



CENTRO DE INVESTIGACIONES BIOLÓGICAS
DEL NOROESTE, S.C.

Programa de Estudios de Posgrado

ESCENARIOS DE MANEJO PESQUERO DE LA ALMEJA DE
SIFÓN (*Panopea globosa*) EN BAHÍA MAGDALENA, BAJA
CALIFORNIA SUR, MÉXICO

TESIS

Que para obtener el grado de

Maestro en Ciencias

Uso, Manejo y Preservación de los Recursos Naturales
(Orientación en Biología Marina)

P r e s e n t a

Estefani Larios Castro

La Paz, Baja California Sur, agosto de 2020.

ACTA DE LIBERACION DE TESIS

En la Ciudad de La Paz, B. C. S., siendo las 12:00 horas del día 27 del Mes de Agosto del 2020, se procedió por los abajo firmantes, miembros de la Comisión Revisora de Tesis avalada por la Dirección de Estudios de Posgrado y Formación de Recursos Humanos del Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste, S. C., a liberar la Tesis de Grado titulada:

"Escenarios de manejo pesquero de la almeja de sifón (*Panopea globosa*) en Bahía Magdalena, Baja California Sur, México"

Presentada por el alumno:

Estefani Larios Castro


Aspirante al Grado de MAESTRO EN CIENCIAS EN EL USO, MANEJO Y PRESERVACIÓN DE LOS RECURSOS NATURALES CON ORIENTACIÓN EN **Biología Marina**

Después de intercambiar opiniones los miembros de la Comisión manifestaron su **APROBACIÓN DE LA TESIS**, en virtud de que satisface los requisitos señalados por las disposiciones reglamentarias vigentes.

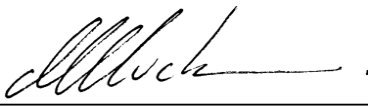
LA COMISIÓN REVISORA



Dr. Enrique Morales Bojórquez
Co-Director de Tesis



Dr. Juan Gabriel Díaz Uribe
Co-Director de Tesis



Dr. Daniel Bernardo Lluch Cota
Co-Tutor de Tesis



Dra. Gracia Alicia Gómez Anduro,
Directora de Estudios de Posgrado y
Formación de Recursos Humanos.

Conformación de Comités

Comité Tutorial

Dr. Enrique Morales Bojórquez

Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste, S.C.

Co-Director de Tesis

Dr. Juan Gabriel Díaz Uribe

Centro Regional de Investigación Pesquera y Acuícola – INAPESCA

Co-Director de Tesis

Dr. Daniel Bernardo Lluch Cota

Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste, S.C.

Co-Tutor de Tesis

Comité Revisor de Tesis

Dr. Enrique Morales Bojórquez

Dr. Juan Gabriel Díaz Uribe

Dr. Daniel Bernardo Lluch Cota

Jurado de Examen

Dr. Enrique Morales Bojórquez

Dr. Juan Gabriel Díaz Uribe

Dr. Daniel Bernardo Lluch Cota

Suplente

Dr. Sergio Scarry González Peláez

Resumen

En este estudio se utilizaron datos independientes de la pesquería para analizar los cambios en la densidad promedio y la biomasa de *Panopea globosa* entre 2007 y 2018. Se obtuvo el área potencial de pesca para *P. globosa* en Bahía Magdalena, Baja California Sur, México, con una extensión total estimada de 146.3 km². Se utilizaron diferentes estimadores basados en funciones de densidad probabilística, tales como la distribución gaussiana y generalizada, todos ellos asociados a la distribución espacial en parches de la almeja de sifón. Tanto la densidad promedio como la biomasa mostraron una disminución notable durante el período analizado, disminuyendo de 31 almejas/50 m² (2007) a 10 almejas/50 m² (2018), y de 124,000 a 33,000 t, respectivamente. Además, se observó una considerable presión extractiva sobre individuos de más de 175 mm de longitud de concha, lo que aumenta la posibilidad de observar una sobrepesca de reclutamiento. El gráfico de fases de Kobe aplicado a la pesquería de *P. globosa* mostró que la población ha estado experimentando sobrepesca o ha sido explotada fuera de los límites biológicos seguros. Se estimó la biomasa inicial (B_0) para la población de *P. globosa* en 125,408 t (IC= 102,465-148,350 t, $p < 0.05$) correspondiente al año 2006. Finalmente, se generaron proyecciones teóricas de B_0 en el área potencial de pesca basadas en seis tasas de explotación, desde 0.5% a 3%, obteniendo la proporción de cambio entre la biomasa a cada unidad de tiempo con respecto a B_0 para el periodo 2007-2030, las cuales fueron comparadas con un punto de referencia óptimo.

Palabras clave: *Panopea globosa*, área potencial de pesca, datos independientes de la pesquería, biomasa a la talla, tasas de explotación, manejo pesquero



Dr. Enrique Morales Bojórquez
Co-Director de Tesis

Vo.Bo.



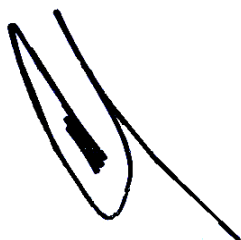
Dr. Juan Gabriel Díaz Uribe
Co-Director de Tesis

Summary

In this study, fishery-independent data were used to analyze changes in average density and biomass of *Panopea globosa* between 2007 and 2018. A fishing ground for *P. globosa* in Bahía Magdalena was obtained, with an estimated total extension of 146.3 km². Different statistical estimators based on probabilistic density function, such as gaussian and generalized distributions, were used, all of them associated with the spatial patchy distribution of the geoduck clam. Both average density and biomass showed a dramatic decline through the period analyzed, diminishing from 31 geoducks/50 m² (2007) to 10 geoducks/50 m² (2018), and from 124,000 t to 33,000 t, respectively. Additionally, a high harvest of individuals greater than 175 mm of shell length was observed, increasing the possibility of observing a recruitment overfishing. A Kobe phase chart applied to *P. globosa* fishery showed that the stock status has been experiencing overfishing or harvested outside safe biological limits. The initial biomass (B_0) for *P. globosa* population was estimated in 125,408 t (IC= 102,465-148,350 t, $p < 0.05$) for 2006. Finally, theoretical projections of B_0 on the fishing ground were computed based on different exploitation rates, from 0.5% to 3%, obtaining the proportion of change between biomass at each time unit with respect to B_0 for the period 2007-2030, which were compared with an optimal reference point.

Keywords: *Panopea globosa*; fishing ground; fishery-independent data; biomass-at-shell length, exploitation rates, fishery management

Vo.Bo.



Dr. Enrique Morales Bojórquez
Co-Director de Tesis



Dr. Juan Gabriel Díaz Uribe
Co-Director de Tesis

Dedicatoria

A los pilares de mi vida y mi formación

Mis padres, Elizabeth Castro Valdez y Juan Diego Martín Larios Gaxiola

Mis abuelos, Don Jesús Salvador Larios Ibarra, Doña Lolita Gaxiola

Gándara, Sara Bertha Valdez Rodríguez y Oscar Castro Avilés

Y a mis hermanos

Natalia y Juan Diego Andrés

Agradecimientos

Al Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste S.C. por permitirme realizar mis estudios de Posgrado.

Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT) por el apoyo otorgado a través de la beca de maestría (No. 924069).

A mi Co-director de tesis, Dr. Enrique Morales Bojórquez, por su paciencia, entrega, compromiso. Por transmitirme entusiasmo por el conocimiento e impulsarme a seguir adquiriéndolo. Por todos los momentos de risas y los de aprendizaje. Por ayudarme a desarrollar habilidades y obligarme a enfrentar retos que sin duda marcarán la diferencia tanto en mi carrera profesional como mi vida personal.

A mi Co-director de tesis, Dr. Juan Gabriel Díaz Uribe, por su conocimiento, sus aportaciones y razonamientos que abrieron panoramas y dirección a este producto.

A mi Co-tutor, Dr. Daniel Bernardo Lluch Cota, por sus comentarios y sugerencias.

Al personal de posgrado CIBNOR, Dra. Gracia Gómez, Lic. Horacio Sandoval, Tania Núñez, Lic. Leticia González y Lic. Osvelia Ibarra, por su disposición, amabilidad y apoyo para aclarar mis dudas y gestionar procedimientos académicos.

A todas aquellas personas que estuvieron presentes en esta etapa, por su tiempo, sus consejos y por su apoyo.

Contenido

Resumen	i
Summary	ii
Dedicatoria	iii
Agradecimientos	iv
Contenido	v
Lista de figuras	vii
Lista de tablas	ix
1. INTRODUCCIÓN	1
2. ANTECEDENTES	6
3. JUSTIFICACIÓN	11
4. HIPOTESIS	12
5. OBJETIVOS	13
5.1 Objetivo general.....	13
5.2 Objetivos particulares	13
6. MATERIAL Y MÉTODOS	14
6.1 Área de estudio.....	14
6.2 Datos biológicos y estadísticos	15
6.3 Relación longitud de concha vs peso total y análisis de estructura de tallas	19
6.4 Delimitación del área potencial de pesca.....	19
6.5 Estimación de la densidad poblacional	20
6.6 Estimación de abundancia total	26
6.7 Biomasa estructurada por tallas y biomasa total.....	26
6.8 Estatus actual de la población	27
6.9 Transformación de talla a edad.....	28
6.10 Estimación de abundancia inicial a la edad	29
6.11 Modelo de biomasa inicial.....	29
6.12 Proyección de tasas de explotación.....	30

7. RESULTADOS	32
7.1 Relación longitud de concha vs peso total	34
7.2 Análisis de estructura de tallas	35
7.4 Estimación de densidad promedio	38
7.5 Abundancia total	44
7.6 Biomasa total y biomasa estructurada por talla	45
7.7 Biomasa estructurada por tallas.....	50
7.8 Estatus actual de la población	56
7.9 Transformación de talla a edad.....	57
7.10 Estimación de abundancia y biomasa inicial.....	59
7.11 Proyección de las tasas de explotación	60
8. DISCUSIÓN	63
9. CONCLUSIONES	73
10. LITERATURA CITADA	74

Lista de figuras

Figura 1. Localización geográfica del área de estudio Bahía Magdalena, Baja California Sur, México.....	15
Figura 2. Localización de estaciones dentro del área de estudio para cada año evaluado.....	17
Figura 3. Representación del transecto utilizado para el conteo de ejemplares de <i>P. globosa</i>	18
Figura 4. Vista lateral de la valva; medición de longitud de concha para el análisis biométrico.....	18
Figura 5. Relación entre la longitud de concha y el peso total durante el periodo 2007-2018.....	34
Figura 6. Estructura de tallas de los organismos colectados durante el periodo 2007-2018.....	36
Figura 7. Ubicación geográfica del área potencial de pesca de <i>P. globosa</i> en Bahía Magdalena, Baja California Sur, México.....	37
Figura 8. Densidad promedio estimada para <i>P. globosa</i> en Bahía Magdalena con base en cuatro procedimientos de estimación.....	39
Figura 9. Variación espacial de la densidad con el procedimiento de interpolación tipo kriging para los años 2007-2013.....	42
Figura 10. Variación espacial de la densidad con el procedimiento de interpolación tipo kriging para los años 2014-2018.....	43
Figura 11. Variación temporal de la abundancia total de <i>P. globosa</i> en Bahía Magdalena con base en los cuatro procedimientos de estimación.....	47
Figura 12. Variación temporal de la biomasa total de <i>P. globosa</i> en Bahía Magdalena con base en los cuatro procedimientos de estimación.....	48
Figura 13. Estimación de biomasa total para la serie de tiempo con base en los cuatro procedimientos de estimación; se muestran los intervalos de confianza (IC 95%).....	49
Figura 14. Estimación anual de biomasa estructurada por intervalo de longitud de concha de <i>P. globosa</i> con base en el estimador gaussiano.....	53
Figura 15. Estimación anual de biomasa estructurada por intervalo de longitud de concha de <i>P. globosa</i> con base en el estimador de Pennington.....	54
Figura 16. Estimación anual de biomasa estructurada por intervalo de longitud de concha de <i>P. globosa</i> con base en el estimador de Kappenman.....	55

Figura 17. Estimación anual de biomasa estructurada por intervalo de longitud de concha de <i>P. globosa</i> con base en el método de interpolación kriging.	56
Figura 18. Gráfico de fases de Kobe de la población de <i>Panopea globosa</i> en Bahía Magdalena, Baja California Sur, México.	57
Figura 19. Estructura de edades de los organismos colectados durante el periodo 2007-2018.	58
Figura 20. Abundancia a la edad para el año 2006 con base en el procedimiento de interpolación kriging (IC 95%). El grupo 19+ está compuesto de las edades de 19 a 26 años y corresponde a una abundancia total de 19,822,471 individuos (IC= 16,196,056-23,448,886 individuos).....	59
Figura 21. Simulación de reclutamiento con base en las estimaciones de la edad de 3 años calculadas con base en kriging.....	61
Figura 22. Escenarios simulados para tasas de explotación constantes, asumiendo variabilidad en el reclutamiento y una mortalidad natural de 0.047.	61
Figura 23. Escenarios simulados para tasas de explotación constantes, asumiendo variabilidad en el reclutamiento y una mortalidad natural de 0.069.	62

Lista de tablas

Tabla I. Relación anual del número de transectos submarinos y del tamaño de la muestra (número de individuos) para obtención de datos morfométricos de ejemplares de <i>P. globosa</i>	16
Tabla II. Estadísticos descriptivos de la longitud de concha (mm) para <i>P. globosa</i> en Bahía Magdalena, Baja California Sur, México (IC 95%).	32
Tabla III. Estadísticos descriptivos del peso total (g) para <i>P. globosa</i> en Bahía Magdalena, Baja California Sur, México.	33
Tabla IV. Parámetros de la relación longitud de concha vs peso total para cada año. Se muestran entre paréntesis los intervalos de confianza (IC, $p < 0.05$) de los coeficientes α y β	35
Tabla V. Coordenadas geográficas del área potencial de pesca de <i>P. globosa</i> en Bahía Magdalena, Baja California Sur, México.	38
Tabla VI. Estimación de densidad poblacional (individuos/50m ²) para <i>P. globosa</i> en Bahía Magdalena con base en los cuatro procedimientos seleccionados. Se muestran los intervalos de confianza (IC, $p < 0.05$), y estadísticos asociados.	40
Tabla VII. Tipo de modelo y parámetros ajustados al semivariograma experimental por año de evaluación. Se muestra la densidad (individuos/50 m ²) y estadísticos asociados estimados.	44
Tabla VIII. Estimación anual de abundancia (individuos x 10 ⁶) y biomasa total (t) con base en los cuatro procedimientos seleccionados. Se muestran los intervalos de confianza (IC, $p < 0.05$) para toda la serie de tiempo.	46

1. INTRODUCCIÓN

Las almejas del género *Panopea* son moluscos bivalvos que se distribuyen principalmente en zonas templadas; en las costas del Océano Pacífico oriental las podemos encontrar desde Alaska hasta Baja California Sur (González-Peláez *et al.*, 2013). Comúnmente son denominadas como “almeja generosa”, “almeja chiluda” o “almeja de sifón”. Presentan hábitos infaunales en sustratos arenosos desde la zona intermareal hasta los 45 m de profundidad (Andersen, 1971). Son organismos vulnerables por su naturaleza sésil y a pesar de presentar alta fecundidad sus tasas de reclutamiento son muy bajas ya que, tanto la depredación como factores hidrodinámicos, son determinantes para el asentamiento larval y supervivencia en sus primeras etapas de vida. Una vez realizada la metamorfosis, utilizan su sifón para enterrarse hasta 1 m de profundidad por debajo del fondo marino y, en su etapa adulta, la mortalidad natural disminuye considerablemente (Zhang y Hand, 2007).

La pesquería del género *Panopea*, en México, representa una de las más redituables a pequeña escala, con una derrama económica hasta de 30 millones de dólares anuales (Rocha-Olivares *et al.*, 2010); adicionalmente, es una importante fuente de empleo considerando la cadena de actores desde la extracción hasta la entrega en países orientales. Se han identificado dos especies para las costas mexicanas: *Panopea generosa* y *P. globosa* (González-Peláez *et al.*, 2013). La estrategia de manejo actual para ambas especies se basa en una tasa de explotación constante del 1% anual; bajo esta perspectiva se ha optado por evaluar cada banco dentro de cada región donde es extraída, con el fin de que éstos puedan ser correctamente administrados (DOF, 2012a). Para México, las capturas por sí mismas no proveen información sobre el tamaño de la población;

Por lo tanto, para aplicar correctamente este marco de aprovechamiento, se deben realizar estimaciones de abundancia basadas en datos independientes de la captura comercial así como el establecimiento de un punto de referencia óptimo con respecto a la biomasa virgen (B_v) de la población que no se encuentra calculado hasta el presente.

Comúnmente, los datos dependientes de la pesquería, como las capturas, tienen varias fuentes de incertidumbre, principalmente cambios temporales o espaciales en la capturabilidad; la cuantificación del esfuerzo pesquero es complicada, usualmente se utiliza el esfuerzo nominal porque el esfuerzo efectivo de pesca es desconocido, el área de pesca puede ser variable a través del tiempo, por lo tanto la tasa de captura pudiera ser un índice de abundancia relativa (IAR) inadecuado; adicionalmente, las modificaciones en el arte de pesca pueden afectar la vulnerabilidad de los organismos. En contraste, los datos independientes de la pesquería derivados de evaluaciones en campo permiten obtener información biológica de manera sistemática; por lo tanto, la información es estandarizada en el tiempo, espacio y unidad muestral, soportada en un diseño de muestreo, disminuyendo el sesgo en el índice de abundancia relativa. De igual manera, con los IAR se pueden obtener patrones georeferenciados más precisos de la disposición espacial y de los límites de distribución de las poblaciones; por lo tanto, se facilitan las comparaciones de series de tiempo. Algunos ejemplos de IAR independientes de la captura comercial son el conteo de huevos, larvas, estudios apoyados en tecnología hidroacústica, y captura por unidad de área (CPUA) (Hilborn y Walters, 1992; Rago, 2005). Para recursos sésiles, uno de los IAR más utilizados al realizar monitoreos es el conteo *in situ* de organismos dentro de una unidad muestral (UM), generalmente definida como CPUA (Burnham *et al.*, 1980). Así, los datos son utilizados con dos fines principales, estimaciones de abundancia poblacional y exploración de atributos biológicos de la muestra poblacional, tales como la estructura de tallas, estadios de madurez y longevidad de los organismos (Rago, 2005). Adicionalmente, utilizar esta información dentro

de una serie de tiempo relativamente larga, facilita la identificación de mecanismos de respuestas de la población asociados a la variabilidad, tales como los efectos de dependientes o independientes de la densidad (Lima 1995). Por último, los datos independientes de la pesquería pueden ser útiles para obtener conocimiento sobre el estado del stock antes de su explotación, proporcionando información valiosa para propósitos del manejo pesquero (Folmer y Pennington, 2000).

A su vez, en el análisis *a posteriori* es crítico y de suma importancia la elección del procedimiento de estimación de la densidad poblacional, debido a que el enfoque metodológico adoptado (e.g. distribución normal, lognormal) puede proporcionar estimaciones diferentes sobre la densidad esperada, la cual al ser extrapolada dentro de un área previamente definida, podría ocasionar una subestimación o sobreestimación de la biomasa de la población (Kappenman, 1999). De acuerdo con Pennington (1996), los datos de IAR están comúnmente desviados, lo que significa que se pueden registrar algunas unidades muestrales con una alta presencia de organismos, y de manera simultánea una alta frecuencia de unidades muestrales con baja presencia de individuos, o incluso ausencia total de ellos, lo cual afecta el valor esperado de la densidad media.

El patrón de distribución espacial de la mayoría de los bivalvos hace referencia a agregaciones dentro de su rango geográfico, pero éstas se identifican a diferente escala de magnitud: 1) “terrenos”, zonas extensas con suficiente abundancia como para soportar una pesquería, que se encuentran ampliamente separados por áreas no propicias para la especie, y que presentan extensiones entre pocos a miles de kilómetros cuadrados; 2) “bancos”, áreas de alta densidad de organismos que abarcan varios kilómetros cuadrados, pueden ser agregaciones permanentes en su ubicación separadas de otros bancos por espacios no adecuados o temporales debido a procesos que influyen en el asentamiento; 3) “parches”, pequeñas agregaciones entre los bancos con una extensión que varían entre decenas y cientos de metros cuadrados (Brand, 2006; Orensanz *et al.*, 2016;

Amezcuca-Castro *et al.*, 2019). Cuando se trabaja sobre la escala de magnitud mayor (terreno), y la población recibe una presión extractiva por intereses comerciales, ésta es denominada área potencial de pesca (APP); además, se caracteriza por tener ubicación geográfica precisa, ser persistente en el tiempo y con una población auto-sostenible (Brand, 2006, 2016).

Entre las ventajas de conocer y delimitar el APP se encuentran: conocer la B_v de la poblaciones, ya que éstas especies se encuentran espacialmente conformadas como una metapoblación conectadas por la dispersión larvaria (Orensanz *et al.*, 2016); la B_v dentro de un APP proporciona información sobre la abundancia y densidad de la población, incluso es posible conocer la densidad de equilibrio, definida como la densidad a la cual las tasas de natalidad y mortalidad se igualan (Boer, 2018). Además, la B_v es útil para proveer un punto de referencia cuando es comparada en relación a la biomasa estimada en cada temporada de pesca B_t , ya que uno de los objetivos del manejo sugiere que la proporción B_t/B_v sea igual o mayor a 0.5, indicando una reducción máxima del 50% de B_v durante un horizonte temporal asociado a la pesca; por lo tanto, la tasa de captura como valor constante a lo largo del tiempo es importante para evaluar el efecto de la mortalidad por pesca bajo los siguientes criterios: a) cuando $B_t/B_v > 0.5$ se permite la captura, b) cuando $B_t/B_v < 0.5$ se requieren acciones de recuperación (Zhang y Hand, 2006; Luquin-Covarrubias *et al.*, 2020). Si este criterio es aplicado sobre un APP conocida, entonces, se podrían advertir cambios de densidad provocados por la pesca, fallas en el reclutamiento, así como de efectos de la variabilidad ambiental sobre la población de almeja de sifón.

Dado que la pesquería de *P. globosa* en Bahía Magdalena se desarrolló sin un APP delimitada, la pesca se realizó sobre polígonos de extensión geográfica variable y arbitrariamente delimitados sin una ubicación espacial que incluyera todos los bancos presentes; así, la presión por pesca fue agotando selectivamente áreas con alta abundancia en el corto plazo; por lo tanto, el manejo de la

pesquería fue complicado; esta situación causó un declive en la biomasa y el reclutamiento (Amezcuca-Castro *et al.*, 2019).

2. ANTECEDENTES

La pesquería de almeja de sifón en Norteamérica inició en el año 1970 en la costa de Washington, Estados Unidos y, en 1976 ya era capturada en las costas de British Columbia, Canadá (Orensanz *et al.*, 2004). La extracción se realiza por medio de buceo semiautónomo, lo que permite al buzo visualizar el sifón y extraer el organismo con la ayuda de una motobomba en la cual se conecta una manguera que expulsa agua a presión, para remover el sedimento. A pesar de ser una pesca selectiva, el tamaño de la almeja es incierto hasta desenterrarla, por lo que puede ocurrir que se capturen organismos menores a la talla mínima legal y que no sobrevivan al quedar expuestos a la depredación (Ramírez-Félix *et al.*, 2012). El principal mercado se localiza en países asiáticos, en presentación del organismo vivo, lo que implica un manejo y envío adecuado hasta su destino (Aragón-Noriega *et al.*, 2012).

En México, la almeja generosa (*Panopea spp.*) se empezó a capturar en el año 2000 cuando se otorgaron los primeros permisos de pesca bajo el esquema de fomento (Ramírez-Félix *et al.*, 2012), el cual considera una etapa de prospección que incluye la delimitación del banco a explotar con una profundidad máxima de 30 m por seguridad de los buzos, así como la extracción de ejemplares para la obtención de datos morfométricos. Una segunda fase, implica un periodo en el cual se definen y evalúan bajo un diseño experimental los polígonos propuestos en la fase anterior, con el fin de identificar variaciones en la densidad del recurso por área y evitar la presión de pesca excesiva en los sitios de altas densidades, además, se exploran nuevas zonas susceptibles a extracción. Por último, la tercera fase, idealmente, corresponde al lapso en la cual ya fueron ubicados los bancos susceptibles a explotación comercial, los de baja densidad, los decretados para la conservación del recurso y el área de exclusión de pesca. A partir del 2004, se otorgaron los primeros permisos de pesca comercial para extraer el recurso en polígonos explotables (DOF, 2012a; Ramírez-Félix *et al.*, 2012); en

particular, Bahía Magdalena inició actividades pesqueras en 2004 bajo esquema de fomento y para finales del 2005 se otorgaron permisos de pesca comercial.

Se cuenta con dos Planes de Manejo Pesquero para ambas especies, uno para las costas de la Península de Baja California, donde se toma en cuenta toda la costa, tanto la oriental (Golfo de California) como la occidental (Océano Pacífico, incluyendo Bahía Magdalena) y el segundo correspondiente a la costa de Sonora. En ambos planes, se plantea como estrategia de manejo una tasa de explotación constante en bancos delimitados susceptibles a la pesca. Además, considera la recomendación de una talla mínima de captura de 130 mm de longitud de concha y una densidad superior a 0.04 almejas/m², sin embargo, éstas tácticas son difíciles de corroborar debido a que la longitud de concha es desconocida antes de extraer el organismo, y la densidad es estimada sobre áreas muestrales mayores (DOF, 2012a, 2012b). Es así que, la captura anual debería corresponder al 1% de los organismos por encima de los 130 mm de longitud de concha en cada banco (DOF, 2012a, 2012b). Dicho porcentaje deriva de la táctica de mantener al menos el 50% de la biomasa virgen en un lapso de 50 años, periodo para el cual se establece la proyección de la pesquería (Zhang y Hand, 2007). Debido a la información demográfica limitada con que se contaba de este recurso en México, el anterior planteamiento fue adoptado de la pesquería de *Panopea generosa* en Canadá, para la cual se ha registrado una longevidad superior a los 100 años (Sloan y Robinson, 1984). Sin embargo, en nuestro país, aún no se cuenta con las estimaciones de B_v respecto al área potencial de pesca en las distintas regiones donde se distribuyen las dos especies; su aprovechamiento se ha establecido realizando estimaciones de abundancia y biomasa de organismos por banco y se ha desarrollado con enfoque precautorio, basándose en las recomendaciones de las opiniones de carácter técnico y científico elaboradas por el Instituto Nacional de Pesca y Acuicultura orientadas a estimar cuotas que mantengan constante la tasa de explotación recomendada en los planes de manejo.

Las zonas de pesca para *P. generosa* se localizan a lo largo de la costa occidental de Baja California. Por su parte, *P. globosa* se captura en el Golfo de California y en el Pacífico Oriental mexicano en la zona de Bahía Magdalena, Baja California Sur. En el caso de la población de *P. globosa* de Bahía Magdalena, B.C.S., se suma a su vulnerabilidad el efecto de estar cerca de su límite de distribución templado (González-Peláez *et al.*, 2013). Cada región maneja y administra el recurso sobre bancos ubicados, pero no se han delimitado las APP de las poblaciones.

Los estudios poblacionales realizados sobre este género dentro de su zona de distribución en México, se han enfocado en aspectos de biología básica y dinámica poblacional entre los que se encuentran trabajos sobre estructura genética (Munguia-Vega *et al.*, 2015), filogenia (Leyva-Valencia *et al.*, 2015) aspectos reproductivos y talla de primer madurez (Calderon-Aguilera *et al.*, 2014; Aragón-Noriega, 2015; Arcos-Ortega *et al.*, 2015; Hernández-Muñoz, 2017), crecimiento (Cortez-Lucero *et al.*, 2011; Pérez-Valencia y Aragón-Noriega, 2013; González-Peláez *et al.*, 2015a; Luquin-Covarrubias *et al.*, 2016a, 2016b; Hidalgo-La-Toba *et al.*, 2018) mortalidad natural (Cortez-Lucero *et al.*, 2011; González-Peláez *et al.*, 2015b), límites geográficos (González-Peláez *et al.*, 2013) y disposición espacial (González-Peláez, 2013; Aragón-Noriega *et al.*, 2016). Particularmente para *P. globosa*, las edades máximas reportadas varían desde 27 años, correspondiente a la zona central del Golfo de California (Cortez-Lucero *et al.*, 2011; Cortez-Lucero, 2013), 34 años para el Alto Golfo de California (Pérez-Valencia y Aragón-Noriega, 2013) y 47 años para Bahía Magdalena, B.C.S. (González-Peláez *et al.*, 2015a). La mortalidad natural es un rasgo poblacional que también ha presentado un margen de variación notable en las diferentes zonas de distribución de *P. globosa* en México. En la zona central del Golfo se estimó una mortalidad natural de 0.079 y 0.171 año⁻¹ bajo distintos métodos (Cortez-Lucero *et al.*, 2011), mientras que González-Peláez (2013) calculó una mortalidad natural en Bahía Magdalena, B.C.S. de 0.069 año⁻¹ con el método de marcado-recaptura y

de 0.047 año^{-1} para organismos preadultos-adultos con un modelo gnomónico (González-Peláez *et al.*, 2015b).

Dado que el descubrimiento de estas especies representó una alternativa pesquera con alta demanda y sustanciales ganancias, la solicitud de permisos y la identificación de nuevas áreas de pesca se incrementaron en las diferentes regiones de su distribución en México, causando un agotamiento en la abundancia de las agregaciones de almejas. En el caso de *P. globosa*, esta situación ha sido observada tanto en el Pacífico Noroeste Mexicano como en el Golfo de California donde se presentó un agotamiento espacial en serie (Amezcuca-Castro *et al.*, 2019; Luquin-Covarrubias *et al.*, 2020). Este fenómeno, documentado en organismos sedentarios que forman parches, se reconoce por un patrón de extracción secuencial que progresivamente agota los parches de alta densidad, pudiendo incluso provocar el agotamiento total de la población, ya que el pescador desconoce la dinámica espacial del recurso e implicaciones demográficas. De igual manera, enmascara el estatus de las poblaciones (Karpov *et al.*, 2000; Kirby, 2004; Orensanz *et al.*, 2016; Amezcuca-Castro *et al.*, 2019; Luquin-Covarrubias *et al.*, 2020). Además, este fenómeno se intensifica si se desconoce el tamaño real del área potencial de pesca donde los organismos pueden ser capturados.

De acuerdo a Buckley *et al.* (2017), el análisis de los cambios espacio-temporales en la abundancia y distribución geográfica de las almejas facilita una evaluación de stock precisa, permitiendo identificar pistas tempranas que indiquen hiperestabilidad. Ésta última toma lugar cuando altas tasas de captura son observadas durante un periodo significativo, seguidas de un rápido decremento de abundancia, causando un repentino colapso pesquero (Quinn y Deriso 1999; Sadovy de Mitcheson y Colin, 2012; Buckley *et al.*, 2017).

Las estimaciones de abundancia y biomasa han estado a cargo del Instituto Nacional de Pesca y Acuacultura, quien realiza evaluaciones anuales a través de conteos de organismos a lo largo de una red de unidades muestrales submarinas.

Por su parte, Pérez-Valencia y Aragón-Noriega (2012) realizaron un estudio en la zona norte del Golfo de California donde delimitaron un banco virgen y estimaron una biomasa total de 25,992 toneladas con base en un modelo estructurado por tallas. A su vez, González-Peláez (2013) estimó, para Bahía Magdalena, una abundancia total de almeja de sifón en 4,928,223 ($\pm 157,633$) individuos por medio de una técnica de interpolación. Por lo tanto, han sido relativamente pocos los trabajos realizados sobre aspectos de distribución espacial, abundancia o biomasa para *P. globosa* en México.

3. JUSTIFICACIÓN

En el caso de *Panopea globosa* de Bahía Magdalena B.C.S., los cambios temporales y espaciales en la densidad promedio y la biomasa indican la existencia del agotamiento espacial en serie (Amezcuca-Castro *et al.*, 2019; Luquin-Covarrubias *et al.*, 2020), entendido como una sobre explotación en gradientes espaciales que progresivamente agotan la existencia de parches de alta densidad; fenómeno que se intensifica si se desconoce el tamaño real del área potencial de pesca donde *P. globosa* puede ser capturada. En este trabajo se propone un análisis basado en simulación, para determinar los efectos de la pesca sobre la población dentro de un área definida, comparando diferentes escenarios de manejo pesquero con respecto a un punto de referencia óptimo, el cual relaciona la proporción de cambio entre la biomasa a cada unidad de tiempo con respecto a la biomasa inicial, para así garantizar la sustentabilidad de una especie sésil, longeva y altamente vulnerable.

4. HIPOTESIS

Los cambios en la densidad promedio anual pueden ser un indicador de fragmentación espacial de la población de almeja *P. globosa*, efecto que puede causar cambios en la distribución y la abundancia dentro de Bahía Magdalena, B.C.S., por lo tanto, una estrategia de manejo basada en una tasa de explotación constante permitiría mantener la población por encima de un punto de referencia óptimo.

5. OBJETIVOS

5.1 Objetivo general

Determinar los efectos de los cambios en la densidad sobre la distribución espacial y biomasa de almeja de sifón, *Panopea globosa*, en Bahía Magdalena, B.C.S.

5.2 Objetivos particulares

1. Evaluar la densidad promedio de la población de *P. globosa* en Bahía Magdalena.
2. Estimar la biomasa de la población de *P. globosa* estructurada por tallas.
3. Establecer el estatus actual de la pesquería de *P. globosa* en Bahía Magdalena.
4. Estimar la biomasa de la población de *P. globosa* estructurada por edad.
5. Estimar la biomasa inicial de la población de *P. globosa* en Bahía Magdalena.
6. Simular los efectos de la pesca de *P. globosa* con base en una tasa de explotación constante y un punto de referencia óptimo.

6. MATERIAL Y MÉTODOS

6.1 Área de estudio

Bahía Magdalena está ubicada entre los 24° 15' y los 24° 20' de latitud norte y los 111° 30' y 112° 15' de longitud oeste, en la costa occidental de Baja California Sur (Fig. 1). Forma parte del sistema lagunar de Bahía Magdalena-Bahía Almejas que está morfológicamente compuesto por tres cuerpos de agua: Bahía Almejas, Bahía Magdalena (BM) y zona de canales. Éstos se interconectan mediante dos canales interiores, conocidos como Canal San Carlos y Canal de Gaviotas. La boca de BM es considerada la boca principal del sistema lagunar. El clima es semiárido, y presenta bajas precipitaciones anuales que fluctúan entre los 48 y los 153 mm, por lo que se considera que la bahía presenta condiciones anti-estuarinas a lo largo de todo el año (Alvarez Borrego *et al.*, 1975; Sánchez *et al.*, 2010). La profundidad máxima reportada es de 45 m y se localiza en la parte central de la entrada a BM (Zaitsev *et al.*, 2010). Sus fondos están constituidos principalmente por arena muy fina (Sánchez *et al.*, 2010). Las surgencias provenientes del océano adyacente a la bahía son estacionales y de mayor intensidad durante el periodo de abril a junio, provocando la presencia de agua subsuperficial en la entrada de la bahía (Zaitsev *et al.*, 2010), aportando nutrientes durante los cambios de mareas (Zaytsev *et al.*, 2003) que se caracterizan por ser diurnas-semidiurnas (Obeso-Nieblas *et al.*, 1999).

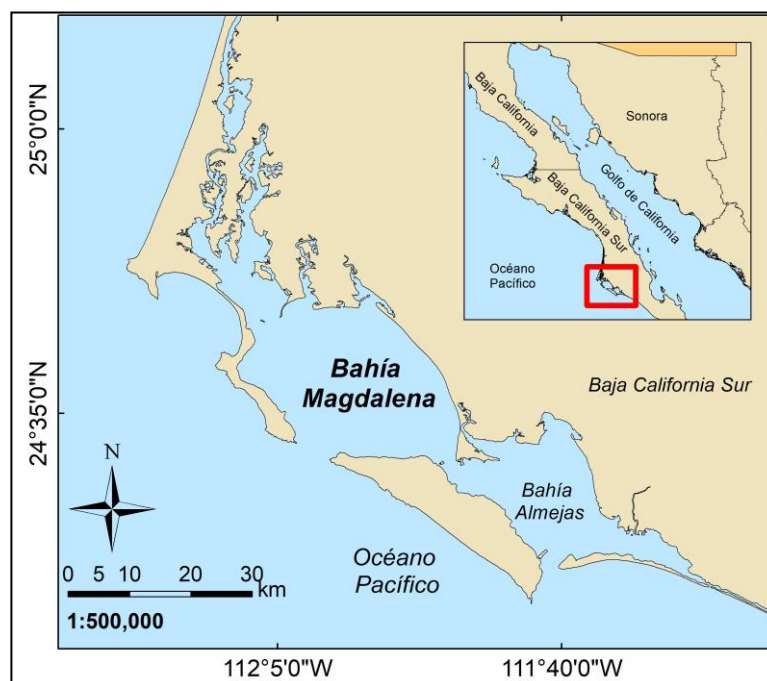


Figura 1. Localización geográfica del área de estudio Bahía Magdalena, Baja California Sur, México.

6.2 Datos biológicos y estadísticos

Para estimar la abundancia total del stock de almeja de sifón (*P. globosa*) en Bahía Magdalena se realizaron evaluaciones anuales *in situ* durante el periodo 2007-2018 a cargo del Instituto Nacional de Pesca y Acuicultura. Por causas ajenas a este trabajo, los datos de 2012 no fueron disponibles. Todas las evaluaciones fueron independientes de las actividades pesqueras de este recurso. Cada evaluación consistió en obtener datos biológicos en estaciones seleccionadas dentro del polígono autorizado, de acuerdo con un diseño de muestreo sistemático de 2007 a 2009, mientras que para el periodo de 2010 a 2018 se implementó un diseño de muestreo aleatorio simple (Tabla I, Fig. 2) (Cochran, 1977). Utilizando una embarcación menor, se movilizó al personal (técnico responsable, motorista, cabo de vida y buzo) al punto de muestreo y, con un equipo de buceo semiautónomo tipo hooka, el buzo realizó inmersiones registrando los sifones visibles tomando como referencia un transecto lineal de 25

m de largo por 1 m de ancho a cada lado, abarcando una unidad muestral (UM) de 50 m² (Fig. 3). La profundidad de las estaciones varió de 7 a 27 metros.

Tabla I. Relación anual del número de transectos submarinos y del tamaño de la muestra (número de individuos) para obtención de datos morfométricos de ejemplares de *P. globosa*.

Año	Transectos	Tamaño de la muestra
2007	565	1308
2008	560	1421
2009	526	1192
2010	1061	1182
2011	710	2362
2012	--	2138
2013	294	2746
2014	841	1357
2015	846	1267
2016	797	1035
2017	748	1247
2018	511	914

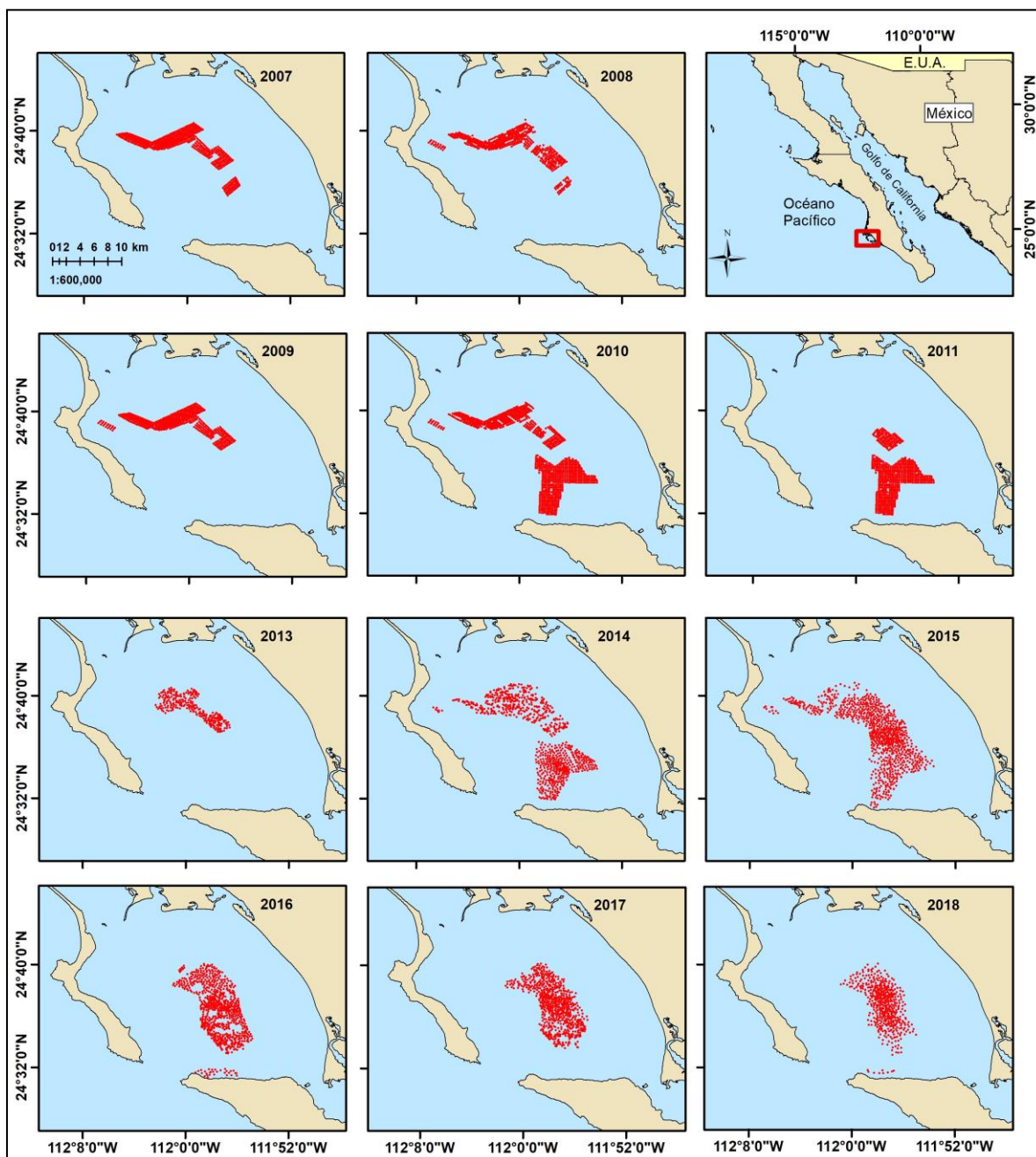


Figura 2. Localización de estaciones dentro del área de estudio para cada año evaluado.

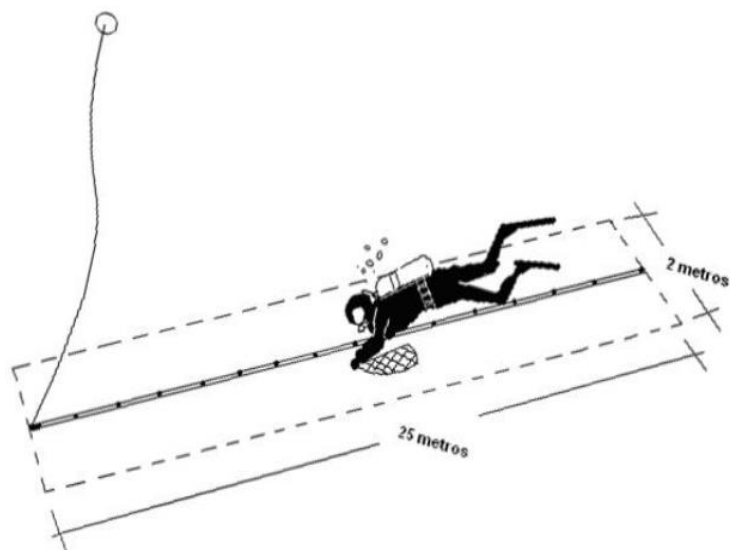


Figura 3. Representación del transecto utilizado para el conteo de ejemplares de *P. globosa*.

Así mismo, se realizaron extracciones de organismos con ayuda de una motobomba donde se conecta una manguera que expulsa agua a presión facilitando la remoción del sedimento y, por consiguiente, la obtención de los ejemplares. Con el apoyo de un vernier (precisión ± 1 mm) y una balanza (precisión ± 1 g), se registró el peso total (PT, en gramos) y longitud total de la concha (LC, en milímetros) de cada organismo extraído (Tabla I, Fig. 4).

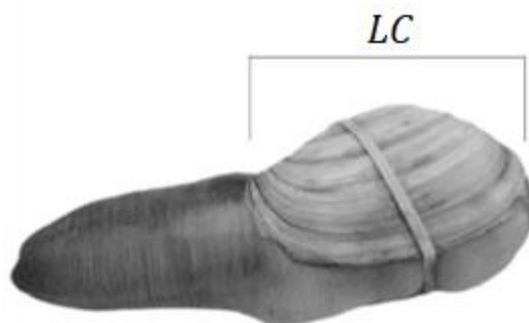


Figura 4. Vista lateral de la valva; medición de longitud de concha para el análisis biométrico.

6.3 Relación longitud de concha vs peso total y análisis de estructura de tallas

Se estimó la relación entre la longitud total de la concha (LC) y el peso total del organismo vivo (PT), tomando en cuenta el modelo alométrico general:

$$PT = \alpha LC^{\beta}$$

Donde: α hace referencia al factor de condición de la almeja (intercepto) y β al tipo de crecimiento de la almeja o coeficiente de alometría (pendiente).

Complementariamente, se calcularon estadísticos descriptivos de la población y se realizó una prueba *t* de Student para determinar si el valor de β presentaba diferencias significativas respecto al crecimiento isométrico ($\beta= 3$; (Zar, 1999). Los análisis se realizaron tanto para cada año de registro, con el fin de probar diferencias interanuales respecto al tipo de crecimiento de los organismos, como para la muestra total de los 11 años.

Adicionalmente, se generaron histogramas de distribución de frecuencias de longitud de concha con base en la regla de Sturges (Zar, 1996); se optó por intervalos de clase de 15 mm, con un rango de 25 mm a 234 mm.

6.4 Delimitación del área potencial de pesca

El APP hace referencia a un terreno extenso submarino, delimitado, donde existe suficiente abundancia de almeja de sifón, que se encuentra ampliamente separado geográficamente por áreas no adecuadas para la especie, donde las condiciones ambientales suelen ser lo suficientemente diferentes como para producir diferencias marcadas y con frecuencia consistente en los parámetros de la población y, sobre el cual, se ejercen actividades pesqueras (Brand, 2016).

Para delimitar el APP de *P. globosa* en Bahía Magdalena, se ingresaron las coordenadas geográficas de las estaciones a un software de sistemas de información geográfica ArcMap versión 10.3 y se procedió a delimitar el área

potencial pescable. Para ello, se trazaron vértices en los límites de la proyección de las estaciones de toda la serie de datos y seguido, se creó el polígono del APP. A su vez, con la ayuda del mismo software, se calculó el área total para ser transformada a número de unidades muestrales.

6.5 Estimación de la densidad poblacional

Para el cálculo de la densidad poblacional, se utilizaron cuatro tipos de procedimientos basados en índices de abundancia relativa (individuos/UM) obtenidos en las evaluaciones. Los estimadores seleccionados fueron: distribución gaussiana, distribución referida por Pennington (Pennington, 1996; Folmer y Pennington, 2000), distribución propuesta por Kappenman (Kappenman, 1999) y un método de distribución geoespacial apoyado en interpolaciones tipo kriging (Cressie, 1993; Rivoirard *et al.*, 2000; Petitgas *et al.*, 2017). Estas distribuciones asumen las siguientes características: a) ser insesgadas, el valor esperado del estimador debería ser su parámetro; b) ser consistentes, a medida que el tamaño de la muestra aumenta los parámetros deben converger en probabilidad; c) tener mínima varianza, un estimador con la varianza relativa más pequeña es eficiente; y d) con suficiencia estadística, un estimador es suficiente si contiene toda la información en las observaciones para las estimaciones de parámetros (Morrison, 1990). Se analizó la variación y precisión de estas funciones de densidad de probabilidad y su desempeño para estimar la densidad poblacional de *P. globosa* en Bahía Magdalena.

De acuerdo al estimador de distribución gaussiana, la estimación de densidad promedio (μ) corresponde a la siguiente función de densidad:

$$\mathcal{L}(\mu, \mathbf{V}_\mu | \text{datos}) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y_i - \mu)^2}{2\mathbf{V}_\mu}}$$

Donde $\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$, y_i = número de almejas por UM y n representa el número de UM por año evaluado. El estimador de la varianza para la densidad promedio V_μ estaría dado por $V_\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2$, y la desviación estándar como $\sigma = \sqrt{V_\mu}$.

Por su lado, el estimador descrito por Pennington (1996) tiene la característica de anidar dos tipos de distribución: log-normal y distribución tipo Delta (Δ). Esta propuesta se basa en el producto de dos componentes independientes; la probabilidad de observaciones distintas de cero y la probabilidad de densidad efectiva si hay una observación positiva (Ortiz *et al.*, 2000). Este modelo general es efectivo si los datos marinos muestran predominio de valores cero (estaciones negativas), presencia de estaciones de muestreo altamente agregadas (estaciones positivas), y ambos (Pennington, 1983; Pennington, 1985; Pennington, 1996; Folmer y Pennington, 2000). Cuando el número de transectos totales coincide con el número de estaciones positivas, el estimador asume una distribución tipo log-normal (Pennington, 1996). Una de las condiciones para utilizar éste método es no tener más del 40% de las estaciones sin presencia del recurso y contar con un tamaño de muestra superior a 20. El estimador de Pennington presenta flexibilidad y muestra un alto desempeño estimando la densidad promedio y su varianza como sigue:

$$\rho = \begin{cases} \frac{\delta}{n} \exp(\bar{z}) G_\delta \left(\frac{s^2}{2} \right), & \delta > 1 \\ \frac{y_1}{n}, & \delta = 1 \\ 0, & \delta = 0 \end{cases}$$

y

$$\theta = \begin{cases} \frac{\delta}{n} \exp(2\bar{z}) \left\{ G_\delta(2s^2) \left(\frac{\delta-1}{n-1} \right) G_\delta \left(\frac{\delta-2}{\delta-1} s^2 \right) \right\}, & \delta > 1 \\ \frac{y_1^2}{n}, & \delta = 1 \\ 0, & \delta = 0 \end{cases}$$

Donde: ρ y θ son las estimaciones insesgadas de la media y de la varianza de la distribución Δ , n es el número de UM por año, δ es el número de UM positivas por año, $z_i = \ln(y_i)$, donde y_i es el número de almejas por UM sin transformar, \bar{z} y s^2 la media muestral y su varianza de las UM positivas en valores logarítmicos y $G_\delta(t)$ es una función de δ y t (e.g. $t = s^2/2$) como se muestra en la siguiente ecuación:

$$G_\delta(t) = 1 + \frac{\delta - 1}{\delta} t + \sum_{j=2}^{\infty} \frac{(\delta - 1)^{2j-1} t^j}{\delta^j (\delta + 1)(\delta + 3) \dots (\delta + 2j - 3) j!}$$

La mínima varianza de la media ($\text{var}_{est}(\rho)$) está dada por:

$$\text{var}_{est}(\rho) = \begin{cases} \frac{\delta}{n} \exp(2\bar{z}) \left\{ \frac{\delta}{n} G_\delta\left(\frac{s^2}{2}\right) - \left(\frac{\delta - 1}{n - 1}\right) G_\delta\left(\frac{\delta - 2}{\delta - 1} s^2\right) \right\}, & \delta > 1 \\ \left(\frac{y_1}{n}\right), & \delta = 1 \\ 0, & \delta = 0 \end{cases}$$

Cuando $\delta = n$, el estimador asume una distribución tipo log normal (McConnaughey y Conquest, 1993). Las operaciones antes descritas se resolvieron usando la función *deltadist* que forma parte de la librería “fishmethods” versión 1.11-1 en R project software (R Core Team, 2017; Nelson, 2019).

La distribución de Kappenman (Kappenman, 1999) utiliza todos los y_i s para obtener estimaciones iniciales de los valores esperados en j orden (ascendente) expresando el último valor como y_{n-j+1, \dots, y_n} . Si las estimaciones del valor esperado son mayores que los valores observados, el procedimiento finaliza. De lo contrario, surge un segundo paso donde y_{n-j+1, \dots, y_n} es reemplazado, en la muestra, por sus valores esperados; se repite el primer paso y se obtienen estimaciones de los valores esperados para el último valor de j . Este proceso se repite y, en cada paso, y_{n-j+1, \dots, y_n} se reemplaza por las nuevas estimaciones esperadas de j

obtenidas en el paso anterior. El procedimiento iterativo se detiene cuando los cambios en las estimaciones del valor esperado j son lo suficientemente pequeños. En cada etapa del procedimiento, los primeros datos en orden $n-j$ juegan el papel principal en la obtención de estimaciones de los valores esperados del último dato de j , cuyas estadísticas juegan un papel mucho menor (Kappenman, 1999; Madrid-Vera *et al.*, 2007). Las ecuaciones básicas utilizadas para estimar la densidad promedio basada en la distribución de Kappenman, incluyen el estimador de Kernel $\widehat{K}(y_i)$ expresado como sigue:

$$\widehat{K}(y_i) = \exp \left\{ \frac{n!}{(n-i)!(i-1)!} \int_{-\infty}^{\infty} u \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(1 - e^{-\frac{u-z_i}{h}} \right)^{-1} \right]^{i-1} \left[1 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(1 - e^{-\frac{u-z_i}{h}} \right)^{-1} \right]^{n-i} \left[\frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n e^{-\frac{u-z_i}{h}} \left(1 - e^{-\frac{u-z_i}{h}} \right)^{-2} \right] du \right\}$$

Donde: $z_i = \ln y_i$, para $i = 1, \dots, n$. El número h en la ecuación previa condiciona la maximización de la siguiente función:

$$\sum_{i=1}^{n-j} \ln \left[\frac{1}{h(n-1)} \sum_{k=1, k \neq i}^n e^{-\frac{z_i - z_k}{h}} \left(1 - e^{-\frac{z_i - z_k}{h}} \right)^{-2} \right] + j \ln \left[1 - \left(\frac{1}{n-1} \sum_{k=1, k \neq n-j}^n \left(1 + e^{-\frac{z_n - j - y_k}{h}} \right)^{-1} \right) \right]$$

Cuando el procedimiento estadístico se ha desarrollado y el estimador de Kernel no detecta una diferencia significativa entre la UM altamente positiva y su valor esperado, el análisis concluye y la estimación de densidad promedio estará dada por $\varphi_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$, de lo contrario, la abundancia de la UM inusualmente alta es estimada y reemplazada como $\widehat{K}(y_{n-k+1})$; posteriormente, la densidad promedio se estimará de la siguiente manera:

$$\varphi_2 = \frac{1}{n} \left[\sum_{i=1}^{n-j} y_i + \sum_{k=1}^j \hat{K}(y_{n-k+1}) \right]$$

El procedimiento iterativo previamente descrito se resolvió usando las funciones *cpuekapp* y *gap* que se encuentran disponibles en la paquetería “fishmethods” versión 1.11-1 de R project software (R Core Team, 2017; Nelson, 2019); la función *gap* encuentra valores inusualmente grandes en un vector de muestras aleatorias, las UM altamente positivas que necesitan reemplazo corresponden a valores altos de pesos ponderados estandarizados (Tukey, 1971; Kappenman, 1999).

Por último, se probó un estimador de naturaleza espacial concerniente a la técnica de interpolación geoestadística tipo kriging (Cressie, 1993). Este método consiste en estimar valores ponderados entre los datos observados con base en su tendencia espacial modelada a partir de variogramas, tomando en cuenta la dirección y distancia entre estaciones (Bellier *et al.*, 2007). Una vez analizado el comportamiento de los datos, se decidió construir variogramas experimentales omnidireccionales, los cuales estiman las semivarianzas promedio entre los datos de las estaciones muestreadas en todas las direcciones posibles, en función de la distancia espacial entre ellos (Petitgas *et al.*, 2017). Los variogramas experimentales fueron estimados mediante la siguiente ecuación:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} \frac{\sum_{x_i-x_j=h} (z(x_i) - z(x_j))^2}{N(h)}$$

Donde: $\gamma(h)$ es el variograma empírico para la distancia h , $N(h)$ es el número de pares de observaciones separadas por la distancia h ; $z(x_i)$ es el valor observado en la locación x_i ; $z(x_j)$ es el valor observado en la distancia h desde la locación x_i .

Así mismo, se probaron tres tipos de modelos para los semivariogramas: esférico, exponencial y gaussiano. Los modelos de variograma utilizados se definen por las siguientes ecuaciones:

a) Esférico

$$\gamma(h) = \begin{cases} c \left[\frac{3}{2} \frac{|h|}{a} - \frac{1}{2} \left(\frac{|h|^3}{a^3} \right) \right] & |h| < a \\ c & |h| > a \end{cases}$$

b) Exponencial

$$\gamma(h) = c \left[1 - \exp\left(-\frac{|h|}{a}\right) \right]$$

c) gaussiano

$$\gamma(h) = c \left[1 - \exp\left(-\frac{|h|^2}{a^2}\right) \right]$$

Donde: c es el rango del variograma y, a es la meseta o “sill” del variograma.

Los componentes del variograma se identifican como: a) el rango, que se define como la distancia a la cual los datos ya no presentan autocorrelación; la meseta o sill, cuantifica el nivel máximo de variabilidad entre los datos; c) el nugget, que hace referencia al intercepto del modelo ajustado al variograma. La selección del mejor modelo para cada caso fue realizada mediante dos criterios: 1) que el modelo explique espacialmente los datos observados y 2) coeficiente de variación.

El procedimiento se realizó con la paquetería “RGeostats” en el software R (Renard *et al.*, 2019). Por último, se construyeron los mapas resultantes de la distribución espacial de densidad de almejas, para lo que se utilizó la paquetería “raster” en el mismo programa (Hijmans, 2020), estandarizando la paleta gráfica de colores que indican el IAR, con el objetivo de hacer comparables los mapas entre años.

6.6 Estimación de abundancia total

Para estimar la abundancia total de la población de *P. globosa*, fue necesario realizar el cálculo del número de UM contenidas en el APP (Φ), por lo que se utilizó la siguiente ecuación: $\Phi = \psi/UM$, donde ψ hace referencia al área total estimada para el APP en m^2 , y $UM = 50 m^2$. Por lo tanto, la abundancia total anual ($N_{\bar{y}}$) fue estimada como sigue:

$$N_{\bar{y}} = \Phi * \lambda$$

Donde λ hace referencia a la densidad promedio. Para evaluar la precisión de los diferentes supuestos de estimación de densidad promedio, el valor de λ fue reemplazado por el resultado del estimador de Pennington, gaussiano y Kappenman, consecutivamente, los intervalos de confianza (CI) para $N_{\bar{y}}$ fueron calculados de la siguiente manera: $N_{\lambda} = \Phi * [\lambda \pm 1.96 \times E.E.]$, donde E.E. es el error estándar para cada densidad promedio, mientras que 1.96 representa $\alpha = 0.05$ (Pennington, 1996; Folmer y Pennington, 2000).

6.7 Biomasa estructurada por tallas y biomasa total

La biomasa estimada en el área de explotación comercial se define como el producto de la densidad media por unidad muestral y el número de UM dentro del área total. Así mismo, la captura total extraíble es el producto de la biomasa total estimada (de organismos mayores a la talla mínima legal) por la tasa de explotación recomendada (Bradbury *et al.*, 2000).

De acuerdo con Gluyas-Millán *et al.* (2002), la biomasa estructurada por tallas ($BIT_{\bar{y}}$) y sus intervalos de confianza (BIT_{λ}) se calcularon como se indica en las siguientes ecuaciones:

$$BIT_{\bar{y}} = N_{\bar{y}} * (\alpha LC^{\beta}) * \varphi_{LC}$$

$$BIT_{\lambda} = N_{\lambda} * (\alpha LC^{\beta}) * \varphi_{LC}$$

Donde, αLC^{β} representa la relación entre el PT y la LC con parámetros α y β , φ_{LC} es la frecuencia relativa anual por intervalo de talla de las muestras biológicas. Dado que PT fue registrado en gramos, $BIT_{\bar{y}}$ y BIT_{λ} fueron re-expresados en toneladas. Por lo tanto, la biomasa total ($BT_{\bar{y}}$) fue estimada de la siguiente manera:

$$BT_{\bar{y}} = \sum_{i=1}^j BIT_{\bar{y}}$$

Donde la suma incluye todos los intervalos de talla ($i = 1 \dots j$) y los intervalos de confianza fueron calculados como $BT_{\lambda} = \sum_{i=1}^i BIT_{\lambda}$.

6.8 Estatus actual de la población

Para evaluar el estatus de la población de *P. globosa* en Bahía Magdalena, se utilizó el diagrama de fase de Kobe el cual consiste en cuatro paneles que son útiles para indicar tanto la condición de la población como su trayectoria a través de una serie temporal (Maunder y Aires-da-Silva, 2011). Comúnmente, el eje horizontal muestra la relación de la biomasa estimada en el tiempo t en relación con la biomasa que produce el rendimiento máximo sostenible (B_{RMS}) (por ejemplo, B_t/B_{RMS}); mientras que la medida de control se exhibe en el eje vertical representando un punto de referencia como la tasa de captura o la mortalidad por pesca que produce el rendimiento máximo sostenible (RMS). El primer panel (verde) es la zona objetivo asegurando la sustentabilidad biológica del recurso; el segundo panel (rojo) se refiere a una zona de alto riesgo que sugiere un recurso

pesquero en condiciones críticas o severamente agotado; finalmente, dos cuadrantes (amarillo) muestran una zona umbral, donde el recurso podría estar sujeto a la sobrepesca o explotada fuera de los límites biológicos seguros (Maunder y Aires-da-Silva, 2011; Arrizabalaga *et al.*, 2012; Carvalho *et al.*, 2018). Con base en las estimaciones obtenidas de los monitoreos en campo, el punto de referencia seleccionado fue la biomasa estimada para 2007, suponiendo que en este año la biomasa se encontraba cerca de la condición virgen; reconociendo que el objetivo en el manejo de la pesquería de la almeja de sifón es no disminuir de la relación $B_t/B_v = 0.5$, entonces la biomasa utilizada como referencia fue $B_{ref} = 0.5B_{2007}$, su valor es un *proxy* similar a los propuestos por Zhang y Hand (2006), expresando así la relación B_t/B_{ref} . Así mismo, se utilizó una tasa de captura de 0.01 como punto de referencia, señalando lo establecido por el Plan de manejo de la pesquería de almeja de sifón en México (DOF, 2012a, 2012b). De esta manera, se estimó la relación $\mu_t/\mu_{0.01}$ para analizar los cambios en la presión de pesca, donde $\mu_t = C_t/B_t$, y C_t es la captura en el momento t (Hilborn, 2001).

6.9 Transformación de talla a edad

Para obtener las edades de los organismos colectados y su distribución de frecuencias por año, se utilizó la ecuación inversa de von Bertalanffy, la cual se expresa como:

$$t = -\frac{1}{K} \ln \left(1 - \frac{LC}{L_\infty} \right) + t_0$$

Dónde, t hace referencia a la edad del organismo, K al coeficiente instantáneo de crecimiento o parámetro de curvatura, L_∞ indica la longitud asintótica y t_0 representa el parámetro de condición inicial.

Se decidió utilizar los valores reportados por González-Peláez (2015b) para almeja de sifón en Bahía Magdalena; el coeficiente instantáneo de crecimiento utilizado fue de 0.2 año^{-1} , una longitud asintótica de 171.7 mm y un parámetro de condición inicial de -1.33 años, correspondientes al intervalo superior del modelo von

Bertalanffy. Debido a que se registraron organismos de longitud de concha mayores a la longitud asintótica, se estableció un grupo 20+ para todos los organismos con edad mayor a 20 años. Para obtener la proporción de edades se dividió la frecuencia de organismos de cada edad entre el número total de organismos colectados en cada año.

6.10 Estimación de abundancia inicial a la edad

Para obtener la abundancia correspondiente al año 2006, considerado como el año inicial debido a su cercanía con la condición virgen, se siguió el procedimiento propuesto por Zhang y Hand (2006) bajo la siguiente ecuación:

$$N_{y,a} = N_{y+1,a+1} * \exp(M) * C_{y+1} * P_{y+1,a+1}$$

Dónde, $N_{y,a}$ representa la abundancia a la edad a en el año y , $N_{y+1,a+1}$ indica la abundancia de la edad $a + 1$ en el año $y + 1$, M es el coeficiente de mortalidad natural, C_{y+1} simboliza las capturas en número de organismos del año $y + 1$, por último, $P_{y+1,a+1}$ constituye la proporción de la edad $a + 1$ en el año $y + 1$.

El valor de mortalidad natural incorporado en el modelo fue 0.047 reportado para organismos pre-adultos y adultos de *P. globosa* en Bahía Magdalena con base en divisiones gnomónicas (González-Peláez *et al.*, 2015b). Los registros de capturas fueron recopilados de la delegación de pesca correspondiente al Estado de Baja California Sur. Así mismo, el modelo se basó en las estimaciones de abundancia total provenientes del método de interpolación tipo kriging (Petitgas *et al.*, 2017; Renard *et al.*, 2019).

6.11 Modelo de biomasa inicial

Para obtener la Biomasa inicial (B_0) se realizó la conversión de abundancia en número de organismos a abundancia en toneladas bajo la siguiente fórmula:

$$B_0 = \overline{PT} * N_{2006,a}$$

Donde, \overline{PT} representa el peso promedio en toneladas de los organismos colectados en el año 2007, ya que corresponde al año con la primer muestra biológica donde se registró peso y, $N_{2006,a}$ indica la abundancia total estimada para el año 2006 por el método de kriging (Petitgas *et al.*, 2017; Renard *et al.*, 2019).

6.12 Proyección de tasas de explotación

Se construyeron escenarios teóricos para un periodo de 23 años proyectando las diferentes tasas de explotación constantes desde el inicio de la pesquería, para lo cual se utilizó el siguiente modelo de decaimiento poblacional:

$$N_{y+1} = N_y * (1 - E) * \exp(-M)$$

Donde, N_{y+1} representa la abundancia al año posterior, N_y hace referencia a la abundancia del año inicial de proyección y, E indica la tasa de explotación.

Las tasas de explotación proyectadas correspondieron al 0.5%, 1%, 1.5%, 2%, 2.5% y 3%. Los valores de mortalidad natural incorporados en el modelo fueron 0.047 y 0.069, el primero reportado para organismos pre-adultos y adultos de *P. globosa* en Bahía Magdalena con base en divisiones gnomónicas (González-Peláez *et al.*, 2015b), mientras que el segundo se estimó a partir de un estudio de marcado-recaptura en la misma región (González-Peláez, 2013), por lo tanto, se obtuvo una salida gráfica para cada coeficiente de mortalidad natural.

Adicionalmente, se integraron valores simulados de reclutamiento a la estimación de abundancia anual. Para ello, se realizaron 1000 simulaciones por cada año proyectado dentro de un periodo de 23 años, que cubrieron una temporalidad entre 2007 y 2029. El reclutamiento se basó en la abundancia de individuos de la

edad de 3 años obtenidos desde procedimiento de interpolación de kriging (Petitgas et al., 2017; Renard et al., 2019). Se eligió la edad de 3 años como reclutamiento a la pesquería, ya que corresponden al grupo de edad representativo de la talla mínima de captura. Cada simulación se sustentó en una distribución uniforme del reclutamiento bajo el siguiente supuesto: $U(\ln R_{min}, \ln R_{max})$, donde $\ln R_{min}$ y $\ln R_{max}$ indicaron de manera respectiva los valores de abundancia de reclutamiento mínimo y máximo expresados en logaritmos naturales, que fueron estimados desde el procedimiento de kriging (Martell y Froese, 2013). Los valores resultantes se transformaron a partir de la ecuación $R = e^{-\ln R_i}$ y se utilizaron para obtener los parámetros α y β desde una función de densidad probabilística tipo gamma, ajustando dichos parámetros por el método de máxima verosimilitud. El procedimiento de ajuste se expresa en la siguiente ecuación:

$$LL(\alpha, \beta) = n \left[(\alpha - 1) \overline{\ln x} - \frac{\bar{x}}{\beta} - \alpha \ln \beta - \ln \gamma(\alpha) \right]$$

Seguido, se estimó la moda de cada simulación, que corresponde al valor más frecuente en la distribución gamma. Posteriormente, se eligió de forma aleatoria una de las mil modas estimadas para que representara la abundancia de reclutas anual; lo anterior, considerando la variabilidad misma de este rasgo poblacional.

7. RESULTADOS

Durante los años evaluados se midieron y pesaron un total de 18,169 organismos. Para el caso de la LC los valores fluctuaron entre 27 y 220 mm, con un promedio de 149.38 mm para toda la serie de datos. El año con la mínima talla promedio fue 2013 y la máxima talla promedio se presentó en 2009 (Tabla II). Para el caso del PT los valores fluctuaron entre 26 y 3,258 g, con un promedio de 1,286 g para toda la serie de datos. El año con el peso promedio mínimo fue 2016 y el máximo se presentó en 2009. El organismo con menor peso fue colectado en el año 2011 y correspondió a la talla mínima registrada, así mismo es el año que presentó el valor más alto de desviación estándar. El ejemplar con mayor peso fue extraído en el año 2014 (Tabla III).

Tabla II. Estadísticos descriptivos de la longitud de concha (mm) para *P. globosa* en Bahía Magdalena, Baja California Sur, México (IC 95%).

Año	N	Talla Promedio	Talla mínima	Talla máxima	D.E.
2007	1,308	155.47 (154.56-156.39)	84	200	16.83
2008	1,421	156.35 (155.54-157.16)	103	208	15.54
2009	1,192	165.62 (164.77-166.47)	103	220	14.98
2010	1,182	158.08 (157.27-158.90)	75	204	14.32
2011	2,362	146.81 (145.96-147.67)	27	203	21.31
2012	2,138	146.57 (145.74-147.40)	69	205	19.60
2013	2,746	139.05 (138.42-139.67)	63	199	16.70
2014	1,357	153.03 (152.13-153.94)	77	203	17.01
2015	1,267	147.08 (146.17-147.98)	83	193	16.48

Tabla II. Continuación.

Año	N	Talla Promedio	Talla mínima	Talla máxima	D.E.
2016	1,035	145.19 (144.14-146.24)	86	201	17.22
2017	1,247	146.79 (145.81-147.76)	81	198	17.56
2018	914	147.73 (146.83-148.63)	81	187	13.90
Total	18,169	149.38	27	220	18.75

Tabla III. Estadísticos descriptivos del peso total (g) para *P. globosa* en Bahía Magdalena, Baja California Sur, México.

Año	N	Peso Promedio	Peso mínimo	Peso máximo	D.E.
2007	1,308	1,393.40 (1,370-1,417)	306	2,806	431.77
2008	1,421	1,501.51 (1,480-1,523)	371	3,136	408.74
2009	1,192	1,591.29 (1,569-1,614)	222	2,794	394.05
2010	1,182	1,411.33 (1,390-1,433)	99	2,936	376.93
2011	2,362	1,262.12 (1,242-1,282)	26	3,102	502.37
2012	2,138	1,186.93 (1,170-1,204)	295	2,862	406.75
2013	2,746	1,272.85 (1,258-1,288)	288	3,087	408.35
2014	1,357	1,363.03 (1,339-1,387)	231	3,258	443.05
2015	1,267	1,126.64 (1,106-1,148)	205	2,340	381.44
2016	1,035	1,074.56 (1,050-1,099)	165	2,705	400.35
2017	1,247	1,133.74 (1,111-1,156)	255	2,595	405.00
2018	914	1,125.22 (1,104-1,147)	165	2,125	332.53
Total	18,169	1,286.08	26	3,258	441.09

7.1 Relación longitud de concha vs peso total

La relación para toda la serie de tiempo entre LC y PT de *P. globosa* en Bahía Magdalena presentó un ajuste de R^2 de 0.71. Sus coeficientes estimados fueron $\alpha = 0.0034$ (IC=0.0030-0.0038, $p < 0.05$) y $\beta = 2.56$ (IC=2.53-2.58, $p < 0.05$) (Fig. 5). Las relaciones LC-PT para cada uno de los años se muestran en la Tabla IV mostrando diferencias estadísticas significativas con respecto a la prueba de isometría ($p < 0.05$), es decir, presentando un crecimiento alométrico negativo en la mayoría de los años de estudio, a excepción del año 2016 cuyo crecimiento fue alométrico positivo y el año 2011 donde el crecimiento de *P. globosa* en Bahía Magdalena fue isométrico.

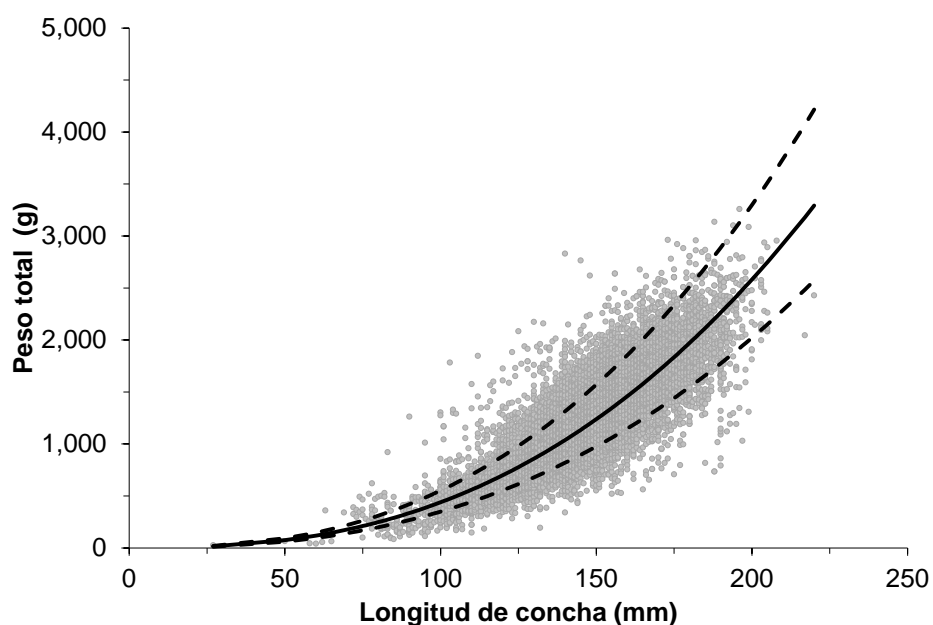


Figura 5. Relación entre la longitud de concha y el peso total durante el periodo 2007-2018.

Tabla IV. Parámetros de la relación longitud de concha vs peso total para cada año. Se muestran entre paréntesis los intervalos de confianza (IC, $p < 0.05$) de los coeficientes α y β .

Año	R ²	α	B	t de Student (valor p)	Crecimiento
2007	0.70	0.0038 (0.0024-0.0061)	2.53 (2.44-2.62)	0.000	¹ A-
2008	0.57	0.0255 (0.0156-0.0417)	2.17 (2.07-2.27)	0.000	A-
2009	0.61	0.0098 (0.0057-0.0168)	2.34 (2.24-2.45)	0.000	A-
2010	0.66	0.0022 (0.0013-0.0037)	2.64 (2.53-2.75)	0.000	A-
2011	0.82	0.00034 (0.00025-0.00045)	3.02 (2.96-3.08)	0.613	² I
2012	0.68	0.0188 (0.0136-0.0259)	2.21 (2.14-2.27)	0.000	A-
2013	0.71	0.0071 (0.0053-0.0094)	2.44 (2.39-2.50)	0.000	A-
2014	0.78	0.001 (0.0007-0.0015)	2.8 (2.72-2.88)	0.000	A-
2015	0.77	0.0005 (0.0003-0.0008)	2.92 (2.83-3.00)	0.034	A-
2016	0.82	0.0002 (0.0001-0.0003)	3.11 (3.02-3.20)	0.008	³ A+
2017	0.80	0.0007 (0.0004-0.0010)	2.87 (2.79-2.94)	0.001	A-
2018	0.72	0.0008 (0.0005-0.0014)	2.82 (2.71-2.94)	0.000	A-

Notas: ¹Crecimiento alométrico negativo, ²Crecimiento isométrico, ³Crecimiento alométrico positivo

7.2 Análisis de estructura de tallas

En la Figura 6 se muestra la estructura de tallas respectiva a cada año evaluado. Para fines gráficos se utilizó el valor inferior de cada intervalo de longitud de concha. Se observó que los organismos de los intervalos entre 25 y 115 mm LC son escasos, a pesar de que durante las evaluaciones se estableció la extracción

de ejemplares de cualquier tamaño. De igual manera ocurrió con la frecuencia de almejas de tamaños mayores a 190 mm LC. Los intervalos de longitud de concha más representados anualmente fueron 130, 145 y 160 mm (es decir, el rango 130-174 mm), sin embargo, el intervalo de 145 mm LC (145 -159 mm), fue dominante durante la mayor parte del periodo de estudio, siendo diferente solamente en el año 2009 y 2013.

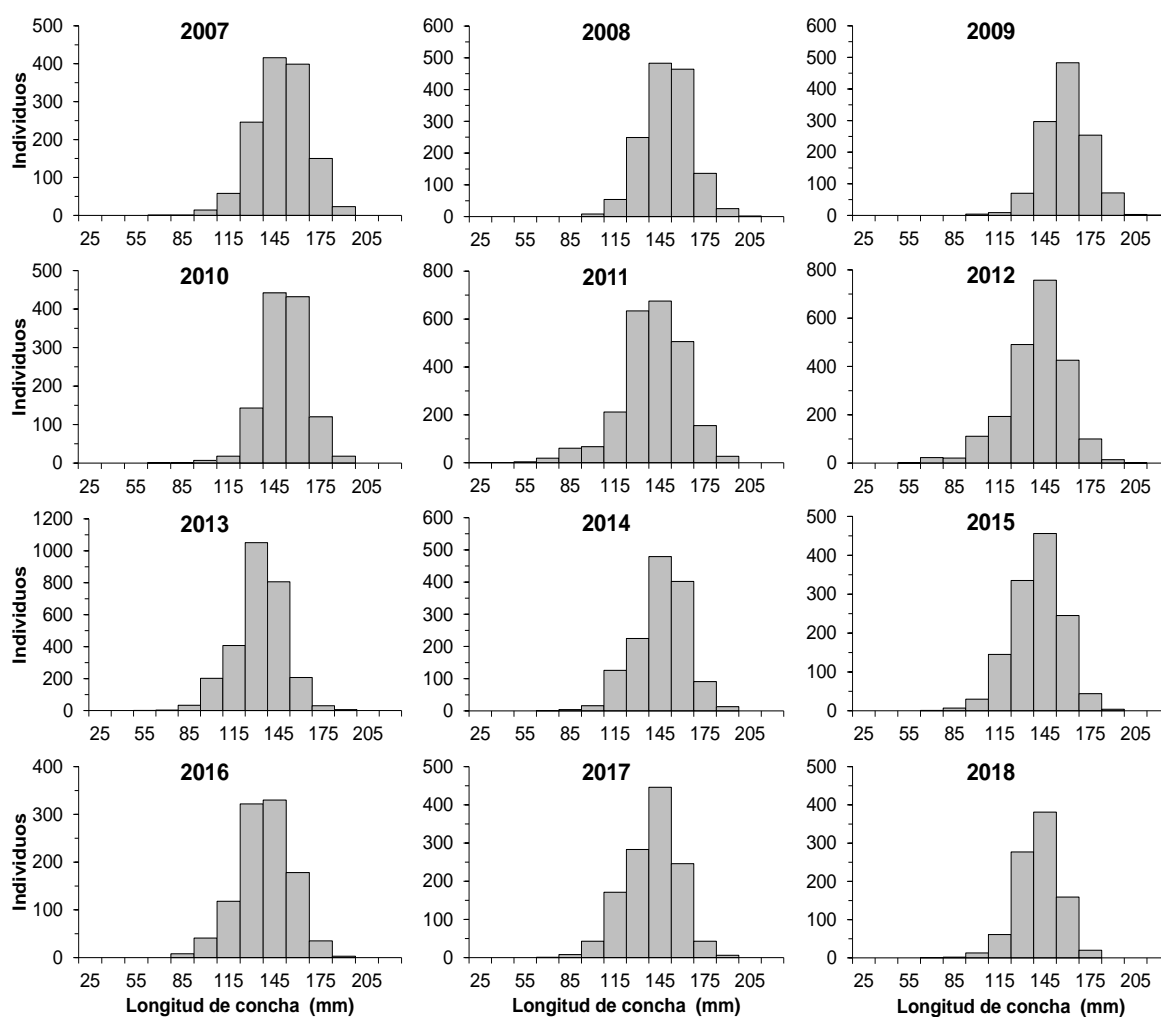


Figura 6. Estructura de tallas de los organismos colectados durante el periodo 2007-2018.

7.3 Delimitación del área potencial de pesca

Al inicio de la pesquería no se llevó a cabo la labor de delimitación del área de distribución de la especie, por lo que la zona de pesca fue modificándose conforme se realizaban las solicitudes de explotación de nuevos “bancos”. El total de transectos evaluados en el presente estudio fue de 7,459; una vez identificados los límites de las estaciones georreferenciadas, se generó el APP definido dentro de Bahía Magdalena, el cual presentó un área total estimada de 146.3 km² (Fig. 7, Tabla V).

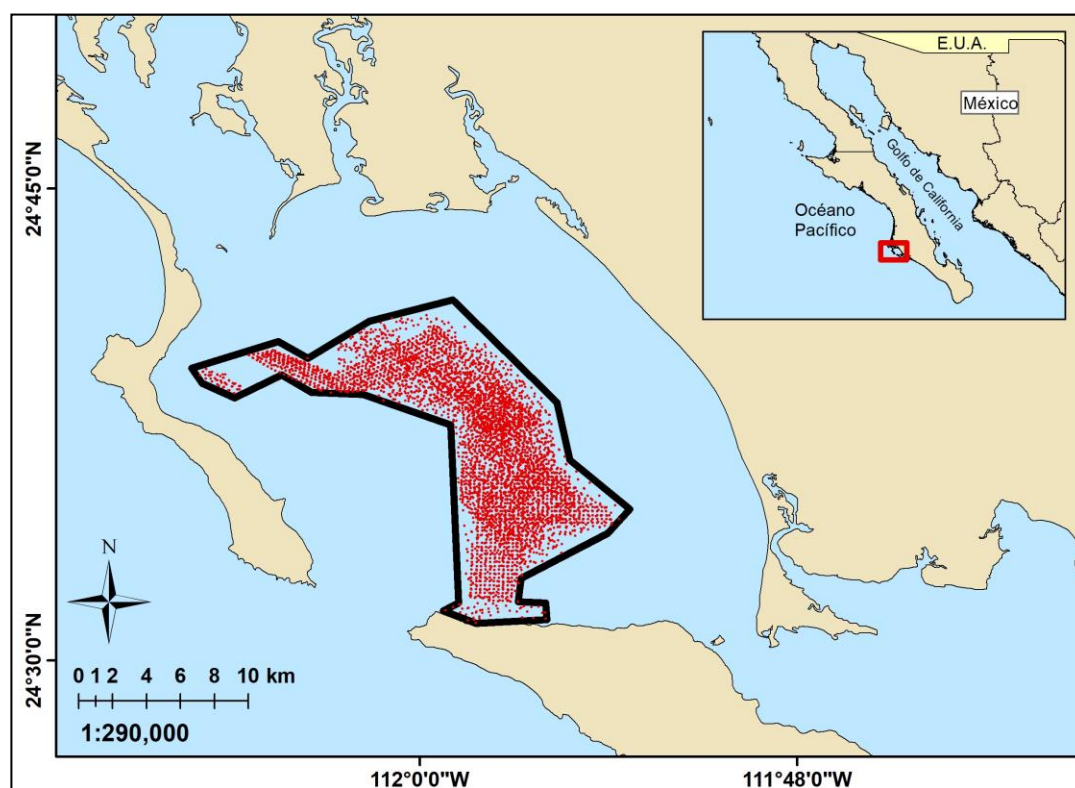


Figura 7. Ubicación geográfica del área potencial de pesca de *P. globosa* en Bahía Magdalena, Baja California Sur, México.

Tabla V. Coordenadas geográficas del área potencial de pesca de *P. globosa* en Bahía Magdalena, Baja California Sur, México.

Vértice	Latitud Norte	Longitud Oeste
1	24° 39' 17.476"	112° 07' 16.426"
2	24° 40' 08.445"	112° 04' 30.430"
3	24° 39' 36.759"	112° 03' 34.342"
4	24° 40' 46.993"	112° 01' 36.967"
5	24° 41' 27.680"	111° 58' 57.882"
6	24° 38' 12.374"	111° 55' 39.149"
7	24° 36' 22.219"	111° 55' 14.093"
8	24° 34' 48.359"	111° 53' 19.985"
9	24° 34' 02.246"	111° 54' 02.110"
10	24° 32' 36.814"	111° 56' 47.036"
11	24° 31' 52.038"	111° 56' 52.546"
12	24° 31' 49.543"	111° 55' 59.893"
13	24° 31' 18.081"	111° 55' 57.673"
14	24° 31' 10.560"	111° 58' 13.044"
15	24° 31' 34.441"	111° 59' 16.257"
16	24° 31' 49.867"	111° 58' 46.523"
17	24° 37' 29.542"	111° 59' 01.748"
18	24° 38' 27.079"	112° 01' 48.763"
19	24° 38' 31.083"	112° 03' 26.905"
20	24° 39' 04.992"	112° 04' 24.061"
21	24° 38' 20.767"	112° 05' 53.947"
22	24° 38' 49.035"	112° 06' 56.479"

7.4 Estimación de densidad promedio

A lo largo de la serie analizada, la densidad promedio mostró una tendencia negativa, la cual pudo observarse con los cuatro estimadores empleados; el estimador gaussiano disminuyó de 28.85 individuos/UM (IC= 26.11-31.59 individuos/UM, $p < 0.05$) en el año 2007 a 10.71 individuos/UM (IC= 10.19-11.24 individuos/UM, $p < 0.05$) calculadas en 2018; por su parte, el estimador de Pennington mostró una densidad inicial de 32.86 individuos/UM (IC= 32.67-33.06 individuos/UM, $p < 0.05$) reduciéndose a una estimación de 11.23 individuos/UM (IC= 11.19-11.26 individuos/UM, $p < 0.05$) en 2018; el estimador de Kappenman presentó una densidad promedio de 32.34 individuos/UM (IC= 29.41-35.28 individuos/UM, $p < 0.05$) en 2007, cayendo a una densidad de 10.71 individuos/UM (IC= 10.19-11.24 individuos/UM, $p < 0.05$) en el último año analizado; por último,

kriging estimó para el año 2008 una densidad promedio de 29.35 individuos/UM (IC= 23.98-34.72 individuos/UM, $p < 0.05$), mientras que para el 2018 la densidad computada fue de 9.02 individuos/UM (IC= 7.67-10.7 individuos/UM, $p < 0.05$). Para el periodo comprendido de 2007 a 2018, la densidad promedio disminuyó entre 63 y 70% según el estimador, sin embargo, se observó una recuperación de aproximadamente 50% para el año 2009 con respecto al año 2008. Para la serie de tiempo analizada, el valor mínimo de densidad promedio fue de 8.78 individuos/UM, correspondiente al año 2015 bajo el método de kriging, y el máximo fue de 32.86 individuos/UM propia del primer año del presente estudio con el estimador de Pennington. Los valores de densidad promedio calculados por los estimadores gaussiano y Kappenman de los años 2017 y 2018 coinciden debido a que no se registraron estaciones negativas en las evaluaciones de campo respectivas. Comparativamente, el estimador de Pennington presentó mayor precisión en los IC estimados respecto al resto de los estimadores; los IC correspondientes a los procedimientos del método gaussiano y Kappenman fueron semejantes entre ellos, mientras que kriging calculó los IC más amplios (Fig. 8, Tabla VI).

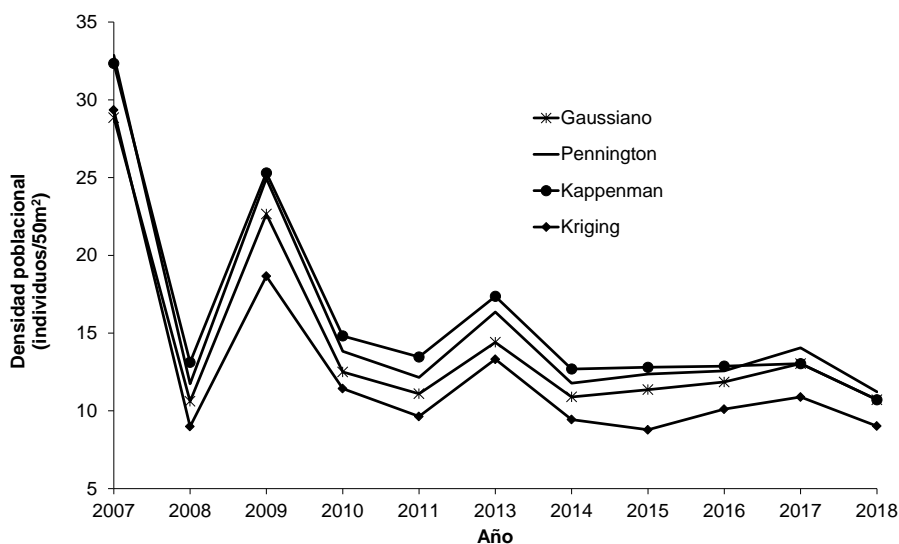


Figura 8. Densidad promedio estimada para *P. globosa* en Bahía Magdalena con base en cuatro procedimientos de estimación.

Tabla VI. Estimación de densidad poblacional (individuos/50m²) para *P. globosa* en Bahía Magdalena con base en los cuatro procedimientos seleccionados. Se muestran los intervalos de confianza (IC, $p < 0.05$), y estadísticos asociados.

Año	Tipo de Distribución	Intervalo Inferior	Promedio	Intervalo Superior	D.E.	E.E.	N
2007	Normal	26.11	28.85	31.59	33.27	1.40	565
	Pennington	32.67	32.86	33.06	2.34	0.10	565
	Kappenman	29.41	32.34	35.28	33.62	1.50	504
	Kriging	23.98	29.35	34.72	-	2.74	565
2008	Normal	9.61	10.61	11.62	12.11	0.51	560
	Pennington	11.68	11.74	11.81	0.79	0.03	560
	Kappenman	12.00	13.12	14.24	12.18	0.57	453
	Kriging	6.25	8.99	11.73	-	1.40	560
2009	Normal	20.91	22.65	24.40	20.44	0.89	526
	Pennington	24.83	24.94	25.06	1.36	0.06	526
	Kappenman	23.49	25.30	27.10	19.99	0.92	471
	Kriging	11.04	18.66	26.28	-	3.89	526
2010	Normal	11.75	12.50	13.24	12.36	0.38	1061
	Pennington	13.79	13.83	13.86	0.60	0.02	1061
	Kappenman	14.02	14.82	15.61	12.12	0.41	895
	Kriging	10.00	11.43	12.86	-	0.73	1061
2011	Normal	10.25	11.10	11.94	11.45	0.43	710
	Pennington	12.11	12.15	12.20	0.66	0.02	710
	Kappenman	12.55	13.47	14.38	11.28	0.47	585
	Kriging	7.05	9.64	12.23	-	1.32	710
2013	Normal	12.93	14.41	15.89	12.96	0.76	294
	Pennington	16.20	16.35	16.50	1.32	0.08	294
	Kappenman	15.82	17.36	18.90	12.29	0.79	244
	Kriging	6.30	13.32	20.34	-	3.58	294
2014	Normal	10.34	10.89	11.45	8.22	0.28	841
	Pennington	11.75	11.78	11.81	0.43	0.01	841
	Kappenman	12.14	12.69	13.23	7.48	0.28	722
	Kriging	8.76	9.44	10.12	-	0.35	841
2015	Normal	10.64	11.36	12.09	10.73	0.37	846
	Pennington	12.33	12.36	12.40	0.55	0.02	846
	Kappenman	12.05	12.80	13.56	10.55	0.38	751
	Kriging	7.98	8.78	9.58	-	0.41	846

Tabla VI. Continuación

Año	Tipo de Distribución	Intervalo Inferior	Promedio	Intervalo Superior	D.E.	E.E.	N
2016	Normal	11.10	11.86	12.61	10.82	0.38	797
	Pennington	12.53	12.57	12.60	0.52	0.02	797
	Kappenman	12.10	12.87	13.65	10.68	0.39	734
	Kriging	8.07	10.11	12.15	-	1.04	797
2017	Normal	12.33	13.04	13.75	9.92	0.36	748
	Pennington	14.01	14.05	14.09	0.55	0.02	748
	Kappenman	12.33	13.04	13.75	9.92	0.36	748
	Kriging	8.75	10.89	13.03	-	1.09	748
2018	Normal	10.19	10.71	11.24	6.05	0.27	511
	Pennington	11.19	11.23	11.26	0.39	0.02	511
	Kappenman	10.19	10.71	11.24	6.05	0.27	511
	Kriging	7.67	9.02	10.37	-	0.69	511

El procedimiento de interpolación kriging permitió generar salidas gráficas que muestran la variación espacial de la densidad de almeja de sifón en Bahía Magdalena. Se observó que los parches con altas densidades correspondientes al año 2007 fueron escasos en años posteriores, sin embargo, se identificó un patrón, ya que las densidades más elevadas de cada evaluación se observaron hacia el centro del APP extendiéndose un poco hacia el norte en los primeros años (2008-2009) y hacia el sur en años posteriores (2011-2018). Las variaciones en el patrón de isolíneas de densidad resultan del modelo ajustado al semivariograma experimental (Figs. 9 y 10). Los valores de los parámetros asociados al modelo ajustado y el tipo de modelo empleado por cada año evaluado se muestran en la Tabla VII; los semivariogramas se describieron de mejor manera a través de modelos esféricos, con excepción del año 2008 que se ajustó con un modelo exponencial y de los años 2009 y 2013, con un ajuste a modelo gaussiano.

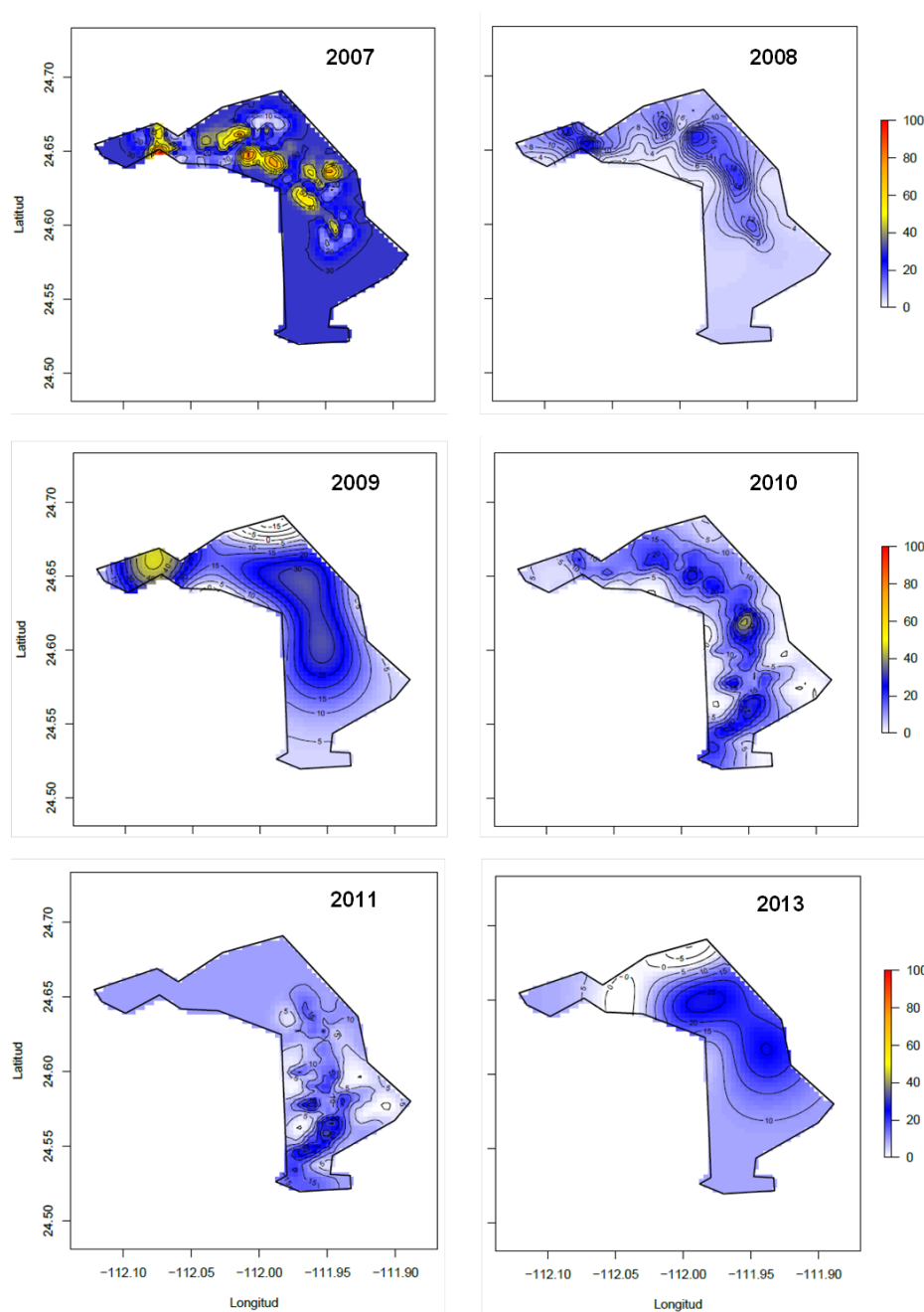


Figura 9. Variación espacial de la densidad con el procedimiento de interpolación tipo kriging para los años 2007-2013.

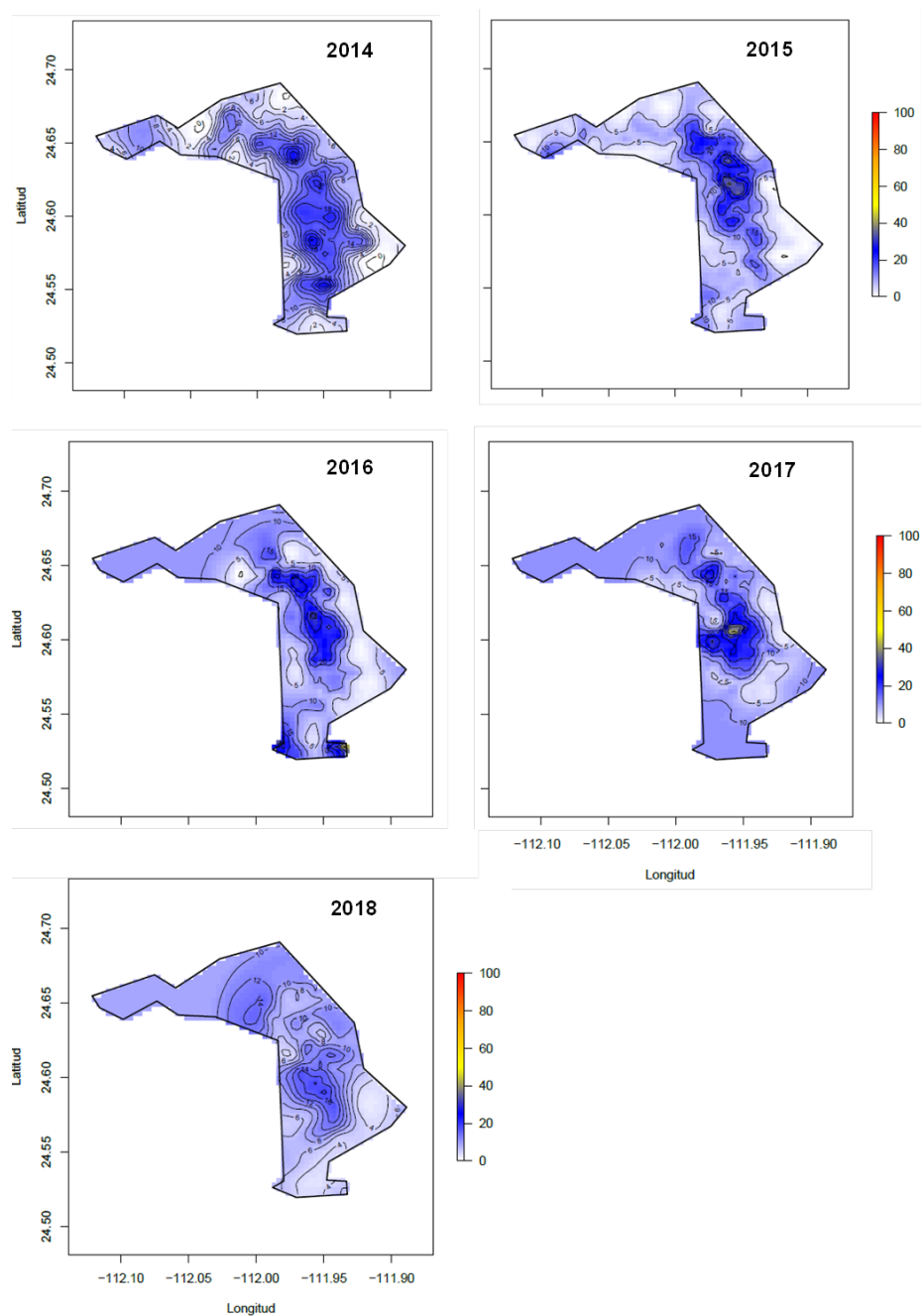


Figura 10. Variación espacial de la densidad con el procedimiento de interpolación tipo kriging para los años 2014-2018.

Tabla VII. Tipo de modelo y parámetros ajustados al semivariograma experimental por año de evaluación. Se muestra la densidad (individuos/50 m²) y estadísticos asociados estimados.

Año	Modelo	Rango	Sill	Nugget	Densidad	CV¹	EE²
2007	Esférico	1400	359.0	781.0	29.35	0.093	2.74
2008	Exponencial	4500	50.5	102.0	8.99	0.155	1.40
2009	Gaussiano	4500	179.0	239.0	18.66	0.209	3.89
2010	Esférico	4500	82.3	90.9	11.43	0.064	0.73
2011	Esférico	2200	78.1	60.4	9.64	0.137	1.32
2013	Gaussiano	3800	119.0	83.2	13.32	0.269	3.58
2014	Esférico	5000	37.9	33.0	9.44	0.037	0.35
2015	Esférico	2800	72.9	52.4	8.78	0.046	0.41
2016	Esférico	3200	78.2	42.3	10.11	0.103	1.04
2017	Esférico	2400	73.9	35.0	10.89	0.100	1.09
2018	Esférico	4600	14.7	25.1	9.02	0.076	0.69

Notas: ¹ Coeficiente de variación, ² Error estándar

7.5 Abundancia total

La abundancia total estimada a lo largo de la serie analizada mostró una tendencia negativa, mostrando un decremento de alrededor del 66% en los 12 años del presente estudio; lo anterior se observó de manera similar con los cuatro estimadores utilizados. Las reducciones se presentaron de la siguiente manera: a) el estimador de Pennington estimó una abundancia total en 2007 de 96,161,466 almejas (IC = 95,595,809 – 96,727,122 almejas, $p < 0.05$) mientras que para el año 2018 exhibió 32,848,125 almejas (IC = 32,749,918 – 32,946,331 almejas, $p < 0.05$); b) el estimador gaussiano calculó una abundancia total para el año 2007 de 84,418,984 almejas (IC = 76,391,859 – 92,446,109 almejas, $p < 0.05$), disminuyendo para el año 2018 a 31,344,274 almejas (IC = 29,808,674 – 32,879,874 almejas, $p < 0.05$); c) el estimador de Kappenman mostró, para el año 2007, una abundancia total de 94,636,361 almejas (IC = 86,048,460 – 103,224,263 almejas, $p < 0.05$) y en 2018 la abundancia total se redujo a 31,344,274 almejas (IC = 29,808,674 – 32,879,874 almejas, $p < 0.05$); d) la estimación del procedimiento de interpolación kriging correspondió a 85,878,100 almejas (IC = 70,164,310 – 101,591,890 almejas, $p < 0.05$) en el año 2007, y para

el año 2018 se calcularon 26,392,520 almejas (IC = 22,446,868 – 30,338,172 almejas, $p < 0.05$). Así mismo, fue notable una disminución y aumento de abundancia correspondientes al año 2008 y 2009, respectivamente. Un periodo con abundancias relativamente estables se presentó de 2014 a 2018, fluctuando entre 30,000,000 a 37,000,000 individuos. El estimador con valores más conservadores fue kriging mientras que los valores más altos los indicó Kappenman, a excepción de los años 2007, 2017 y 2018 donde fueron superados por las estimaciones de Pennington (Fig. 11, Tabla VIII).

7.6 Biomasa total y biomasa estructurada por talla

La biomasa total estimada durante el periodo de estudio mostró una tendencia negativa, dando como resultado una disminución de alrededor del 70% en 12 años; lo anterior se observó con los cuatro estimadores utilizados. Los cambios se presentaron de la siguiente manera: a) el estimador de Pennington estimó una biomasa total en 2007 de 132,270 t (IC = 131,492 – 133,049 t, $p < 0.05$) y para el año 2018 se calcularon 36,027 t (IC = 35,919 – 36,135 t, $p < 0.05$); b) el estimador gaussiano exhibió una biomasa total de 116,119 t (IC = 105,077 – 127,160 t, $p < 0.05$) en 2007, disminuyendo a 34,378 t (IC = 32,693 – 36,062, $p < 0.05$) en 2018; c) el estimador de Kappenman estimó, para el año 2007, una biomasa total de 130,173 t (IC = 118,360 – 141,985 t, $p < 0.05$) reduciéndose a 34,378 t (IC = 32,693 – 36,062, $p < 0.05$) para el año 2018; d) la estimación kriging para el año 2007 correspondió a 118,126 t (IC = 96,511-139,740 t, $p < 0.05$) mientras que para el año 2018 calculó 28,947 t (IC = 24,619-33,274 t, $p < 0.05$). Pese a la tendencia negativa, se observó una caída y recuperación de biomasa total entre el año 2008 y 2009, respectivamente. Se observó un desempeño similar entre los cuatro estimadores utilizados con valores dentro de la misma escala de magnitud, sin embargo, el estimador kriging fue ligeramente más conservador en sus estimaciones de biomasa total; la diferencia entre biomosas estimadas de los cuatro modelos de distribución de probabilidad fue menor a 17,000 t para el año con mayor disponibilidad de la misma (2007). Por último, una biomasa total

relativamente estable se estimó de 2015 a 2018 para los estimadores de Pennington, gaussiano y Kappenman de aproximadamente 40,000 t mientras que, en dicho periodo, kriging exhibió una biomasa total promedio de 32,000 t (Fig. 12 y 13, Tabla VIII).

Tabla VIII. Estimación anual de abundancia (individuos x 10⁶) y biomasa total (t) con base en los cuatro procedimientos seleccionados. Se muestran los intervalos de confianza (IC, p<0.05) para toda la serie de tiempo.

Año	Tipo de distribución	Abundancia total			Biomasa total		
		Intervalo Inferior	Promedio	Intervalo Superior	Intervalo Inferior	Promedio	Intervalo Superior
2007	Gaussiano	76.4	84.4	92.4	105,077	116,119	127,160
	Pennington	95.6	96.2	96.7	131,492	132,270	133,049
	Kappenman	86.0	94.6	103.2	118,360	130,173	141,985
	Kriging	70.2	85.9	101.6	96,511	118,126	139,740
2008	Gaussiano	28.1	31.1	34.0	41,756	46,114	50,472
	Pennington	34.2	34.4	34.5	50,737	51,020	51,304
	Kappenman	35.1	38.4	41.7	52,132	57,007	61,881
	Kriging	18.3	26.3	34.3	27,141	39,064	50,987
2009	Gaussiano	61.2	66.3	71.4	97,116	105,231	113,346
	Pennington	72.6	73.0	73.3	115,328	115,866	116,404
	Kappenman	68.7	74.0	79.3	109,132	117,519	125,906
	Kriging	32.3	54.6	76.9	51,262	86,678	122,095
2010	Normal	34.4	36.6	38.7	49,436	52,564	55,693
	Pennington	40.4	40.5	40.6	57,998	58,150	58,302
	Kappenman	41.0	43.4	45.7	58,975	62,314	65,653
	Kriging	29.3	33.4	37.6	42,053	48,070	54,088
2011	Gaussiano	30.0	32.5	34.9	33,608	36,370	39,131
	Pennington	35.4	35.6	35.7	39,679	39,838	39,997
	Kappenman	36.7	39.4	42.1	41,145	44,141	47,137
	Kriging	20.6	28.2	35.8	23,118	31,598	40,078
2013	Gaussiano	37.8	42.2	46.5	47,662	53,123	58,583
	Pennington	47.4	47.8	48.3	59,735	60,293	60,851
	Kappenman	46.3	50.8	55.3	58,325	64,008	69,692
	Kriging	18.4	39.0	59.5	23,240	49,111	74,981
2014	Gaussiano	30.2	31.9	33.5	40,132	42,289	44,447
	Pennington	34.4	34.5	34.6	45,617	45,731	45,845
	Kappenman	35.5	37.1	38.7	47,141	49,259	51,378
	Kriging	25.6	27.6	29.6	34,023	36,648	39,274

Tabla VIII. Continuación

Año	Tipo de Distribución	Abundancia total			Biomasa total		
		Intervalo Inferior	Promedio	Intervalo Superior	Intervalo Inferior	Promedio	Intervalo Superior
2015	Gaussiano	31.1	33.3	35.4	34,041	36,353	38,666
	Pennington	36.1	36.2	36.3	39,433	39,553	39,672
	Kappenman	35.3	37.5	39.7	38,539	40,952	43,365
	Kriging	23.4	25.7	28.0	25,541	28,087	30,633
2016	Gaussiano	32.5	34.7	36.9	36,468	38,936	41,403
	Pennington	36.7	36.8	36.9	41,150	41,268	41,386
	Kappenman	35.4	37.7	39.9	39,740	42,278	44,815
	Kriging	23.6	29.6	35.5	26,508	33,203	39,897
2017	Gaussiano	36.1	38.1	40.2	42,344	44,785	47,227
	Pennington	41.0	41.1	41.2	48,140	48,276	48,412
	Kappenman	36.1	38.1	40.2	42,344	44,785	47,227
	Kriging	25.6	31.9	38.1	30,073	37,412	44,752
2018	Gaussiano	29.8	31.3	32.9	32,693	34,378	36,062
	Pennington	32.7	32.8	32.9	35,919	36,027	36,135
	Kappenman	29.8	31.3	32.9	32,693	34,378	36,062
	Kriging	22.4	26.4	30.3	24,619	28,947	33,274

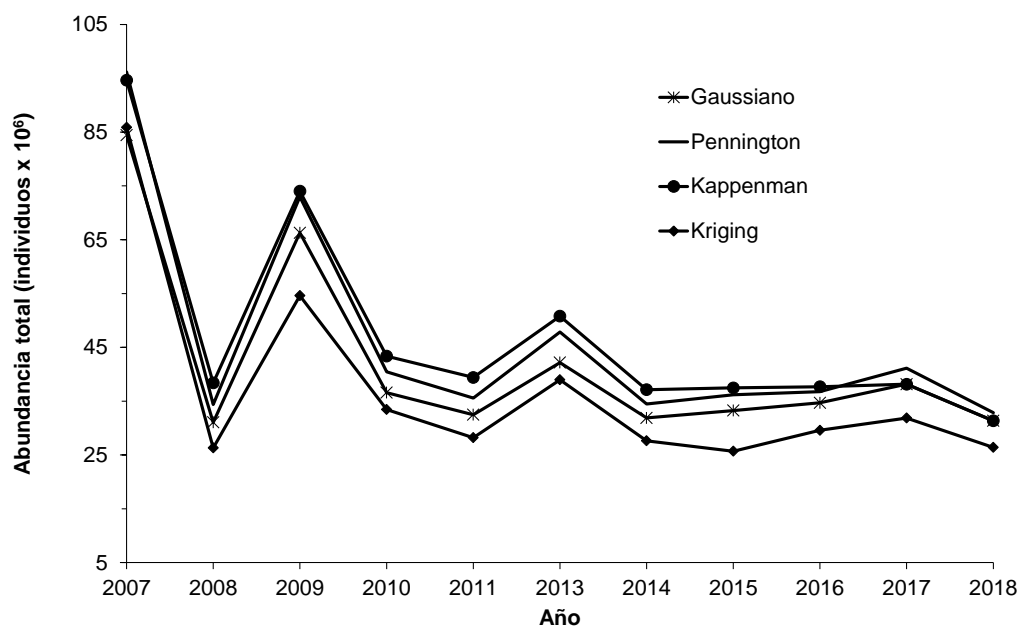


Figura 11. Variación temporal de la abundancia total de *P. globosa* en Bahía Magdalena con base en los cuatro procedimientos de estimación.

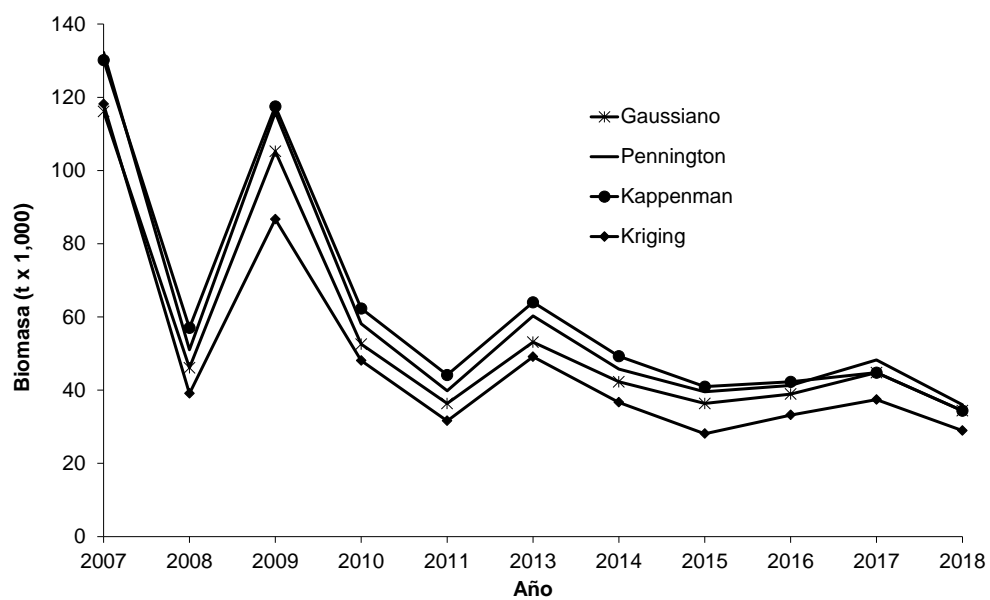


Figura 12. Variación temporal de la biomasa total de *P. globosa* en Bahía Magdalena con base en los cuatro procedimientos de estimación.

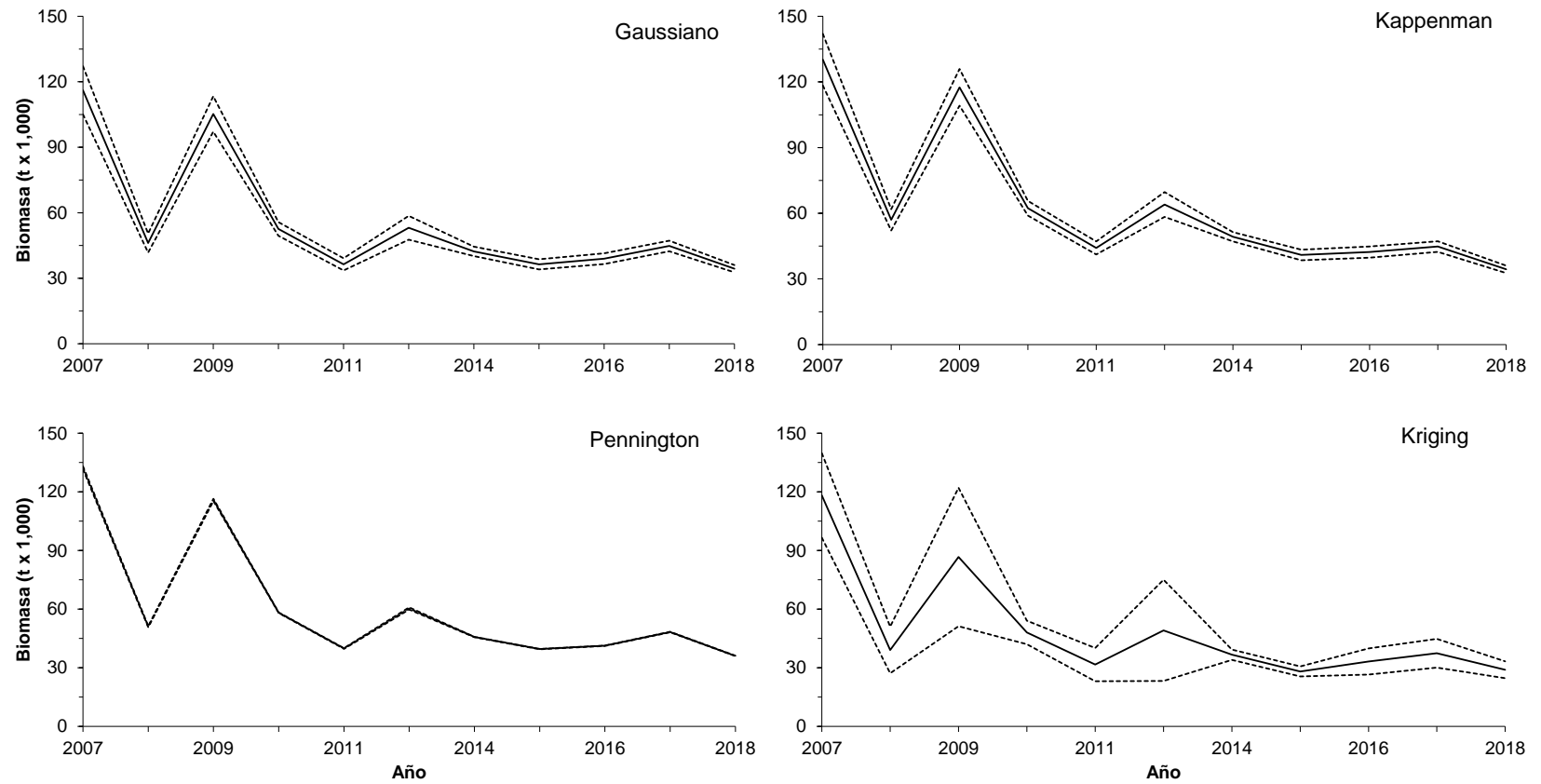


Figura 13. Estimación de biomasa total para la serie de tiempo con base en los cuatro procedimientos de estimación; se muestran los intervalos de confianza (IC 95%).

7.7 Biomasa estructurada por tallas

Las estimaciones de biomasa estructurada para cada año de evaluación se muestran en las Figuras 14, 15, 16 y 17 según el procedimiento empleado; con fines gráficos, se utilizó el valor inferior de cada intervalo de clase en el eje de la longitud de concha. Por otra parte, se eliminaron los tres primeros intervalos de longitud de concha, es decir, de 25 a 69 mm, debido a su poca representatividad. La longitud de concha con mayor biomasa fue constituida por los intervalos entre 145 y 160 mm, a partir de los 190 mm presenta una notable disminución, de igual manera, los intervalos de longitud de concha inferiores a 115 mm fueron escasos, se observó que los IC de los modelos Pennington y kriging muestran una mayor precisión, mientras que Kappenman y del modelo gaussiano se asemejan.

De acuerdo al estimador gaussiano, el intervalo de 130 mm LC exhibió una biomasa de 15,340 t durante el año 2007 (IC= 13,881-16,798 t, $p < 0.05$), seguido de una disminución en biomasa de 2008 a 2011; sin embargo, se observó una recuperación en biomasa para el año 2013 correspondiente a una estimación de 19,050 t (IC= 17,092-21,008 t, $p < 0.05$), seguida de una disminución en las biomásas estimadas entre 2014 a 2018, que presentaron un promedio alrededor de 8,000 t. Los intervalos de longitud de concha de 145 y 160 mm mostraron una biomasa promedio de aproximadamente 17,000 t a lo largo de la serie analizada, exhibiendo las mayores biomásas del año 2007 a 2010, logrando un periodo de aparente estabilidad en biomasa del año 2014 a 2018. El intervalo de 175 mm LC mostró la mayor biomasa en 2009 con un valor de 27,396 t (IC= 25,283-29,508 t, $p < 0.05$), seguido de un rápido decremento en biomasa de 2010 a 2018, provocando una significativa pérdida de almejas en éste intervalo de longitud de concha. Las biomásas correspondientes a los intervalos de longitud de concha menores a 130 mm no fueron superiores a las 5,600 t, y las biomásas a partir del intervalo de 190 mm LC no alcanzaron las 10,000 t (Fig. 14).

Basado en el estimador de Pennington, los intervalos de longitud de concha entre 70 y 115 mm exhibieron una biomasa de hasta 6,300 t a lo largo de la serie analizada, y la biomasa de los intervalos a partir de 190 mm de longitud de concha fue menor a 10,200 t. El intervalo de longitud de concha de 130 mm mostró las mayores biomásas en 2007 con 17,473 t (IC= 17,370-17,576 t, $p < 0.05$) y en 2013 con un cálculo de 21,374 t (IC= 21,176-21,572 t, $p < 0.05$); el promedio excluyendo estos años fue de 7,200 t. Los intervalos de longitud de concha de 145 y 160 mm indicaron una biomasa promedio alrededor de las 19,000 t, mostrando las mayores biomásas de 2007 a 2010, mientras que entre 2014 y 2018 se observó un periodo de biomasa estabilizada para los dos intervalos. Por último, el intervalo de longitud de concha de 175 mm presentó la mayor biomasa en 2009 con 30,164 t (IC= 30,024-30,304 t, $p < 0.05$) seguido de un rápido declive en biomasa de 2010 a 2018 (Fig. 15).

Por su parte, el estimador de Kappenman calculó la biomasa más alta en 2009 para el intervalo de 160 mm LC con 47,557 t (IC= 44,163-50,951 t, $p < 0.05$). Las biomásas de las longitudes de concha entre 70 y 115 mm mostraron desde pocas toneladas hasta alrededor de las 6,500 t. El intervalo de 130 mm LC disminuyó en 2008 a 7,372 t (IC= 6,742-8,003 t, $p < 0.05$) y no se observó una recuperación antes del año 2013 cuando incrementó a 22,954 t (IC= 202,916-24,992 t, $p < 0.05$); posteriormente, se observó otro declive durante el periodo 2014-2018. La biomasa del intervalo de 145 mm LC fluctuó durante 2007 a 2013, seguido de un periodo con baja variabilidad en biomasa (promedio de 16,000 t) de 2014 a 2018; este patrón temporal también fue observado en las biomásas del intervalo de 160 mm LC con un promedio de biomasa de 12,000 t en el mismo periodo. Las biomasa del intervalo de 175 mm LC mostró una caída (2008) y recuperación (2009) de 7,474 t (IC= 6,817-8,092 t, $p < 0.05$) a 30,595 t (IC= 28,411-32,778 t, $p < 0.05$), respectivamente; posteriormente, se observó una reducción notable del año 2010 a 2018. Dentro de la estructura de LC, las almejas de más de 190 mm mostraron una biomasa menor a 10.300 t (Fig. 16).

Finalmente, el estimador de kriging mostró que el intervalo de 130 mm LC presentó una biomasa de 15,605 t (IC= 12,749-18,460 t, $p < 0.05$) durante el año 2007, seguido de una caída en biomasa de 2008 a 2011; sin embargo, se observó una recuperación en biomasa para el año 2013 proporcionando una estimación de 17,612 t (IC= 8,334-26,889 t, $p < 0.05$), posteriormente, se presentó una disminución en las biomásas estimadas entre 2014 a 2018, exhibiendo un promedio cercano a las 6,000 t. Los intervalos de longitud de concha de 145 y 160 mm mostraron una biomasa promedio de aproximadamente 15,000 t a lo largo de la serie analizada, las biomásas más altas se estimaron del año 2007 a 2010, se identificó un periodo de relativa estabilidad en biomasa del año 2014 a 2018. El intervalo de 175 mm LC mostró la biomasa más alta en 2009 con un valor de 22,566 t (IC= 13,345-31,786 t, $p < 0.05$), seguido de un marcado decremento en biomasa de 2010 a 2018, resultando en una fuerte pérdida de almejas en éste intervalo de LC. Las biomásas correspondientes a los intervalos de longitud de concha menores a 130 mm fueron menores a las 5,150 t, de igual manera, las biomásas a partir del intervalo de 190 mm LC no estimaron más de 7,600 t (Fig. 17).

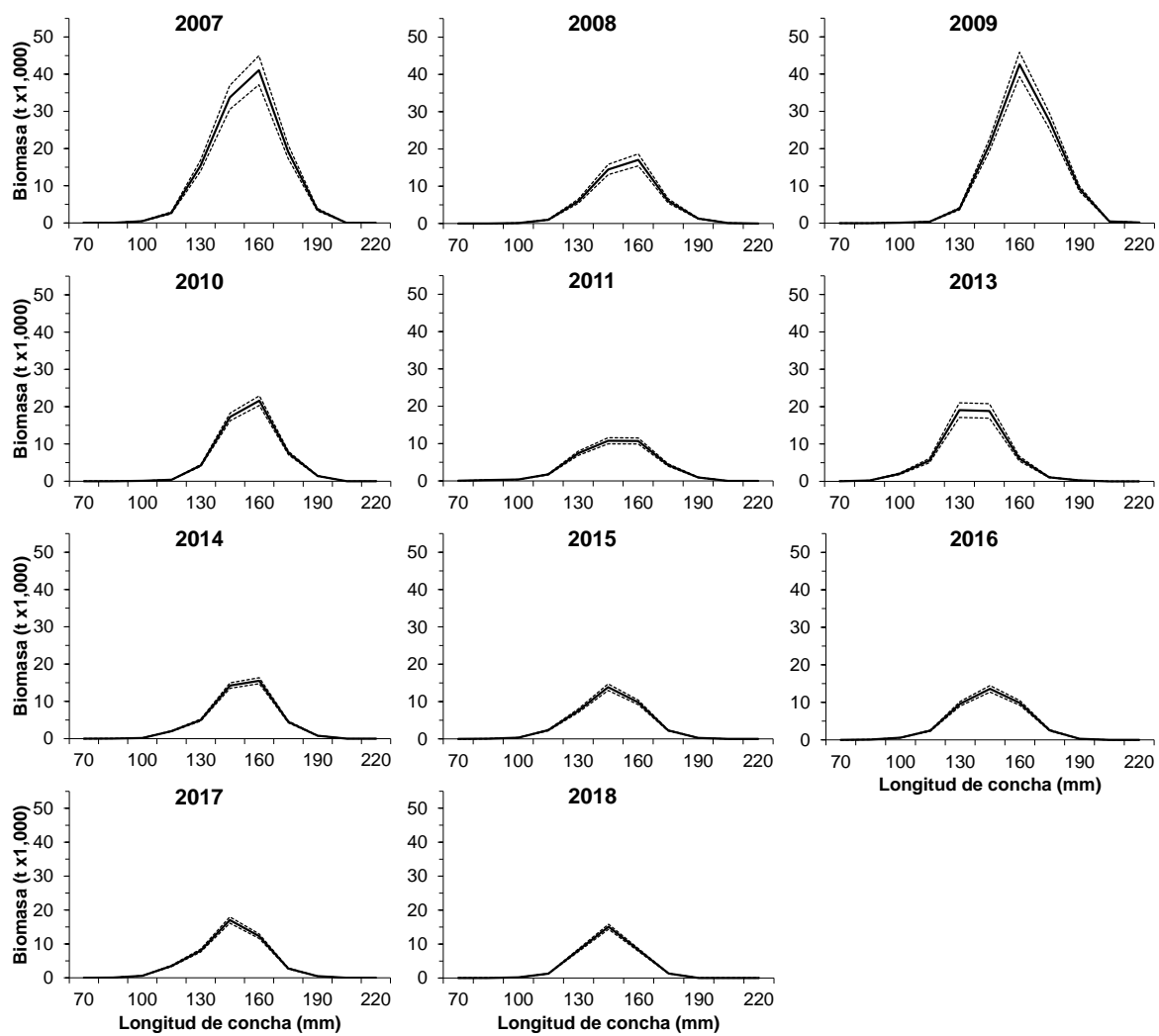


Figura 14. Estimación anual de biomasa estructurada por intervalo de longitud de concha de *P. globosa* con base en el estimador gaussiano.

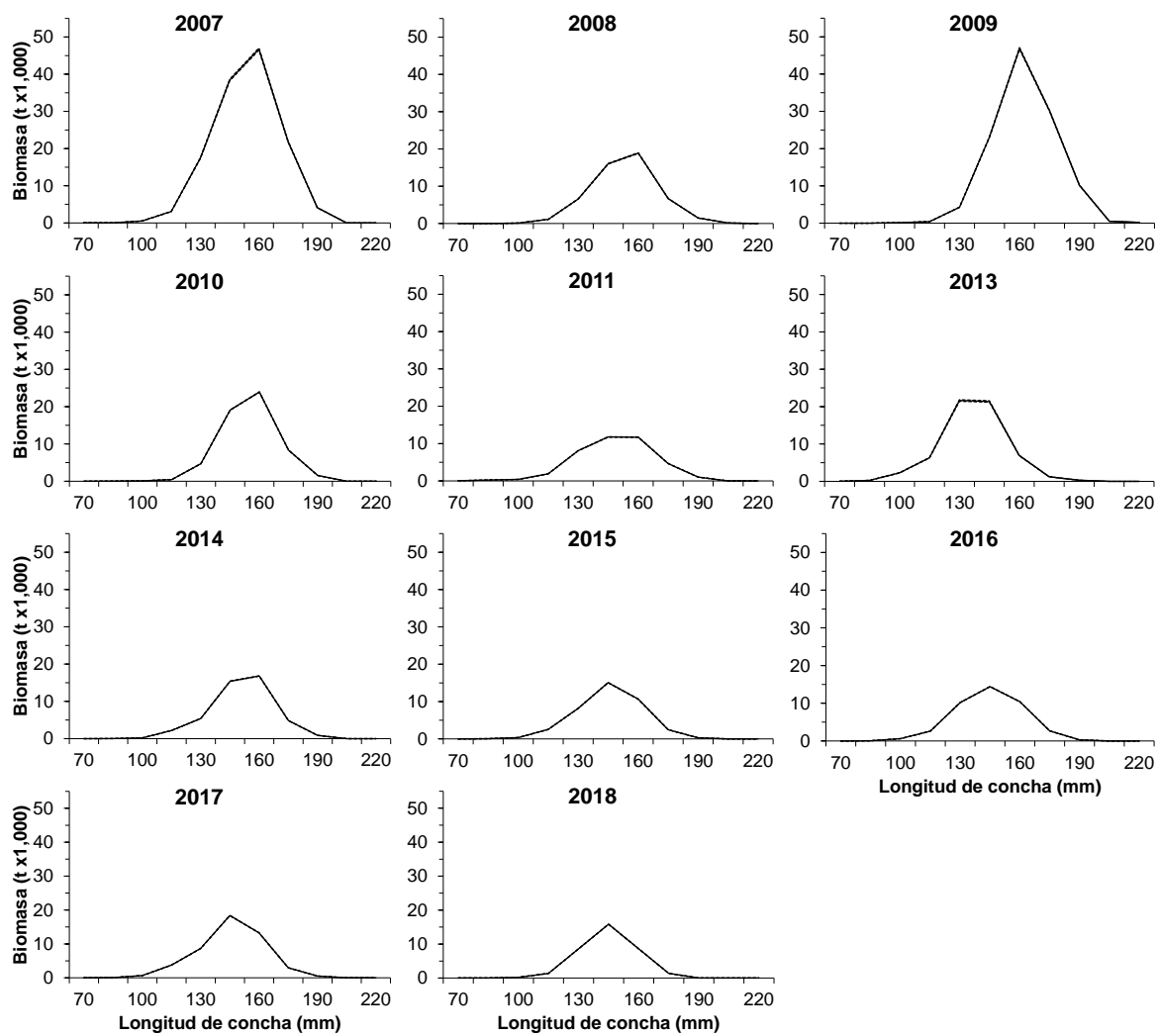


Figura 15. Estimación anual de biomasa estructurada por intervalo de longitud de concha de *P. globosa* con base en el estimador de Pennington.

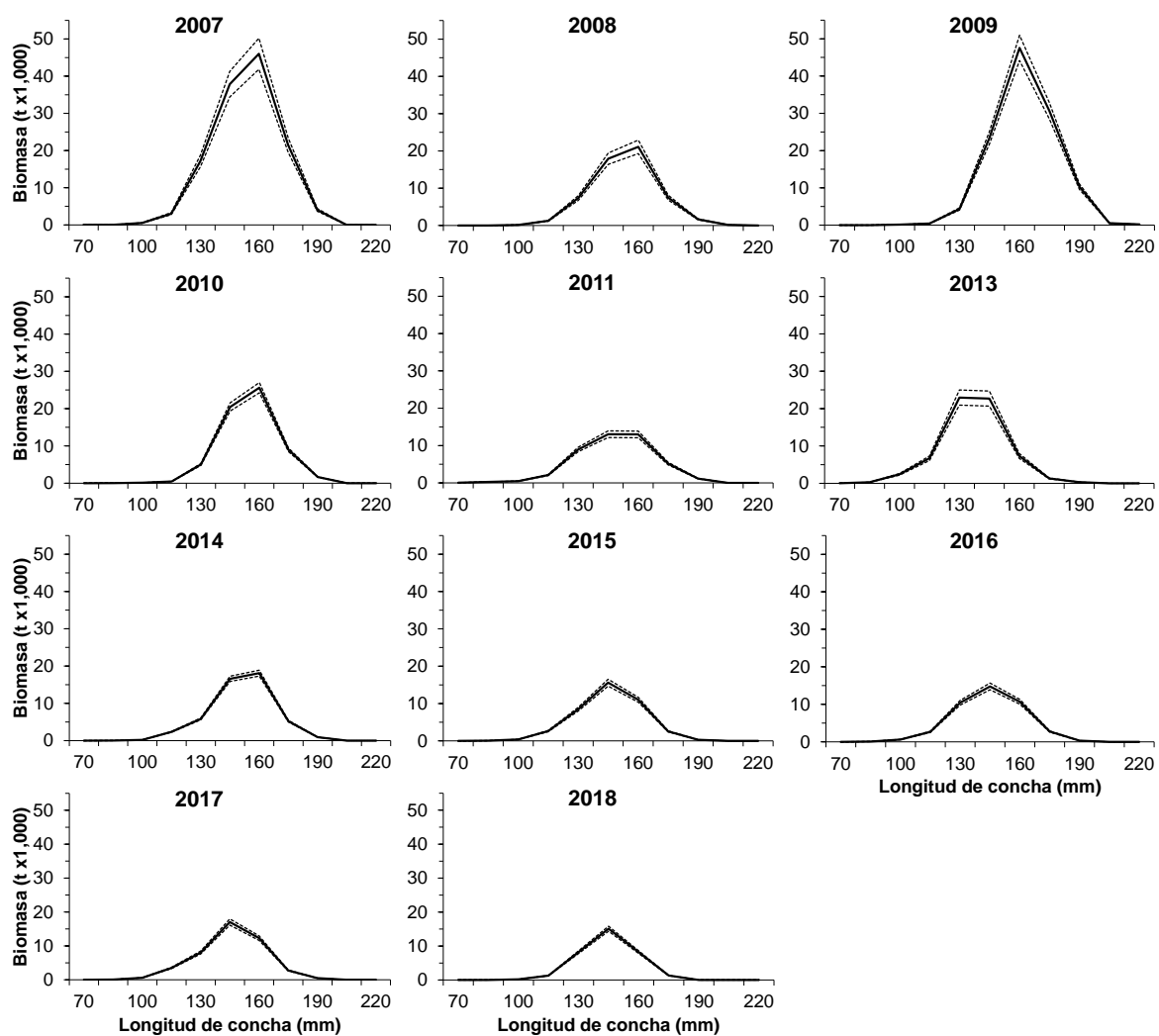


Figura 16. Estimación anual de biomasa estructurada por intervalo de longitud de concha de *P. globosa* con base en el estimador de Kappenman.

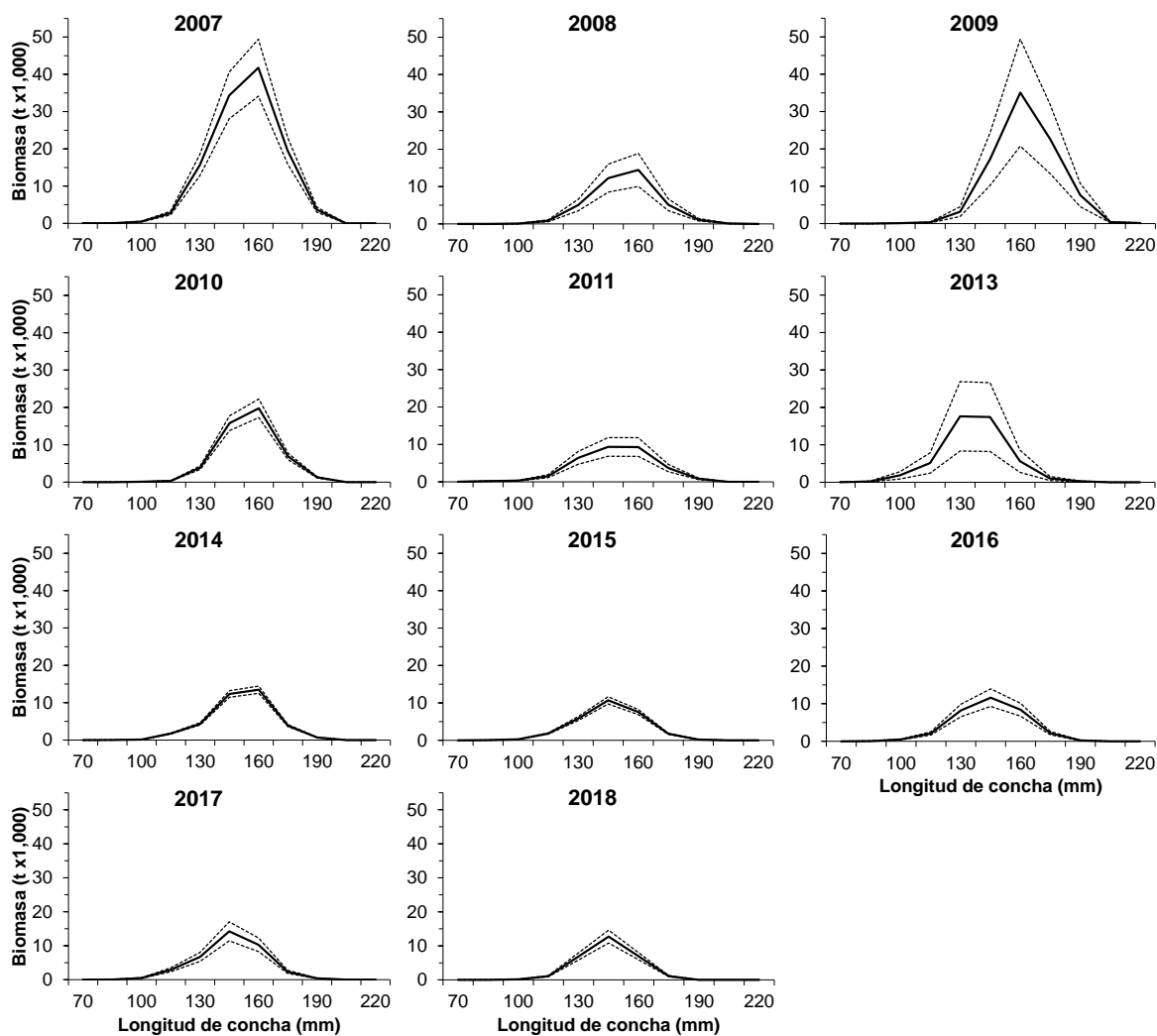


Figura 17. Estimación anual de biomasa estructurada por intervalo de longitud de concha de *P. globosa* con base en el método de interpolación kriging.

7.8 Estatus actual de la población

El estado actual de la población de *P. globosa* se basó en las biomásas calculadas a partir del estimador de Pennington debido a que presentó los IC más precisos, por lo tanto, la biomasa cercana a la condición virgen correspondió a la biomasa estimada por el procedimiento de Pennington en 2007 (B_{ref}), la cual se comparó con las biomásas calculadas durante la serie de tiempo bajo el mismo estimador (B_t , Tabla VIII). La gráfica de Kobe de las relaciones B_t/B_{ref} y $\mu_t/\mu_{0.01}$ mostró que la relación de B_t/B_{ref} varió de 0.60 a 1.75, mientras que la relación $\mu_t/\mu_{0.01}$ se calculó

entre 0.16 y 1.14. Por lo tanto, el análisis del estatus de la pesquería de *P. globosa* de 2008 a 2017 indica que ha estado experimentando sobrepesca o ha sido extraído fuera de los límites biológicos seguros, excepto durante 2009 cuando la pesquería estaba en la zona objetivo, y 2014 cuando la pesquería de *P. globosa* en Bahía Magdalena estaba en la zona de alto riesgo, caracterizada por una alta tasa de captura y bajo nivel de biomasa (Fig. 18).

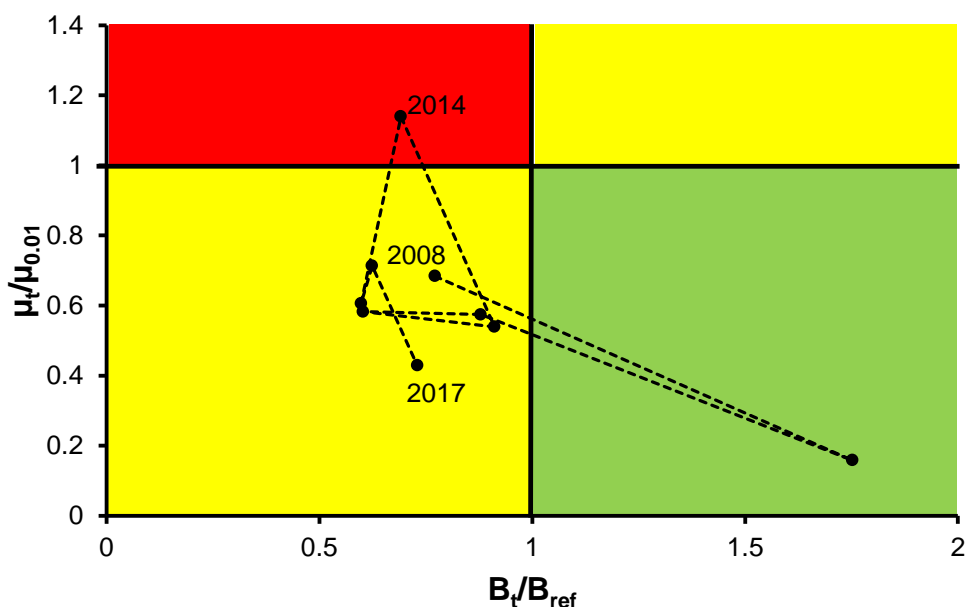


Figura 18. Gráfico de fases de Kobe de la población de *Panopea globosa* en Bahía Magdalena, Baja California Sur, México.

7.9 Transformación de talla a edad

En la Figura 19 se muestra la estructura de edades respectiva a cada año evaluado; excluyendo el grupo 20+, se observó que en la mayoría de los años los organismos de edad 7 años fueron los más abundantes. Las edades superiores a los 15 años fueron escasamente representados. De igual manera ocurrió con la frecuencia de almejas de uno y dos años.

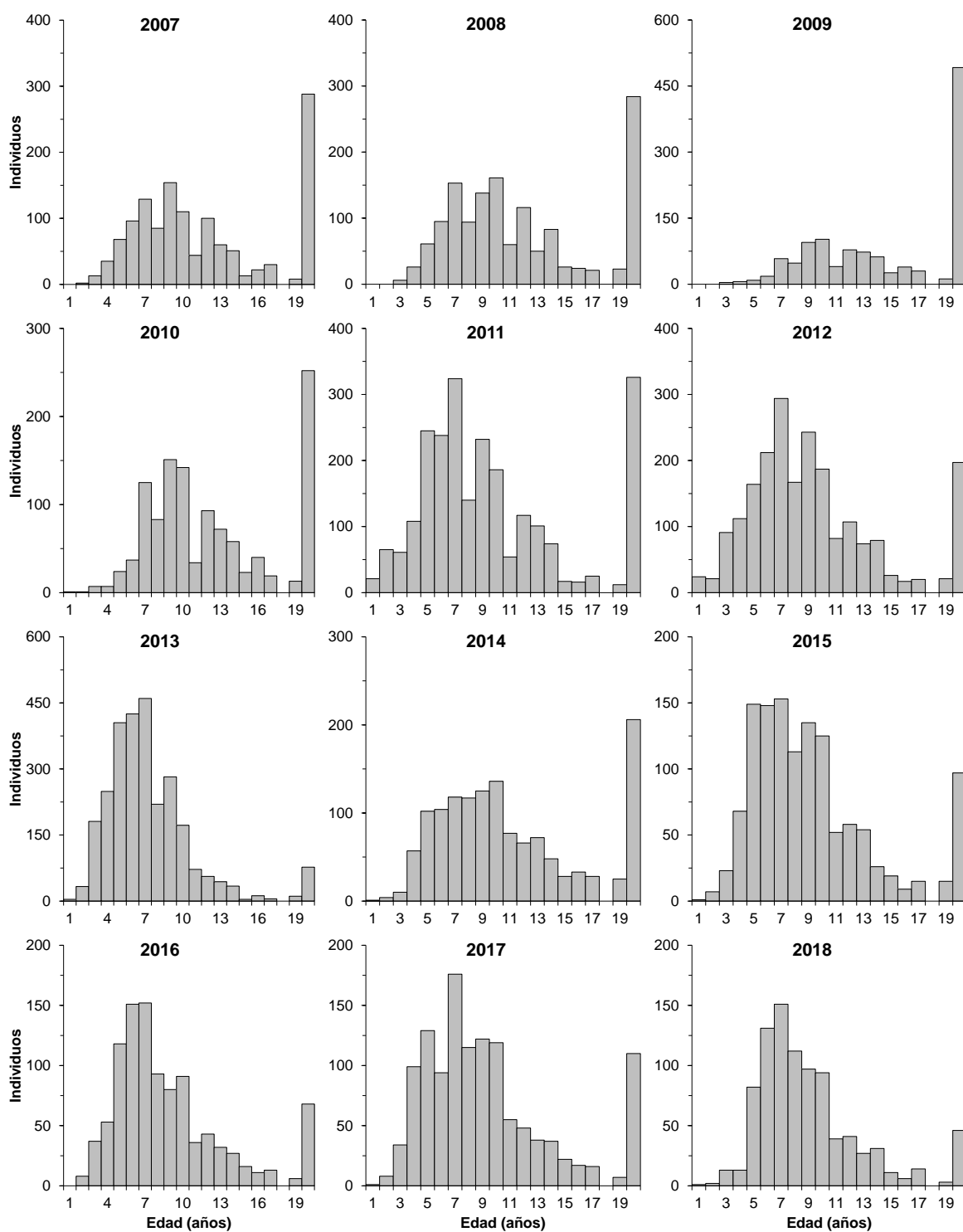


Figura 19. Estructura de edades de los organismos colectados durante el periodo 2007-2018.

7.10 Estimación de abundancia y biomasa inicial

Con base en la transformación de talla a edad del año 2007, se obtuvo la abundancia a la edad para el año inicial modelado (2006), estimando un total de 90,027,056 almejas (IC= 73,557,087-106,497,026, $p < 0.05$), distribuidos como se muestra en la Figura 20. Con fines gráficos, se omitió la representación del grupo 19+ correspondiente a una abundancia total de 19,822,471 individuos (IC= 16,196,056-23,448,886 individuos, $p < 0.05$). Se observó que, excluyendo el grupo 19+, las edades más representadas fueron 6 y 8 años. La biomasa inicial modelada se estimó en 125,408 t (IC= 102,465-148,350 t, $p < 0.05$) toneladas peso vivo, realizando la transformación de número de individuos a biomasa con base en el peso promedio del año posterior (2007) debido a la ausencia de estructura de talla del año modelado, además, existieron diferencias significativas entre la estructura de tallas a través de los años ($p < 0.05$); 2007 supone ser la estructura de tallas poblacional más aproximada y con menor efecto por pesca.

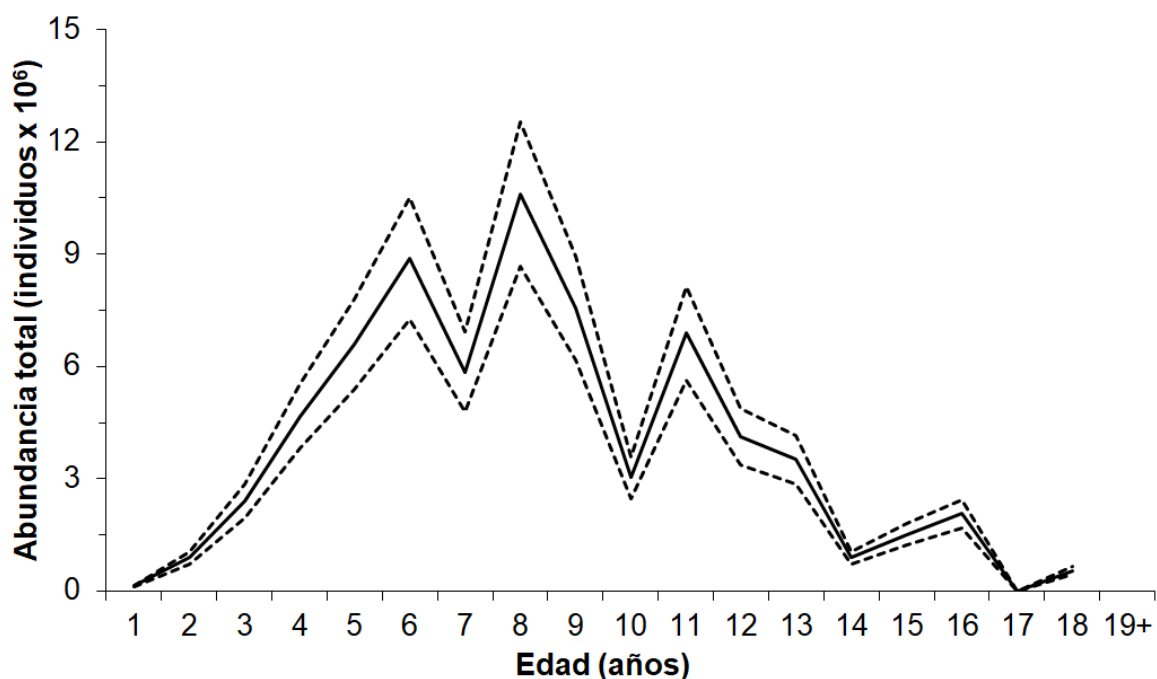


Figura 20. Abundancia a la edad para el año 2006 con base en el procedimiento de interpolación kriging (IC 95%). El grupo 19+ está compuesto de las edades de 19 a 26 años y corresponde a una abundancia total de 19,822,471 individuos (IC= 16,196,056-23,448,886 individuos).

7.11 Proyección de las tasas de explotación

Considerando una mortalidad natural de 0.047 y 0.069, la variabilidad en reclutamiento (Fig. 21) y los escenarios de manejo desde el 0.5% al 3% de la biomasa estimada a cada unidad de tiempo, se simularon las curvas de decaimiento poblacional para evaluarlas con respecto al punto de referencia óptimo (Figs. 22 y 23). La fluctuación del reclutamiento a la pesquería se observó dentro de un rango entre 11,605 hasta 1,188,470 almejas; el promedio para los 23 años simulados se observó cercano a las 650,000 almejas (Fig. 21). Con base en las proyecciones de $M = 0.047$, el stock de *P. globosa* bajo la tasa de explotación constante 0.5% anual, estaría presentando una relación $B_t/B_0 = 0.5$ en el presente año (2020). El resto de los escenarios de manejo habría alcanzado el punto de referencia límite entre el año 2015 y 2019. El objetivo de gestión de mantener la biomasa por encima de la mitad de la biomasa virgen al final de 50 años no se cumple bajo ningún escenario de manejo evaluado en el presente estudio (Fig. 22). Por su parte, las proyecciones basadas en una $M = 0.069$ señalan que el stock de *P. globosa* bajo los diferentes escenarios de manejo evaluados, habría alcanzado el punto de referencia límite $B_t/B_0 = 0.5$ antes del año 2016 (Fig. 23).

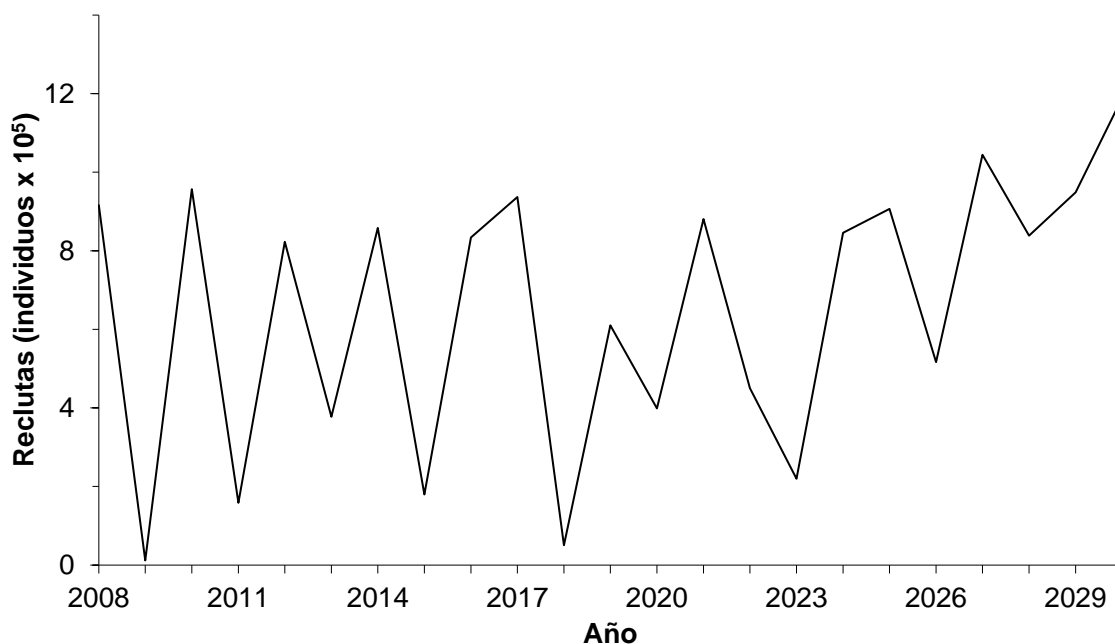


Figura 21. Simulación de reclutamiento con base en las estimaciones de la edad de 3 años calculadas con base en kriging.

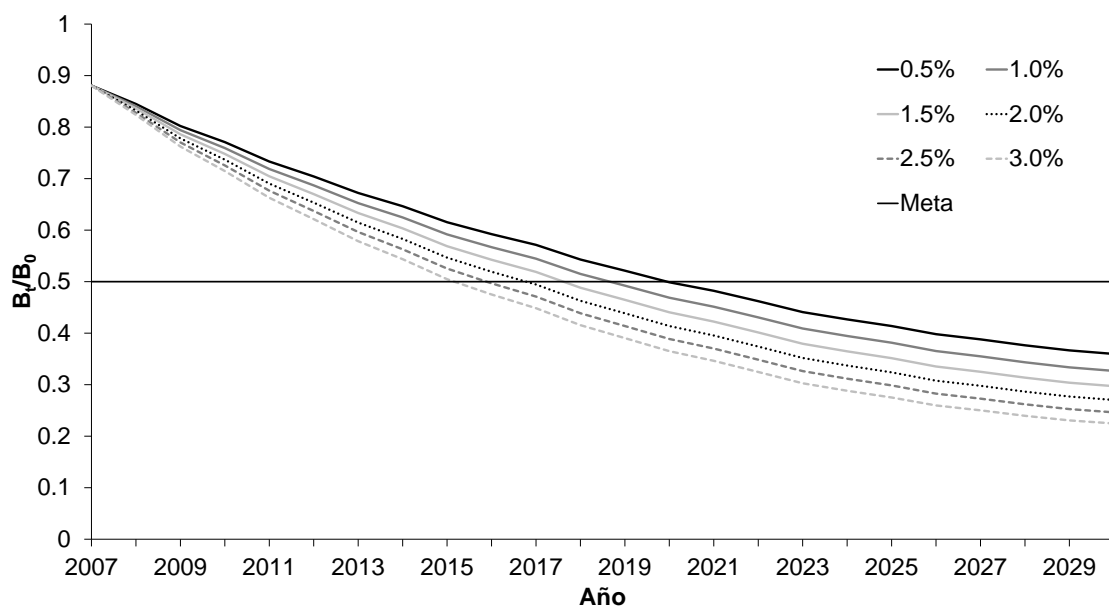


Figura 22. Escenarios simulados para tasas de explotación constantes, asumiendo variabilidad en el reclutamiento y una mortalidad natural de 0.047.

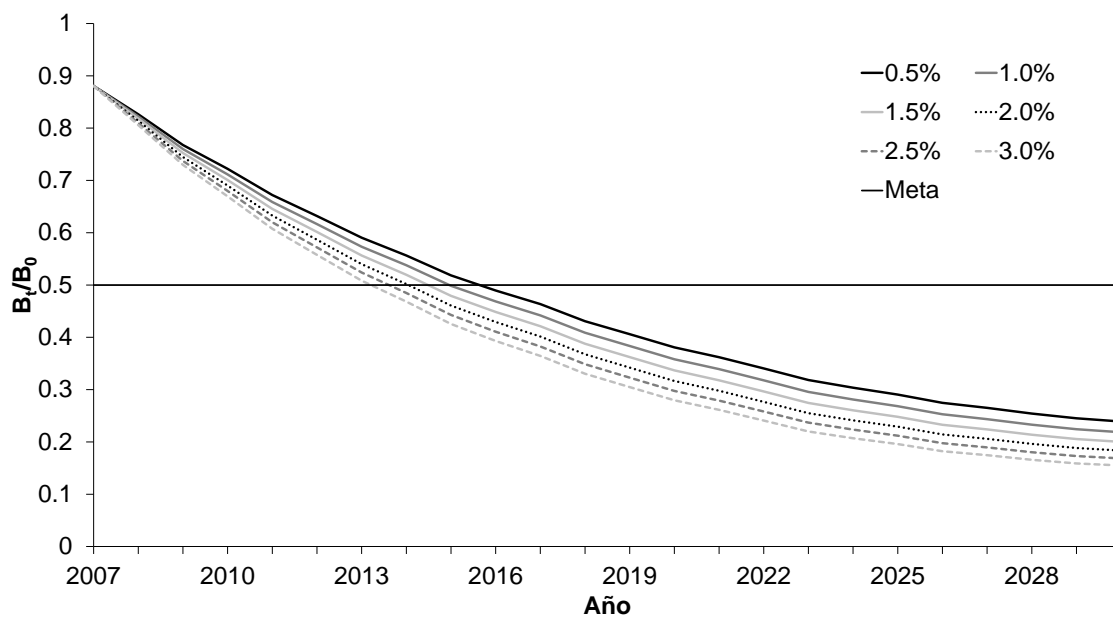


Figura 23. Escenarios simulados para tasas de explotación constantes, asumiendo variabilidad en el reclutamiento y una mortalidad natural de 0.069.

8. DISCUSIÓN

La estructura de tallas y la variabilidad en el crecimiento son dos temas relevantes en la dinámica poblacional de las especies explotadas comercialmente. Ambos son indicadores tempranos de la condición del stock, mostrando los posibles efectos negativos de los cambios en la estructura de la población. La disminución en el tamaño promedio indica una mortalidad por pesca selectiva en los individuos más grandes de la población, lo que reduce la abundancia de reproductores mayores (Hutchings, 2001; Hutchings y Reynolds, 2004). En este estudio, los resultados mostraron que la longitud promedio de la concha cambió significativamente ($p < 0.05$) de 155 mm en el año 2007 a 148 mm en el año 2018. Comparativamente, este estudio reporta los individuos más grandes y pesados (220 mm y 3,258 g, respectivamente) de *P. globosa* en el noroeste del Océano Pacífico mexicano, incluido el Golfo de California (Cruz-Vásquez *et al.*, 2012; Pérez-Valencia y Aragón-Noriega, 2013; Aragón-Noriega *et al.*, 2016; Vega-Collazo, 2018; Luquin-Covarrubias *et al.*, 2020). La relación interanual entre la longitud de la concha y el peso total de las almejas mostró un crecimiento alométrico negativo para *P. globosa* en Bahía Magdalena excepto en los años 2011 y 2016. El crecimiento alométrico negativo indica que el crecimiento en longitud es proporcionalmente mayor que el crecimiento en peso, lo cual es una característica común de esta especie (Aragón-Noriega *et al.*, 2016; Vega-Collazo, 2018).

Este estudio fue apoyado en datos independientes de la pesquería. Un primer objetivo fue definir la extensión del APP de Bahía Magdalena y realizar las estimaciones sobre ésta, en lugar de hacerlo sobre bancos ubicados, porque éstos cambian con el tiempo como resultado de la exploración de nuevas zonas susceptibles a la pesca de almeja de sifón, lo que conduce a variaciones anuales en el área de pesca. De acuerdo con Orensanz *et al.* (2016), la expansión del APP es común en el desarrollo de pesquerías de organismos sedentarios, porque los

buzos pescan en bancos cercanos al puerto, o bancos con altas densidades, incrementando la probabilidad de aplicar un esfuerzo de pesca excesivo en estas zonas y agotarlos secuencialmente. En las poblaciones de *P. globosa* en Bahía Magdalena y el Alto Golfo de California se detectó agotamiento espacial en serie, ya que los pescadores fueron extrayendo organismos de las zonas con alta densidad dentro del polígono autorizado y, cuando se sumaron más áreas autorizadas a lo largo del desarrollo de la pesquería, mantuvieron este comportamiento de extracción. (Amezcuca-Castro *et al.*, 2019; Luquin-Covarrubias *et al.*, 2020). Otro problema asociado a las áreas potenciales de pesca desconocidas es que no se puede dar seguimiento en el tiempo a las estimaciones de abundancia y densidad. Las diferencias entre un año y otro no son comparables, ya que corresponden a áreas variables o bancos diferentes. Por el contrario, cuando el área de pesca es delimitada y conocida, existen ventajas porque tanto la información biológica obtenida de las evaluaciones en campo como las estimaciones de biomasa y densidades, son informativas sobre la condición del stock, principalmente, los resultados calculados en una serie temporal son comparables, lo que permite detectar tendencias sobre un área definida. Este estudio se centra en una reconstrucción histórica del APP y de las cantidades de manejo asociadas para *P. globosa* en Bahía Magdalena.

La pesquería de almeja de sifón en Bahía Magdalena comenzó en 2005, y las estimaciones en este estudio se presentaron a partir de 2007, en este caso, se puede suponer que la población estaba cerca de la condición virgen (B_v). De 2005 a 2008 se asume que la pesquería estaba en su fase de pre-desarrollo; por lo tanto, el esfuerzo de pesca y el número de permisos de pesca eran limitados, además, los pescadores tenían una experiencia reducida para identificar los sifones en el fondo marino, lo que afectaba el número de almejas observadas, incluida la capacidad de manipular el arte de pesca (manguera con chorros de agua a presión). Estas características podrían influir en una incertidumbre de observación con implicaciones directas sobre los cambios en la densidad y su

variabilidad durante 2007-2009. Progresivamente, el esfuerzo de pesca se redistribuyó en más bancos ubicados dentro del APP, reflejando los cambios de densidad en toda el área. Por lo tanto, de 2009 a 2018, la densidad de *P. globosa* en el APP disminuyó aproximadamente en un 55%.

La presente investigación se basa en una cantidad abundante de datos (UM) distribuidos espacialmente en el APP. El monitoreo de campo con el menor número de UM (294) fue en 2013, mientras que el monitoreo con el mayor esfuerzo de muestreo aplicado con 1,061 UM fue en 2010. El promedio de UM por monitoreo en la serie de tiempo analizada fue de 678. La densidad se calculó utilizando cuatro estimadores, cuyas propiedades se basan en supuestos respaldados por distribuciones gaussianas y generalizadas (delta-log normal). Los estimadores no son funciones objetivo como las basadas en la teoría de máxima verosimilitud, por lo tanto, las densidades estimadas no se pudieron evaluar según los criterios respaldados por la teoría de la información (e. g. AIC, BIC, por sus siglas en inglés), simplemente se utilizaron valores cuantitativos como la mínima varianza y los intervalos de confianza para calificar la precisión de la densidad promedio calculada. Aunque los estimadores proporcionaron densidades promedio que variaron dentro de la misma escala de magnitud, el estimador Pennington mostró un rendimiento más alto para estimar la densidad promedio por año, esto se observó en su mínima varianza con efectos en los intervalos de confianza que exhiben una precisión mayor que los estimadores que suponen una distribución gaussiana. Por su parte, kriging permite obtener, adicionalmente, mapas de la disposición geoespacial identificando los parches o bancos de mayor densidad dentro del APP. Por lo anterior, en materia de manejo del recurso, se propone utilizar el estimador geoespacial con el fin de poder dar un seguimiento geoespacial y temporal a la población, así como aplicar un enfoque precautorio con las estimaciones del intervalo inferior de kriging, las cuales serían más conservadoras que las obtenidas por Pennington. Las densidades estimadas en este estudio constituyen índices de abundancia relativa respaldados por datos

independientes de la pesquería (datos de monitoreo de campo), lo que reduce el sesgo, porque involucran técnicas estandarizadas y un diseño de muestreo. Asumiendo que el IAR es proporcional a la abundancia de almeja de sifón (Pennington, 1985; Harley *et al.*, 2001), en este estudio el IAR constituye un conocimiento previo a la temporada de pesca, que brinda información biológica sobre el estado del stock antes de la captura, lo que permite monitorear los efectos de la mortalidad por pesca en la densidad cuando se lleva a cabo el cierre de la temporada. Los cambios en el IAR de pretemporada para la pesquería de almeja de sifón se presentaron de la siguiente manera: de 23 almejas/UM (2009) a 15 almejas/UM (2013), y finalmente de 2014 a 2018 las densidades fueron relativamente estables con valores de 12 almejas/UM.

Las estimaciones de biomasa de pretemporada durante la serie de tiempo analizada cambiaron de 124,000 t (2007) a 33,000 t (2018) en el APP. Estas cantidades son importantes para el manejo de la pesquería de almeja de sifón, ya que la relación B_t/B_0 con un valor de 0.5 proporciona un punto de referencia para ésta pesquería. Así mismo, es importante que la relación se calcule con una estimación de pretemporada utilizando todo el APP. Comparativamente, Amezcua-Castro *et al.* (2019) estimaron los cambios en biomاسas para *P. globosa* en Bahía Magdalena usando datos dependientes de la pesquería, reportando biomاسas menores a las obtenidas en este estudio, esto ocurrió debido a que las estimaciones basadas en un modelo de evaluación del stock (análisis de captura a la talla, CASA, por sus siglas en inglés) integraron información de diferentes áreas, indicando cambios geoespaciales en la asignación del esfuerzo de pesca, por lo tanto, cuando el área de pesca se redujo espacialmente sobre bancos en lugar de extenderse sobre el APP, la captura de almejas fue baja y la evaluación del stock indicó baja abundancia. En contraste, en años posteriores, el incremento de nuevas y diferentes áreas susceptibles a la pesca promovió el aumento en las capturas, resultando en altos valores de biomasa en el mismo análisis. De acuerdo con Hilborn y Walters (1992), los datos dependientes de la pesquería usados para

estimar biomazas e índices de abundancia relativa pueden incluir la variabilidad en el esfuerzo de pesca a lo largo de la temporada, y los resultados pueden estar sesgados porque los pescadores comúnmente se concentran en las áreas con mayores densidades.

En este caso, hay dos perspectivas sobre las biomazas de *P. globosa* en el área de estudio, las referidas a la pretemporada y las estimaciones asociadas a la temporada de pesca. Las discrepancias fueron de la siguiente manera: a) Amezcua-Castro *et al.* (2019) basándose en datos dependientes de la pesquería, estimaron biomazas entre 23,368 t (2005) y 2,216 t (2007), con áreas de pesca de 40.7 km² y 26.4 km², respectivamente. Finalmente, se presentó un periodo con biomazas relativamente estables entre 2008-2014, fluctuando de 16,981 t a 44,391 t entre ese lapso, observando temporalmente un incremento en el área de pesca de 29.5 km² a 119.5 km²; b) las estimaciones de biomasa observadas en el presente estudio fueron calculadas sobre el APP definida (146.3 km²) usando datos independientes de la pesquería, obteniendo una evaluación sobre la condición del stock de *P. globosa* previa a la temporada de pesca. Las biomazas estimadas basadas en datos de pretemporada fueron mayores que las obtenidas desde las capturas, cambiando desde 124,000 t a 43,000 t durante el periodo 2007-2014; adicionalmente, del año 2015 a 2018, las estimaciones de biomasa fueron aparentemente estables alrededor de las 38,000 t.

La estructura de longitud de concha de *P. globosa* en Bahía Magdalena mostró fuertes cambios en biomasa a lo largo de la serie de tiempo para organismos entre 130 y 175 mm LC y, a pesar de que estas longitudes de concha son el objetivo de la pesquería. Además, una baja presión de pesca ocurrió sobre las almejas más pequeñas que 130 mm LC y mayores a 190 mm LC, por lo tanto, las biomazas para estos intervalos de longitud de concha también fueron afectadas negativamente. La mortalidad por pesca afecta la estructura de tallas de la población explotada, y su efecto negativo puede ser medido cuando el promedio

de longitud de concha de la población se reduce progresivamente a lo largo del tiempo (Shin *et al.*, 2005; Cerdaneres-Ladrón de Guevara *et al.*, 2012; Tu *et al.*, 2018). Esta condición fue observada en el stock de almeja de sifón en Bahía Magdalena, la biomasa del intervalo de 175 mm LC exhibió el decremento más notable. El agotamiento insostenible de esta clase de longitud de concha tuvo consecuencias en la biomasa de individuos más pequeños, que también fueron explotados en exceso (*e.g.* 160 mm LC y menores). Si los individuos más grandes y mayores son sobreexplotados, entonces, existe la posibilidad de observar una sobrepesca del reclutamiento, reduciendo la abundancia de reproductores longevos (Hilborn y Walters, 1992; NOAA, 2006). González-Peláez *et al.* (2015a) y Hernández-Muñoz (2017) señalan que *P. globosa* exhibe senescencia negativa, respaldando esta característica en evidencias histológicas, histoquímicas y bioquímicas, indicando que la fecundidad de la especie incrementa con la edad. Además, los reproductores más longevos tienen un mayor éxito reproductivo, produciendo larvas con mejores tasas de supervivencia y crecimiento que denotan un efecto de edad maternal (Berkeley *et al.*, 2004; González-Peláez *et al.*, 2015a). Sloan y Robinson (1984) encontraron que el rendimiento reproductivo de *P. generosa* aumenta cuando las hembras reproductoras son longevas y más grandes.

De acuerdo con Orensanz *et al.* (2014) la almeja de sifón es susceptible a la sobrepesca, como se ha reportado en Canadá y E.U.A. Por lo tanto, la evaluación del stock y el manejo de la pesca deben ser efectivos, utilizando puntos de referencia biológicos para identificar cambios en el estado de la población de almeja de sifón. En términos generales, existen dos categorías de puntos de referencia en pesquerías: los puntos de referencia objetivo (PRO) y los puntos de referencia límite (PRL). Los PRO son considerados indicadores del estatus del stock poblacional óptimo como objetivo de la gestión pesquera, mientras que los PRL hacen referencia a una condición mínima para la sostenibilidad del recurso,

indicando la necesidad de implementar acciones en caso de ser superado (Caddy y Mahon, 1995).

En este estudio, se analizaron datos independientes de la pesquería y se identificó la condición del stock como en sobrepesca o explotado fuera de los límites biológicos seguros. De igual manera, en la zona de estudio, se observó un estado similar del stock de *P. globosa*, basado en un modelo de captura a la talla utilizando datos dependientes de la pesquería (Amezcuca-Castro *et al.*, 2019); su conclusión mostró evidencia de un agotamiento espacial en serie. En consecuencia, las reglas y tácticas de gestión para la pesquería de almeja de sifón deben volver a analizarse e implementar puntos de referencia específicos para identificar al menos tres estados de stock, clasificados como: a) no sujeto a sobrepesca; b) experimentando sobrepesca o explotándose fuera de los límites biológicos seguros; y c) alto riesgo. La interpretación del gráfico de fases de Kobe debe ser un apoyo para la toma de decisiones de los diferentes actores en la pesquería con el fin de evitar una caída dramática en el stock de *P. globosa*, así como para identificar acciones efectivas para mantener la pesquería fuera de la categoría de sobrepesca. Este enfoque debe considerarse como complementario al manejo pesquero de *P. globosa* en aguas mexicanas, basado en tácticas pasivas (Hilborn y Walters, 1992), tales como: talla mínima legal de extracción, tasa de explotación específica, densidad en bancos superior a 0.04 individuos/m² y restricción de las actividades pesqueras exclusivamente sobre bancos identificados (Aragón-Noriega *et al.*, 2012).

El plan de manejo pesquero plantea como estrategia una tasa de explotación constante, es así que, la captura anual corresponde al 1% de los organismos por encima de los 130 mm de longitud de concha en cada polígono (DOF 2012a, 2012b). Lo anterior hace referencia a un planteamiento adoptado de la pesquería de *Panopea generosa* en Canadá, con el objetivo de no extraer más del 50% de la B_v en un lapso de 50 años, periodo para el cual se establece la proyección de la

pesquería (Zhang y Hand, 2006), debido a que dicha especie vive más de 100 años (Sloan y Robinson, 1984). Sin embargo, *P. globosa* presenta variaciones en las edades máximas estimadas en sus diferentes regiones de distribución: 27 años en la zona central del Golfo de California (Cortez-Lucero *et al.*, 2011; Cortez-Lucero, 2013), 34 años en el Alto Golfo de California (Pérez-Valencia y Aragón-Noriega, 2013) y 47 años en Bahía Magdalena, BCS (González-Peláez *et al.*, 2015a). Esto último, justificó que la proyección de la pesquería en el presente estudio, se realizara a un lapso de 23 años, es decir, sobre la vida media de *P. globosa* en Bahía Magdalena, ya que el agotamiento total de la biomasa prístina resultaría en un periodo menor a 50 años en cualquier escenario de manejo. La ausencia del esfuerzo inicial de delimitación del APP conllevó a la falta de un valor que sirviera como punto de referencia límite específico para la pesquería de *P. globosa* en Bahía Magdalena. La estimación de biomasa inicial (B_0) en este trabajo permite valorar objetivamente la estrategia de manejo establecida en el plan de manejo como una tasa de explotación constante. Zhang y Hand (2006) advierten que, si se conoce la condición virgen de *Panopea* o algún valor relativamente cercano a ella, es posible implementar éste tipo de estrategia de manejo, proponiendo un seguimiento de la población con base en un modelo de decaimiento poblacional estructurado por edad. Así, en el presente estudio, se estableció un PRL para *P. globosa* que involucra la biomasa inicial (B_0) y las estimaciones previas a cada temporada de pesca (B_t) para la toma de decisiones, así, la relación B_t/B_0 indicaría el estatus de la biomasa de *P. globosa* en Bahía Magdalena como sigue:

- a) $B_t/B_0 = 0.5$, la biomasa se encuentra en el punto de referencia límite.
- b) $B_t/B_0 > 0.5$, la estrategia de manejo es efectiva y la pesca está permitida.
- c) $B_t/B_0 < 0.5$, la biomasa se encuentra por debajo del punto de referencia límite.

Adicionalmente, sería necesario establecer puntos de referencia umbrales debido a la alta variabilidad de los rasgos poblacionales característicos de este recurso; es así que se plantean los siguientes indicadores:

- d) $B_t/B_0 > 0.65$, la biomasa se encuentra en un estatus óptimo, debido a que presenta un margen positivo con relación al punto de referencia límite. Así mismo, representaría un porcentaje de amortiguamiento respecto a fallas en el reclutamiento, aumento de mortalidad natural o condiciones ambientales desfavorables para el recurso (Hutchings y Reynolds, 2004).
- e) $B_t/B_0 < 0.65$, $B_t/B_0 > 0.5$, la biomasa se acerca al punto de referencia límite y es necesario implementar acciones de recuperación, tales como modificaciones en las tasas de explotación, rotación de subáreas de pesca dentro del APP, periodos de captura específicos (Myers *et al.*, 2000; Caddy y Agnew, 2004; Orensanz *et al.*, 2004; Luquin-Covarrubias *et al.*, 2020).
- f) $B_t/B_0 < 0.5$, $B_t/B_0 > 0.35$, la biomasa se encuentra en una condición crítica, es decir, pudieran observarse efectos adversos tales como la reducción significativa del stock reproductor o un efecto depensatorio explícito, también conocido como efecto Allee, provocando tasas lentas de recuperación como resultado de una baja abundancia poblacional (Hutchings y Reynolds, 2004), implicando la necesidad de medidas tales como reducción significativa de la tasa de explotación o cierres temporales de actividades pesqueras.
- g) $B_t/B_0 < 0.35$, la biomasa se encuentra severamente disminuida; pudiendo provocar un colapso pesquero, como ha sido documentado para otros recursos sobreexplotados, o incluso promover la extinción local del recurso (Karpov *et al.*, 2000; Kirby, 2004; Monte-Luna *et al.*, 2007; Buckley *et al.*, 2019), ya que es conocido que las especies tienen diferentes capacidades de resiliencia para recuperarse después de un agotamiento repentino (Hidalgo *et al.*, 2009).

En este trabajo, se presentan dos proyecciones del modelo de decaimiento poblacional, el valor más bajo de M (0.047) que se empleó, provino de un análisis de estadios gnomónicos resultante de dividir la historia de vida de la especie en unidades del desarrollo biológico (González-Peláez *et al.*, 2015b), mientras que el

valor más alto (0.069) fue estimado con base en un trabajo de marcado-recaptura (González-Peláez, 2013), representando un método más directo. El valor de este rasgo poblacional es menor con respecto a lo referido para *P. globosa* en la región central del Golfo de California, cuya M es de 0.079 (Cortez-Lucero *et al.*, 2011). Los valores reportados para *P. generosa* en British Columbia, Canadá son 0.016 y 0.036 (Zhang y Hand, 2006; Lochead *et al.*, 2012), y en Washington, EUA, la M es de 0.0226 (Valero *et al.*, 2004). Una mortalidad natural más alta para *P. globosa* en Bahía Magdalena nos sugeriría una capacidad de renovación poblacional mayor, sin embargo, este rasgo no se observó en las proyecciones ya que muestran un periodo de sostenibilidad, respecto al punto de referencia límite, que no alcanza los 10 años ($M=0.069$), incluso con la tasa de explotación menor ($E=0.05$). Bajo un enfoque precautorio, la instancia encargada del seguimiento a esta pesquería, el Instituto Nacional de Pesca y Acuicultura, debería aplicar las medidas de recuperación tomando en cuenta las curvas resultantes del modelo que incorporó la M más alta.

9. CONCLUSIONES

- Los valores de la longitud de concha fluctuaron entre 27 y 220 mm, con un promedio de 149 mm, mientras que los valores del peso total oscilaron entre 26 y 3,258 g, con un promedio de 1,286 g.
- La relación longitud de concha vs peso total (2007-2018) de *P. globosa* en Bahía Magdalena presenta un $\alpha = 0.0034$ (IC=0.0030-0.0038, $p < 0.05$) y $\beta = 2.56$ (IC=2.53-2.58, $p < 0.05$); exhibiendo, crecimiento alométrico negativo.
- Durante los 12 años del presente estudio, la densidad cayó aproximadamente un 65%, exhibiendo de 31 almejas/50m² (2007) a 10 almejas/50m² (2018).
- El estimador de Pennington mostró los intervalos de confianza más precisos mientras que el estimador de interpolación tipo kriging permitió obtener la disposición espacial de la variabilidad temporal de la población de *P. globosa* en Bahía Magdalena.
- Se estimó un área potencial de pesca de *P. globosa* en Bahía Magdalena, con una extensión total estimada de 146.3 km².
- Las estimaciones de abundancia mostraron un decremento de alrededor del 66% en los 12 años de estudio, cambiando de aproximadamente 90 millones de almejas en 2007, a cerca de 30.5 millones de almejas en 2018, mientras que las estimaciones de biomasa de pretemporada cambiaron de 124,000 t (2007) a 33,000 t (2018) en el área potencial de pesca.
- El estado actual de la pesquería de *P. globosa* en Bahía Magdalena indica que se encuentra bajo sobrepesca o explotada fuera de los límites biológicos permitidos.
- La abundancia inicial se estimó en 90,027,056 almejas (IC= 73,557,087-106,497,026, $p < 0.05$), representando una biomasa inicial de 125,408 t (IC= 102,465-148,350 t, $p < 0.05$) en el área potencial de pesca para el año 2006.

10. LITERATURA CITADA

Álvarez-Borrego S, Galindo-Bect AG, Chee-Barragan LA. 1975. Características hidroquímicas de Bahía Magdalena. *Cienc. Mar.* 2:94–110.

Amezcuca-Castro S, Morales-Bojórquez E, Arreguín-Sánchez F, Luquin-Covarrubias MA, García-Borbón JA. 2019. Effects of serial depletion on the fishery management of geoduck *Panopea globosa*. *J. Shellfish Res.* 38(3):543–556.

Andersen AM. 1971. Spawning, growth and spatial distribution of the geoduck clam, *Panopea generosa* Gould, in Hood Canal, Washington. Tesis (Doctorado en Filosofía). University of Washington, EUA.

Aragón-Noriega EA. 2015. Size at maturity of the Cortes geoduck, *Panopea globosa*, in two locations of the Gulf of California. *Hidrobiológica.* 25(2):257–263.

Aragón-Noriega EA, Alcántara-Razo E, Calderon-Aguilera LE, Sánchez-Fourcade R. 2012. Status of geoduck clam fisheries in Mexico. *J. Shellfish Res.* 31(3):733–738.

Aragón-Noriega EA, Calderon-Aguilera LE, Alcántara-Razo E, Mendivil-Mendoza JE. 2016. Spatial distribution, density and population structure of the Cortes geoduck, *Panopea globosa* in the Central Gulf of California. *Rev. Biol. Mar. Oceanogr.* 51(1):1–10.

Arcos-Ortega FG, León-Hing SJS, Rodríguez-Jaramillo C, Burgos-Aceves MA, Giffard-Mena I, García-Esquivel Z. 2015. Biochemical and histochemical changes associated with gonad development of the Cortez geoduck, *Panopea globosa* (Dall 1898), from the Gulf of California, Mexico. *J. Shellfish Res.* 34(1):71–80.

Arrizabalaga H, Murua H, Majkowski J. 2012. Global status of tuna stocks. *Rev. Investig. Mar.* 19(8):645–676.

Bellier E, Planque B, Petitgas P. 2007. Historical fluctuations in spawning location of anchovy (*Engraulis encrasicolus*) and sardine (*Sardina pilchardus*) in the Bay of Biscay during 1967-73 and 2000-2004. *Fish. Oceanogr.* 16(1):1–15.

Berkeley SA, Chapman C, Sogard SM. 2004. Maternal age as a determinant of larval growth and survival in a marine fish, *Sebastes melanops*. *Ecology.* 85(5):1258–1264.

Boer RJ. 2018. Modeling population dynamics: a graphical approach. En: Theoretical Biology & Bioinformatics, Utrecht University. Utrecht University. p. 191.

Bradbury A, Sizemore B, Rothaus D, Ulrich M. 2000. Stock assessment of subtidal geoduck clams (*Panopea abrupta*) in Washington. p. 59.

Brand AR. 2006. Scallop ecology: distributions and behaviour. En: Shumway SE, Parsons GJ, editores. Scallops: biology, ecology and aquaculture. Vol. 35. Amsterdam, Netherlands: Elsevier B.V. p. 651–744.

Brand AR. 2016. Scallop ecology: distributions and behaviour. En: Shumway SE, Parsons GJ, editores. Scallops: biology, ecology, aquaculture, and fisheries. Amsterdam, Netherlands: Elsevier. p. 469–533.

Buckley SM, McClanahan TR, Quintana Morales EM, Mwakha V, Nyanapah J, Otwoma LM, Pandolfi JM. 2019. Identifying species threatened with local extinction in tropical reef fisheries using historical reconstruction of species occurrence. PLoS One. 14(2):e0211224.

Buckley SM, Thurstan RH, Tobin A, Pandolfi JM. 2017. Historical spatial reconstruction of a spawning-aggregation fishery. Conserv. Biol. 31(6):1322–1332.

Burnham KP, Anderson DR, Laake JL. 1980. Estimation of density from line transect sampling of biological populations. Wildl. Monogr. 72:3–202.

Caddy JF, Agnew DJ. 2004. An overview of recent global experience with recovery plans for depleted marine resources and suggested guidelines for recovery planning. Rev. Fish. Biol. Fish. 14(1):43–112.

Caddy JF, Mahon R. 1995. Reference points for fisheries management. FAO Fisheries Technical Paper. p. 83.

Calderon-Aguilera LE, Aragón-Noriega EA, Morales-Bojórquez E, Alcántara-Razo E, Chávez-Villalba J. 2014. Reproductive cycle of the geoduck clam *Panopea generosa* at its southernmost distribution limit. Mar. Biol. Res. 10(1):61–72.

Carvalho F, Lee HH, Piner KR, Kapur M, Clarke SC. 2018. Can the status of pelagic shark populations be determined using simple fishery indicators? Biol. Conserv. 228:195–204.

Cerdenares-Ladrón de Guevara G, Morales-Bojórquez E, Ramos-Carrillo S, González-Medina G. 2012. Variation in relative abundance and mean size of the sailfish *Istiophorus platypterus* caught by the artisanal fleet in the Gulf of Tehuantepec, Mexico. Cienc. Mar. 38(3):551–562.

Cochran WG. 1977. Sampling Techniques. New York, NY: Wiley. p. 428.

Cortez-Lucero G. 2013. Ecología, biología y pesquería de almeja de sifón *Panopea globosa* en la región central del Golfo de California. Tesis (Doctorado en Ciencias). Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste. La Paz, Baja California Sur. México.

Cortez-Lucero G, Arreola-Lizárraga JA, Chávez-Villalba J, Aragón-Noriega EA. 2011. Edad, crecimiento y mortalidad de la almeja de sifón, *Panopea globosa* (Bivalvia: Hiatellidae) en la región central del Golfo de California, México. Rev. Biol. Mar. Oceanogr. 46(3):453–462.

Cressie N. 1993. Statistics for spatial data. New York, NY: Wiley. p. 900.

Cruz-Vásquez R, Rodríguez-Domínguez G, Alcántara-Razo E, Aragón-Noriega EA. 2012. Estimation of individual growth parameters of the Cortes geoduck *Panopea globosa* from the Central Gulf of California using a multimodel approach. J. Shellfish Res. 31(3):725–732.

del Monte-Luna P, Lluch-Belda D, Serviere-Zaragoza E, Carmona R, Reyes-Bonilla H, Auriolles-Gamboa D, Castro-Aguirre JL, Prío SAG Del, Trujillo-Millán O, Brook BW. 2007. Marine extinctions revisited. Fish. Fish. 8:107–122.

DOF. 2012a. Plan de manejo para la pesquería de almeja generosa (*Panopea spp.*) en las costas de Baja California, México. México.

DOF. 2012b. Plan de manejo para la pesquería de almeja generosa (*Panopea globosa*) en las costas de Sonora, México. México.

Folmer O, Pennington M. 2000. A statistical evaluation of the design and precision of the shrimp trawl survey off West Greenland. Fish. Res. 49:165–178.

González-Peláez SS. 2013. Almeja generosa de Bahía Magdalena: dinámica poblacional y consideraciones para el manejo. Tesis (Doctorado en Ciencias). Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste. La Paz, Baja California Sur. México.

González-Peláez SS, Leyva-Valencia I, Pérez-Valencia SA, Lluch-Cota DB. 2013. Distribution limits of the geoduck clams *Panopea generosa* and *P. globosa* on the Pacific coast of Mexico. Malacologia. 56(2):85–94.

González-Peláez SS, Morales-Bojórquez E, Lluch-Cota DB, Lluch-Cota SE, Bautista-Romero JJ. 2015a. Modeling geoduck growth: multimodel inference in *Panopea globosa* from the Southwestern Baja California Peninsula, Mexico. J. Shellfish Res. 34(1):101–112.

González-Peláez SS, Morales-Bojórquez E, Lluch-Cota DB, Bautista-Romero JJ. 2015b. Application of a gnomonic model to estimate the life span and natural mortality in *Panopea globosa*. J. Shellfish Res. 34(1):113–118.

Harley SJ, Myers RA, Dunn A. 2001. Is catch-per-unit-effort proportional to abundance? Can. J. Fish. Aquat. Sci. 58(9):1760–1772.

Hernández-Muñoz AT. 2017. Valoración de la senescencia negativa como estrategia reproductiva presente en las poblaciones de *Panopea globosa*. Tesis (Maestría en Ciencias). Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste, La Paz, Baja California Sur. México.

Hidalgo-de-La-Toba JA, Morales-Bojórquez E, González-Peláez SS, Bautista-Romero JJ, Lluch-Cota DB. 2018. Modeling the temporal periodicity of growth increments based on harmonic functions. PLoS One. 13(4):e0196189.

Hidalgo M, Massutí E, Guijarro B, Moranta J, Ciannelli L, Lloret J, Oliver P, Stenseth NC. 2009. Population effects and changes in life history traits in relation to phase transitions induced by long-term fishery harvesting: European hake (*Merluccius merluccius*) off the Balearic Islands. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 66:1355–1370.

Hijmans RJ. 2020. Raster: geographic data analysis and modeling R package. <https://cran.r-project.org/package=raster>.

Hilborn R. 2001. Calculation of biomass trend, exploitation rate, and surplus production from survey and catch data. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 58(3):579–584.

Hilborn R, Walters CJ. 1992. Quantitative fisheries stock assessment. Choice, dynamics and uncertainty. London: Chapman and Hall. p. 570.

Hutchings JA. 2001. Influence of population decline, fishing, and spawner variability on the recovery of marine fishes. J. Fish. Biol. 59(SUPPL. A):306–322.

Hutchings JA, Reynolds JD. 2004. Marine fish population collapses: consequences for recovery and extinction risk. Bioscience. 54(4):297–309.

Kappenman RF. 1999. Trawl survey based abundance estimation using data sets with unusually large catches. ICES J. Mar. Sci. 56(1):28–35.

Karpov K a, Haaker PL, Taniguchi IK, Rogers-Bennett L. 2000. Serial depletion and the collapse of the California abalone (*Haliotis spp.*) fishery. En: Campbell A, editor. Workshop on rebuilding abalone stocks in British Columbia. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci. p. 11–24.

Kirby MX. 2004. Fishing down the coast: historical expansion and collapse of oyster fisheries along continental margins. *Proc. Natl. Acad. Sci. USA*. 101(35):13096–13099.

Leyva-Valencia I, Cruz-Hernández P, Álvarez-Castañeda ST, Rojas-Posadas DI, Correa-Ramírez MM, Vadopalas B, Lluch-Cota DB. 2015. Phylogeny and phylogeography of the geoduck *Panopea* (Bivalvia: Hiatellidae). *J. Shellfish Res.* 34(11):11–20.

Lima M. 1995. Regulación poblacional, denso-dependencia y métodos para su detección en series de tiempo. *Rev. Chil. Hist. Nat.* 68:251–269.

Lochead J, Zhang Z, Hand C. 2012. The impact of increased accuracy in geoduck (*Panopea generosa*) age determination on recommended exploitation rates. *J. Shellfish Res.* 31(4):969–976.

Luquin-Covarrubias MA, Morales-Bojórquez E, García-Borbón JA, Amezcua-Castro S, Pérez-Valencia SA, Larios-Castro E. 2020. Evidence of overfishing of geoduck clam *Panopea globosa* from a length-based stock assessment approach. *PeerJ*. 8:e9069.

Luquin-Covarrubias MA, Morales-Bojórquez E, González-Peláez SS, Hidalgo-De-La-Toba J ángel, Lluch-Cota DB. 2016a. Modeling of Growth Depensation of Geoduck Clam *Panopea globosa* Based on a Multimodel Inference Approach. *J. Shellfish Res.* 35:379–387.

Luquin-Covarrubias MA, Morales-Bojórquez E, González-Peláez SS, Lluch-Cota DB. 2016b. Joint likelihood function based on multinomial and normal distributions for analyzing the phenotypic growth variability of geoduck clam *Panopea globosa*. *Cal. Coop. Ocean. Fish. Invest. Rep.* 57:151–162.

Madrid-Vera J, Amezcua F, Morales-Bojórquez E. 2007. An assessment approach to estimate biomass of fish communities from bycatch data in a tropical shrimp-trawl fishery. *Fish. Res.* 83(1):81–89.

Martell S, Froese R. 2013. A simple method for estimating MSY from catch and resilience. *Fish Fish.* 14:504–514.

Maunder MN, Aires-da-Silva A. 2011. Evaluation of the Kobe Plot and strategy matrix and their application to tuna in the EPO. DOCUMENT SAC-02-11.

McConnaughey RA, Conquest LL. 1993. Trawl survey estimation using a comparative approach based on log-normal theory. *Fish. Bull.* 91:107–118.

Morrison, D.F. 1990. *Multivariate Statistical Methods*. McGraw-Hill, Singapore.

Munguia-Vega A, Leyva-Valencia I, Lluch-Cota DB, Cruz-Hernandez P. 2015. Genetic structure of the Cortes geoduck *Panopea globosa* Dall, 1898, from the Mexican northwest. *J. Shellfish Res.* 34(1):153–161.

Myers RA, Fuller SD, Kehler DG. 2000. A fisheries management strategy robust to ignorance: rotational harvest in the presence of indirect fishing mortality. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 57(12):2357–2362.

Nelson GA. 2019. Fishmethods: fishery science methods and models. R Proj. <https://cran.r-project.org/package=fishmethods>.

NOAA. 2006. NOAA fisheries glossary. NOAA Tech Memo NMFS-F/SPO-69. Silver Spring, MD.

Orensanz JM, Hand CM, Parma AM, Valero J, Hilborn R. 2004. Precaution in the harvest of Methuselah's clams - the difficulty of getting timely feedback from slow-paced dynamics. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 61:1355–1372.

Orensanz JM, Parma AM, Smith SJ. 2016. Dynamics, assessment, and management of exploited natural scallop populations. En: Shumway SE, Parsons GJ, editores. *Scallops: biology, ecology, aquaculture, and fisheries*. Vol. 40. Amsterdam, Netherlands: Elsevier B.V. p. 611–695.

Ortiz M, Legault CM, Ehrhardt NM. 2000. An alternative method for estimating bycatch from the U.S. shrimp trawl fishery in the Gulf of Mexico, 1972-1995. *Fish. Bull.* 98(3):583–599.

Pennington M. 1983. Efficient estimators of abundance, for fish and plankton surveys. *Biometrics.* 39(1):281–286.

Pennington M. 1985. Estimating the relative abundance of fish from a series of trawl surveys. *Biometrics.* 41(1):197–202.

Pennington M. 1996. Estimating the mean and variance from highly skewed marine data. *Fish. Bull.* 94(3):498–505.

Pérez-Valencia SA, Aragón-Noriega EA. 2013. Age and growth of the Cortes geoduck *Panopea globosa* (Dall, 1898) in the upper Gulf of California. *Indian. J. Geo-Mar. Sci.* 42(2):201–205.

Petitgas P, Woillez M, Rivoirard J, Renard D, Bez N. 2017. Handbook of geostatistics in R for fisheries and marine ecology. ICES Cooperative Research Report. p. 177.

Quinn TJ, Deriso RB. 1999. Quantitative fish dynamics. New York, NY: Oxford University Press. p. 560.

R Core Team. 2017. R: a language and environment for statistical computing. <https://www.r-project.org/>.

Rago PJ. 2005. Fishery independent sampling: survey techniques and data analyses. En: Musick JA, Bonfil R, editores. Management techniques for elasmobranch fisheries. Rome, Italy: FAO. p. 201–215.

Ramírez-Félix EA, Márquez-Farías JF, Massó-Rojas JA, Vázquez-Solórzano E, Castillo-Vargasmachuca SG. 2012. La pesca de almeja *Panopea spp.* en el noroeste de México. Cienc. Pesq. 20(2):57–66.

Renard D, Bez N, Beucher H, Ors F, Freulon X. 2019. RGeostats: The Geostatistical R Package. Version 11.2.9. <http://cg.ensmp.fr/rgeostats>.

Rivoirard J, Simmonds J, Foote KG, Fernandez P, Bez N. 2000. Geostatistics for estimating fish abundance. Osney Mead, Oxford: Blackwell Science. p. 206.

Rocha-Olivares A, Calderon-Aguilera LE, Aragón-Noriega EA, Saavedra-Sotelo NC, Moreno-Rivera VM. 2010. Genetic and morphological variation of Northeast Pacific *Panopea* clams: evolutionary implications. J. Shellfish Res. 29(2):327–335.

Sadovy de Mitcheson Y, Colin PL. 2012. Reef fish spawning aggregations: biology, research and management. London, NY: Springer. p. 621.

Sánchez A, Choumiline E, López-Ortiz BE, Aguíñiga S, Sánchez-Vargas L, Romero-Guadarrama A, Rodríguez-Meza D. 2010. Patrón de transporte de sedimento en Bahía Magdalena, Baja California Sur, México, inferido del análisis de tendencias granulométricas. Lat. Am. J. Aquat. Res. 38(2):167–177.

Shin YJ, Rochet MJ, Jennings S, Field JG, Gislason H. 2005. Using size-based indicators to evaluate the ecosystem effects of fishing. ICES J. Mar. Sci. 62(3):384–396.

Sloan NA, Robinson MC. 1984. Age and gonad development in the geoduck clam *Panopea abrupta* (Conrad) from southern British Columbia, Canada. J. Shellfish Res. 4:131–137.

Tu CY, Chen KT, Hsieh CH. 2018. Fishing and temperature effects on the size structure of exploited fish stocks. Sci. Rep. 8(1):1–10.

Tukey JM. 1971. Exploratory data analysis. Reading, MA: Addison-Wesley. p. 431.

Valero JL, Hand C, Orensanz JM, Parma AM, Armstrong D, Hilborn R. 2004. Geoduck (*Panopea abrupta*) recruitment in the Pacific Northwest: long-term changes in relation to climate. Cal. Coop. Ocean. Fish. Invest. Rep. 45:80–86.

Vega-Collazo KD. 2018. Análisis del crecimiento individual de dos poblaciones de almeja generosa *Panopea globosa* (Dall,1898) en la región norte del Golfo de California. Tesis (Licenciatura en Biología Marina). Universidad Autónoma de Baja California Sur, La Paz, Baja California Sur, México.

Zaitsev O, Sánchez-Montante O, Saldivar-Reyes M. 2010. Variaciones estacionales de la estructura termohalina en el sistema lagunar de Bahía Magdalena-Bahía Almejas y el mar adyacente. Cienc. Mar. 36(4):413–432.

Zar JH. 1996. Biostatistical Analysis. 3rd ed. New Jersey: Prentice Hall. p. 662.

Zar JH. 1999. Biostatistical Analysis. 4th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall. p. 663.

Zhang Z, Hand C. 2006. Recruitment patterns and precautionary exploitation rates for geoduck (*Panopea abrupta*) populations in British Columbia. J. Shellfish Res. 25(2):445–453.