-Infrared - IRAS: Observaciones hechas a 12 y 25 micrones, con el telescopio espacial InfraRed Astronomical Satellite (IRAS) en 1983. Telescopio bajo la colaboración de los EEUU, el UK, y Holanda.

Far-Infrared - IRAS. Observaciones a 60 micrones utilizando el IRAS.

Radio. Observaciones hechas a a 21 cm (1.4 GHz), con el interferómetro Very Large Array (VLA) de Nuevo México, bajo la dirección del National Radio Astronomy Observatory.

X-Ray. Imágenes a ~ 10 nm (0.1 a 2.4 keV), observadas con el Position Sensitive Proportional Counter (PSPC) del telescopio espacial Röntgen Satellite (ROSAT). El telescopio ROSAT funcionó de 1990 a 1999, bajo la dirección de Alemania, los EEUU y el UK.

Ultraviolet - Rocket. Imágenes obtenidas en el UV (400 nm) con cohetes sonda, que llevan a cabo observaciones a altitudes de 50 a 160 km. 130-180 nm (far-UV) y 130-300 nm (near-UV).

Ultraviolet - Astro 1 & UIT Far-UV. Imágenes obtenidas a dos anchos banda, 130-180 nm (far-UV) y 130-300 nm (near-UV). Se utilizó el Ultraviolet Imaging Telescope (UIT) de 38 cm, como parte del ASTRO-1 Observatory. Un programa de 8 días puesto en vuelo por el transbordador espacial.

HST WFPC-2. Imágenes en el rango 120 a 1000 nm (que incluye el infrarrojo cercano, el visible y el UV cercano), tomadas con la Wide Field and Planetary Camera 2 del HST construido por el Jet Propulsion Laboratory de la NASA.

