



INSTITUTO POLITÉCNICO NACIONAL
CENTRO INTERDISCIPLINARIO DE CIENCIAS
MARINAS



EVALUACIÓN DE TRES MÉTODOS PARA
ESTIMACIÓN DEL CRECIMIENTO BASADOS EN
EL ANÁLISIS DE DISTRIBUCIONES DE
FRECUENCIAS DE LONGITUDES

T E S I S

QUE PARA OBTENER EL GRADO DE

MAESTRA EN CIENCIAS

CON ESPECIALIDAD EN MANEJO DE
RECURSOS MARINOS

P R E S E N T A

Biol. Gabriela Galindo Cortes

La Paz, B. C. S., México. Noviembre de 2005



INSTITUTO POLITECNICO NACIONAL
SECRETARÍA DE INVESTIGACIÓN Y POSGRADO
ACTA DE REVISION DE TESIS

En la Ciudad de La Paz, B.C.S., siendo las 10:00 horas del día 27 del mes de Septiembre del 2005 se reunieron los miembros de la Comisión Revisora de Tesis designada por el Colegio de Profesores de Estudios de Posgrado e Investigación de CICIMAR para examinar la tesis de grado titulada:

"EVALUACIÓN DE TRES MÉTODOS PARA ESTIMACIÓN DEL CRECIMIENTO
BASADO EN EL ANÁLISIS DE DISTRIBUCIONES DE FRECUENCIA DE LONGITUDES"

Presentada por el alumno:

GALINDO
Apellido paterno

CORTES
materno

GABRIELA
nombre(s)

Con registro:

A	0	3	0	4	0	4
---	---	---	---	---	---	---

Aspirante al grado de:

MAESTRA EN CIENCIAS CON ESPECIALIDAD EN MANEJO DE RECURSOS MARINOS

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

LA COMISION REVISORA

Director de tesis
PRIMER VOCAL

DR. FRANCISCO ARREGUÍN SÁNCHEZ

PRESIDENTE

DR. VÍCTOR MANUEL GÓMEZ MUÑOZ

SECRETARIO

DR. AGUSTÍN HERNÁNDEZ HERRERA

SEGUNDO VOCAL

DR. ISAÍAS H. SALGADO UGARTE

TERCER VOCAL

MC. PEDRO SIERRA RODRÍGUEZ

EL PRESIDENTE DEL COLEGIO

DR. RAFAEL CERVANTES CUARTE
I. P. N.
COMITÉ INTERDISCIPLINARIO
DE CIENCIAS MARINAS





**INSTITUTO POLITECNICO NACIONAL
SECRETARÍA DE INVESTIGACIÓN Y POSGRADO**

CARTA CESIÓN DE DERECHOS

En la Ciudad de La Paz, B.C.S., el día 19 del mes Octubre del año 2005, el (la) que suscribe GABRIELA GALINDO CORTES alumno(a) del Programa de MAESTRÍA EN CIENCIAS CON ESPECIALIDAD EN MANEJO DE RECURSOS MARINOS con número de registro A030404 adscrito al CENTRO INTERDISCIPLINARIO DE CIENCIAS MARINAS manifiesta que es autor (a) intelectual del presente trabajo de tesis, bajo la dirección de: DR. FRANCISCO ARREGUÍN SÁNCHEZ y cede los derechos del trabajo titulado: "EVALUACIÓN DE TRES MÉTODOS PARA ESTIMACIÓN DEL CRECIMIENTO BASADO EN EL ANÁLISIS DE DISTRIBUCIONES DE FRECUENCIA DE LONGITUDES" al Instituto Politécnico Nacional, para su difusión con fines académicos y de investigación.

Los usuarios de la información no deben reproducir el contenido textual, gráficas o datos del trabajo sin el permiso expreso del autor y/o director del trabajo. Este puede ser obtenido escribiendo a la siguiente dirección: ggalindoc@ipn.mx

Si el permiso se otorga, el usuario deberá dar el agradecimiento correspondiente y citar la fuente del mismo.

Gabriela Galindo C.
GABRIELA GALINDO CORTES
nombre y firma

DEDICATORIAS

A mi madre, María de los Ángeles y mis hermanos, Roxana, Arturo y Antonio, mi cuñado Roberto y mis maravillosos sobrinos: Ísis, Carlos y Beto. Por continuar apoyando mis sueños, por la confianza en esta cabecita loca que llevo con gran orgullo. No ha sido nada fácil sobrellevar la distancia que al parecer cada vez se hace más grande, lo mismo que mi amor, admiración y agradecimiento infinito que llevo conmigo doquiera que me encuentre.

A mis raíces maternas, familia Cortes-Benitez por enseñarme con el ejemplo que nunca hay que dejar de luchar aún en las peores circunstancias.

A mis más añejas amistades de la preparatoria: Javier, Luís, Iván, Karla V. y Karla A., por 'estar sin estar', sustituyendo el contacto diario por un profundo lazo de amistad al que basta jalarlo un poco para que aparezca y nos recuerde que a pesar de la distancia, la confianza y el cariño forjado se fortalece día a día.

A mis entrañables amigas de la universidad: Argelia, Blanca, Angélica, Janeth, Erika G., Jimena, Araceli y Raquel, por la maravillosa etapa que pasamos juntas, por estar conmigo en las buenas y en sobretodo en las malas. Así como a sus respectivas familias, por abrirme las puertas de su casa y considerarme como una hija más.

A mis súper amigas Erika C., Tania H., Marcela Z., Carolina D., y Mari-Jose por la compañía, por todos los buenos momentos, por los consejos, regaños y desagradables bromas que fui objeto, en pocas palabras por ser el sustituto de mi familia. Gracias chicas, conocerlas es sin duda de lo mejor que me ha pasado.

A Germancito por permitirme conocerte y porque siempre encuentras la manera de hacerme reír. Gracias por ser ante todo un gran amigo y recorrer juntos este difícil camino. Mi amor y admiración para ti.

A mis compañeros de CICIMAR que convivieron conmigo e hicieron con su compañía que La Paz fuese un lugar amigable e inolvidable.

MIS MEJORES DESEOS PARA TODOS USTEDES

AGRADECIMIENTOS

A los miembros de mi comité revisor:

Dr. Francisco Arreguín Sánchez por transmitirme la idea central para desarrollar el método NHLCA. Por la atención, confianza y amistad brindada durante el desarrollo de la tesis. Espero no haberlo desesperado demasiado, ¿o sí?

M. en C. Pedro Sierra Rodríguez por la paciencia que tuviste para 'enseñarme a pensar' y el tiempo que invertiste en las sesiones de programación, tu ayuda fue determinante en el desarrollo de este trabajo. Mil gracias por la confianza y amistad.

Dr. Isaías H. Salgado Ugarte por continuar apoyándome a pesar de la distancia, por la confianza y amistad que me has brindado desde siempre.

Dr. Agustín Hernández Herrera y Dr. Víctor M. Gómez Muñoz por enriquecer este trabajo con sus atinadas sugerencias.

Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACyT) por la beca económica otorgada con registro 176093, para la realización integral de este trabajo.

Al Centro Interdisciplinario de Ciencias Marinas por el apoyo económico brindado a través del Programa Institucional de Formación de Investigadores del Instituto Politécnico Nacional con los proyectos:

- Ecología del calamar gigante (*Dosidicus gigas*) en la región central del Golfo de California. IPN-CGPI (2003). Clave: 20031529. Director: Dr. Agustín Hernández Herrera.
- Áreas marinas protegidas como estrategia para el manejo de pesquerías sustentables. IPN-CGPI (2004). Clave: 20040641. Director: Dr. Francisco Arreguín Sánchez.

Así como a los proyectos en convenio:

➤ Pesca exploratoria de cangrejos *Cancer johngarthi*, *Cancer anthony*, *Maiopsis panamensis*, *Mursia gaudichaudii* y langostilla *Pleuroncodes planipes* en la costa occidental de Baja California Sur, México. Bajo convenio con la empresa Acuaproductos Baja, S. A. de C. V. Centro Interdisciplinario de Ciencias Marinas del IPN. Director: Dr. Francisco Arreguín Sánchez.

➤ Impacto de la pesca de arrastre de camarón sobre los ecosistemas del Golfo de California: Manejo de pesquerías, salud del ecosistema y conservación de la biodiversidad. SEMARNAT-CONACyT. Clave: 2002-C01-1231. Director: Dr. Francisco Arreguín Sánchez.

A los investigadores que facilitaron las bases de datos para la elaboración de la tesis: Dr. Francisco Arreguín Sánchez, Dr. Agustín Hernández Herrera, Dr. Isaías H. Salgado Ugarte y Dr. Casimiro Quiñónez Velázquez.

A los investigadores del CICIMAR que contribuyeron en mi formación a través de las clases impartidas.

Al personal administrativo, de biblioteca y de cómputo del CICIMAR por las facilidades brindadas en la realización del posgrado.

ÍNDICE

ÍNDICE	i
GLOSARIO DE TÉRMINOS Y SÍMBOLOS	iv
LISTA DE FIGURAS	vi
LISTA DE TABLAS	ix
RESUMEN	x
ABSTRACT	xi
1. INTRODUCCIÓN	1
2. ANTECEDENTES	4
2.1. MÉTODOS INDIRECTOS UTILIZADOS PARA LA ESTIMACIÓN DEL CRECIMIENTO	4
2.2. ANÁLISIS DE LA DISTRIBUCIÓN DE TALLAS PREVIO A LA ESTIMACIÓN DEL CRECIMIENTO	8
3. HIPÓTESIS y OBJETIVOS	11
3.1. HIPÓTESIS	11
3.2. OBJETIVO GENERAL	11
3.3. OBJETIVOS PARTICULARES	11
4. MATERIAL y MÉTODOS	12
4.1. BASES DE DATOS	12
4.1.1. Distribuciones de frecuencias de longitud simuladas	12
4.1.2. Distribuciones de frecuencias de longitud reales de especies con estrategias de vida diferentes	13
a. Camarón azul <i>Litopenaeus stylirostris</i>	13
b. Sardina monterrey <i>Sardinops caeruleus</i>	13
c. Bagre estuarino <i>Cathorops melanopus</i>	14

ÍNDICE (Continuación)

d. Calamar gigante <i>Dosidicus gigas</i>	14
e. Cangrejo rojo <i>Cancer johngarthi</i>	14
4.2. ANÁLISIS DE DATOS	15
4.2.1. El modelo: Función de Crecimiento de von Bertalanffy	15
4.2.2. Métodos de estimación del modelo	17
4.2.2.1. Electronic Length Frequency Analysis I (ELEFAN I)	18
4.2.2.2. New Shepherd's Length Composition Analysis (NSLCA).	22
4.2.2.3. New Hybrid Length Composition Analysis (NHLCA)	28
4.2.3. Análisis de la distribución de las tallas: Estimadores de densidad por kernel	30
4.2.3.1. Elección del tamaño de intervalo óptimo	32
5. RESULTADOS	35
5.1. DISTRIBUCIONES DE FRECUENCIAS DE LONGITUD SIMULADAS	35
5.1.1. Sin selectividad, todos los grupos de tallas representados	36
5.1.2. Con selectividad sobre algún grupo de tallas	40
5.2. DISTRIBUCIONES DE FRECUENCIAS DE LONGITUD REALES DE ESPECIES CON ESTRATEGIAS DE VIDA DIFERENTES	51
a. Camarón azul <i>Litopenaeus stylirostris</i>	51
b. Sardina monterrey <i>Sardinops caeruleus</i>	56
c. Bagre estuarino <i>Cathorops melanopus</i>	60
d. Calamar gigante <i>Dosidicus gigas</i>	65
e. Cangrejo rojo <i>Cancer johngarthi</i>	70

ÍNDICE (Continuación)

6. DISCUSIÓN	78
6.1. DISTRIBUCIONES DE FRECUENCIAS DE LONGITUD SIMULADAS	79
6.1.1. Sin selectividad, todos los grupos de tallas representados	81
6.1.2. Con selectividad sobre algún grupo de tallas	82
6.2. DISTRIBUCIONES DE FRECUENCIAS DE LONGITUD REALES DE ESPECIES CON ESTRATEGIAS DE VIDA DIFERENTES.....	86
a. Camarón azul <i>Litopenaeus stylirostris</i>	86
b. Sardina monterrey <i>Sardinops caeruleus</i>	87
c. Bagre estuarino <i>Cathorops melanopus</i>	94
d. Calamar gigante <i>Dosidicus gigas</i>	99
e. Cangrejo rojo <i>Cancer johngarhi</i>	104
6.3. ANÁLISIS COMPARATIVO DE LAS DISTRIBUCIONES DE FRECUENCIA DE LONGITUD UTILIZADAS	106
7. CONCLUSIONES	110
8. RECOMENDACIONES	112
9. LITERATURA CITADA	113
10. ANEXOS	124
I. Simulación de las distribuciones de frecuencias de longitudes	124
II. Resumen de las bases de datos utilizadas en los análisis	130
III. Resumen de los resultados de la prueba de Silverman	133

GLOSARIO DE TÉRMINOS Y SÍMBOLOS

Algoritmo: Conjunto ordenado y finito de operaciones que permite hallar la solución de un problema.

Crecimiento: Cambio en el tiempo de la masa corporal de un organismo. Es el resultado neto de dos procesos con tendencia opuesta; uno incrementando la masa corporal y otra decreciéndola.

DFL: distribuciones de frecuencias de longitudes.

ELEFAN I: Electronic length frequency analysis I.

EDK: estimador de densidad por kernel.

FCVB: Función de crecimiento de von Bertalanffy. Describe el crecimiento en longitud o peso de un organismo en función de su edad.

FISAT: FAO-ICLARM stock assessment tools.

K: Coeficiente de crecimiento. Parámetro de la FCVB.

$K_{pm\acute{a}x}$: Valor de K al puntaje máximo.

T_{max} : Estimado de la longevidad, edad máxima.

L_{∞} : Longitud asintótica. Parámetro de la FCVB.

NHLCA: New hybrid length composition analysis.

NSLCA: New Shepherd's length composition analysis.

Puntaje máximo: Máximo valor alcanzado por un ajuste en las distribuciones de tallas dentro de un intervalo de búsqueda de parámetros de la FCVB. La combinación de parámetros de la FCVB que alcanza este valor es considerada como la más probable para la distribución de tallas analizada.

Rn: Función de puntaje de ELEFAN I.

Rs: Función de puntaje de NHLCA.

S: Función de puntaje de NSLCA usada en el contexto del presente trabajo para diferenciarla de la función de puntaje de SLCA. Ver abajo.

SLCA: Shepherd's length composition analysis.

$S_{m\acute{a}x}$: Función de puntaje de SLCA y de NSLCA.

t_0 : Edad teórica de un organismo a la cual tiene longitud cero. Parámetro de la FCVB. Origen de la curva de crecimiento.

Valores reales: parámetros de la FCVB utilizados para generar una DFL simulada. Específicamente son referidos como L_{∞_real} , $K_{_real}$ y t_{0_real} .

ϕ' : Índice del desempeño del crecimiento en longitud.

LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1. Frecuencias de tallas típicas observadas en diferentes tipos de pesquerías. A: Pesquerías altamente selectivas, una sola moda en la misma posición; B: Pesquerías de especies con ciclo de vida corto con un pulso anual de reclutamiento; C: Pesquerías de especies con vida más larga con varias modas claras y se destacan las pertenecientes a los individuos más jóvenes; D: Pesquerías de especies con vida más larga, las modas están altamente sobrepuestas entre los grupos de edad adyacentes. Tomado de: Gulland y Rosenberg (1992). Las flechas indican la progresión de las modas en muestras tomadas en diferentes tiempos 9

Figura 4.1. Ejemplo de la reestructuración que realiza ELEFAN I para una muestra de frecuencias de tallas. Datos tomados de Goeden (1978) para la trucha coralina *P. leopardus*, $n = 319$. Frecuencia de tallas observadas y su promedio móvil (A); Frecuencias de tallas reestructuradas (B). Las flechas corresponden a los puntajes máximos dentro de una secuencia de picos 21

Figura 4.2. Ejemplo del proceso de cálculo por partes de la función T que realiza SLCA para una combinación de L_{∞} y K. A: primer término; B: segundo término; C: el producto de A y B 24

Figura 4.3. Ajuste de la función T(l) a las frecuencias observadas de *P. leopardus* (Goeden, 1978) para una combinación de L_{∞} y K (A) y el producto de éstas, la función S (B). La frecuencia se refiere a la raíz cuadrada del número de organismos 26

Figura 4.4. Representación del problema principal de la función de puntaje S_{max} del método SLCA: para altos valores de K, la función de puntaje (S_{max}) tiende a valores altos, resultado en valores de K sobrestimados (dado un valor de L_{∞}). A: caso más frecuente; B: un caso común; C: un caso raro. Tomado de: Pauly y Arreguín-Sánchez (1995) 27

Figura 5.1. Distribuciones de frecuencias de longitud (DFL) simuladas sin selectividad con una (A), dos (B) y tres cohortes (C). Las flechas corresponden a la ubicación de cada cohorte. Las muestras se expresan como la fracción de un año con base en su 'fecha de muestreo' 37

Figura 5.2. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para las DFL con una (DFL1C) y tres cohortes (DFL3C) según los resultados de la tabla 5.1. $L_{\infty} = 250$ mm y $t_0 = 0.0$ año⁻¹. La línea vertical representa el 'valor real' de K 40

Figura 5.3. Distribuciones de frecuencias de longitud (DFL) simuladas con selectividad sobre algún grupo de tallas. Sin juveniles (A), sin adultos (B) y sin juveniles y sin adultos (C). Las flechas corresponden a la ubicación de cada cohorte. Las muestras se expresan como la fracción de un año con base en su 'fecha de muestreo' 41

Figura 5.4. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para la DFL sin juveniles según los resultados de la tabla 5.2. $L_{\infty} = 250$ mm y $t_0 = 0.0$ año⁻¹. La línea vertical representa el 'valor real' de K 43

LISTA DE FIGURAS (Continuación)

Figura 5.5. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para dos valores de L_{∞} con $t_0 = 0.0$ año ⁻¹ según los resultados de la tabla 5.3 para la DFL sin adultos. La línea vertical representa el 'valor real' de K	46
Figura 5.6. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para dos valores de L_{∞} con $t_0 = 0.0$ año ⁻¹ según los resultados de la tabla 5.4 para la DFL sin juveniles y sin adultos. La línea vertical representa el 'valor real' de K	49
Figura 5.7. Composición total de las longitudes para <i>L. stylirostris</i> en la costa occidental de B. C. S., durante junio a octubre de 1999. h = tamaño de intervalo; $n = 1521$	51
Figura 5.8. Composición mensual de las longitudes para <i>L. stylirostris</i> en la costa occidental de B. C. S., durante junio a octubre de 1999. Las muestras se expresan como la fracción de un año con base en su fecha de muestreo ...	52
Figura 5.9. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para dos valores de L_{∞} según los resultados de la tabla 5.5. Datos: <i>L. stylirostris</i> . La línea vertical es referencia al valor 'más probable' de $K = 2.5$ año ⁻¹ . LT: longitud total	54
Figura 5.10. Composición anual de las longitudes para <i>S. caeruleus</i> en la costa occidental de B. C. S. durante 1985. h : tamaño de intervalo de la regla de referencia óptima gaussiana de Silverman (ec. 21); $n = 545$	56
Figura 5.11. Composición mensual de las longitudes para <i>S. caeruleus</i> en la costa occidental de B. C. S. durante 1985. Las muestras se expresan como la fracción de un año con base en su fecha de muestreo	57
Figura 5.12. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para dos valores de L_{∞} según los resultados de la tabla 5.6. Datos: <i>S. caeruleus</i> . LP: longitud patrón	60
Figura 5.13. Composición total de las longitudes para <i>C. melanopus</i> en Tampamachoco, Ver., durante julio de 1980 a agosto de 1981. h : tamaño de intervalo; $n = 2439$	61
Figura 5.14. Composición mensual de las longitudes para <i>C. melanopus</i> en Tampamachoco, Ver., durante julio de 1980 a agosto de 1981. Las muestras se expresan como la fracción de un año con base en su fecha de muestreo	62
Figura 5.15. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para dos valores de L_{∞} según los resultados de la tabla 5.7. LP: longitud patrón. Datos: <i>C. melanopus</i>	65

LISTA DE FIGURAS (continuación)

Figura 5.16. Composición total de las longitudes para <i>D. gigas</i> durante la temporada de pesca de 2002 en Santa Rosalía, B. C. S. <i>h</i> : tamaño de intervalo de la regla de referencia óptima gaussiana de Silverman (ec. 21); $n = 1067$	66
Figura 5.17. Composición quincenal de las longitudes para <i>D. gigas</i> durante mayo a octubre de 2002 en Santa Rosalía, B. C. S. Las muestras se expresan como la fracción de un año con base en su fecha de muestreo	67
Figura 5.18. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para dos valores de L_{∞} según los resultados de la tabla 5.8. Datos: <i>D. gigas</i> . LM: longitud de manto	70
Figura 5.19. Composición total de las longitudes de <i>C. johngarhi</i> en la costa occidental de B. C. S., durante octubre de 2002 a mayo de 2003. <i>h</i> : tamaño de intervalo de la regla de referencia óptima gaussiana de Silverman (ec. 21); A: machos, $n = 16135$; B: hembras, $n = 2536$	71
Figura 5.20. Composición mensual de las longitudes para <i>C. johngarhi</i> en la costa occidental de B. C. S., durante octubre de 2002 a mayo de 2003. Los viajes se expresan como la fracción de un año con base en su fecha de muestreo. A: machos; B: hembras	72
Figura 5.21. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para dos valores de L_{∞} según los resultados de la tabla 5.9. Datos: <i>C. johngarhi</i> , machos. A.C: ancho de caparazón	75
Figura 5.22. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para dos valores de L_{∞} según los resultados de la tabla 5.10. Datos: <i>C. johngarhi</i> , hembras. A.C: ancho de caparazón	77
Figura 6.1. Estimados de los parámetros de crecimiento para <i>S. caeruleus</i> de distintas áreas. A: Relaciones K- L_{∞} . Distribución de los valores de L_{∞} (B); K (C) y ϕ' (D). <i>h</i> = tamaño de intervalo de la regla de referencia óptima gaussiana de Silverman (ec. 21)	90
Figura 6.2. Estimados de los parámetros de crecimiento para <i>C. melanopus</i> de distintas áreas del Golfo de México. A: Relaciones K- L_{∞} . Distribución de los valores de L_{∞} (B); K (C) y ϕ' (D). <i>h</i> = tamaño de intervalo de la regla de referencia óptima gaussiana de Silverman (ec. 21)	98
Figura 6.3. Estimados de los parámetros de crecimiento para <i>D. gigas</i> en el Golfo de California obtenidas de diversas fuentes. A: Relaciones K- L_{∞} . Relaciones edad-longitud (B). Ver detalles en el texto	103

LISTA DE TABLAS

Tabla 5.1. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo variando la muestra inicial y longitud inicial para $L_{\infty} = 250$ mm y $t_0 = 0.0$ año ⁻¹ . Distribución: DFL con una (DFL1C), dos (DFL2C) y tres (DFL3C) cohortes	38
Tabla 5.2. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo variando la muestra inicial y la longitud inicial para $L_{\infty} = 250$ mm y $t_0 = 0.0$ año ⁻¹ . Distribución: DFL sin juveniles	42
Tabla 5.3. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo variando la muestra inicial, longitud inicial para tres valores de L_{∞} con $t_0 = 0.0$ año ⁻¹ . Distribución: DFL sin adultos	45
Tabla 5.4. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo variando la muestra inicial, longitud inicial para tres valores de L_{∞} con $t_0 = 0.0$ año ⁻¹ . Distribución: DFL sin juveniles y sin adultos	48
Tabla 5.5. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo para diferentes valores de L_{∞} . Datos: <i>L. stylirostris</i> . Muestras disponibles: 5	53
Tabla 5.6. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo para diferentes valores de L_{∞} . Datos: <i>S. caeruleus</i> . Muestras disponibles: 8	58
Tabla 5.7. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo para diferentes valores de L_{∞} . Datos: <i>C. melanopus</i> . Muestras disponibles: 13	63
Tabla 5.8. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo para diferentes valores de L_{∞} . Datos: <i>D. gigas</i> . Muestras disponibles: 11. Muestra inicial: 1	68
Tabla 5.9. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo para diferentes valores de L_{∞} . Datos: machos de <i>C. johngarthi</i> . Muestras disponibles: 5. Muestra inicial: 1	73
Tabla 5.10. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo para diferentes valores de L_{∞} . Datos: hembras de <i>C. johngarthi</i> . Muestras disponibles: 5. Muestra inicial: 1	76
Tabla 6.1. Parámetros del modelo de crecimiento de von Bertalanffy para <i>S. caeruleus</i> en distintas áreas del Pacífico Oeste y Golfo de California, México	93
Tabla 6.2. Parámetros del modelo de crecimiento de von Bertalanffy para <i>C. melanopus</i> en distintos sistemas lagunares del Golfo de México	96
Tabla 6.3. Parámetros del modelo de crecimiento de von Bertalanffy para <i>D. gigas</i> en el Golfo de California	101
Tabla 6.4. Desempeño en la estimación del crecimiento de ELEFAN I, NSLCA y NHLCA con relación a las DFL simuladas y reales disponibles para este estudio. Detalles en el texto	108

RESUMEN

Se aplicó un nuevo método, NHLCA (New Hybrid Length Composition Analysis) para la estimación del crecimiento individual basado en distribuciones de frecuencias de longitud (DFL) a través de la función de von Bertalanffy (FCVB). NHLCA combina las mejores propiedades de dos métodos ampliamente aplicados para estimar el crecimiento individual: NSLCA (New Shepherd's Length Composition Analysis) y ELEFAN I (Electronic Length Frequency Analysis). Estos métodos usan diferentes algoritmos para estimar los mejores parámetros de crecimiento con base en funciones de puntaje. Los parámetros de crecimiento que maximicen dichas funciones son considerados como los más apropiados. Por su parte, NHLCA usa la función sinusoidal de NSLCA para extraer los componentes de una DFL la cual es regulada por los parámetros de crecimiento y utiliza la rutina de exploración propuesta para ELEFAN I para obtener la mejor combinación de parámetros. Esto ocurre al maximizar una función de puntaje. El desempeño de los métodos se evaluó bajo tres criterios: 1) la obtención de los parámetros en DFL simuladas con valores iniciales conocidos; 2) con la aplicación de varias especies con diferentes estrategias de vida y su consistencia respecto a sus características biológicas; y 3) a través de los perfiles de las funciones de puntaje. Las DFL simuladas se generaron con todos los grupos de tallas representados (sin selectividad) y considerando selectividad sobre algún grupo de tallas (con selectividad). ELEFAN I obtuvo el mejor desempeño en las DFL simuladas sin selectividad que NSLCA y NHLCA, sin embargo, los estimados de estos últimos estuvieron ligeramente sesgados. NSLCA y NHLCA tuvieron un mejor desempeño en las DFL con selectividad. Los métodos se aplicaron a diferentes stocks: camarón azul (*Litopenaeus stylirostris*), sardina monterrey (*Sardinops caeruleus*), bagre estuarino (*Cathorops melanopus*), calamar gigante (*Dosidicus gigas*) y cangrejo rojo (*Cancer johngarthi*), respondiendo de manera diferente de acuerdo con la estructura de los datos. En términos generales, los estimados fueron consistentes con el ciclo de vida de las especies analizadas. ELEFAN I tuvo un mejor desempeño en especies con ciclo de vida corto y crecimiento rápido (*D. gigas*), NSLCA para especies con ciclo de vida largo y crecimiento lento (*C. melanopus*) y NHLCA presentó buen desempeño en ambos casos. Los tres métodos dieron estimaciones razonables para *S. caeruleus*, mientras que no mostraron convergencia para *L. stylirostris* y *C. johngarthi* dado que la estructura de los datos fue insuficiente para estimar el crecimiento. En la mayoría de los casos, los perfiles de la función de puntaje de NHLCA presentaron mejores tendencias que NSLCA y ELEFAN I. Como conclusión de la aplicación de los métodos, NHLCA mostró algunas ventajas sobre ELEFAN I y NSLCA con un mejor desempeño en la estimación del crecimiento bajo los criterios aplicados.

ABSTRACT

A new method, NHLCA (New Hybrid Length Composition Analysis) was applied to estimate the individual growth based on length frequency analysis (LFD) through the von Bertalanffy function (VBGF). NHLCA combines the best properties of two methods widely applied to estimate individual growth: NSLCA (New Shepherd's Length Composition Analysis) and ELEFAN I (Electronic Length Frequency Analysis). These methods use different algorithms and criteria for a best estimate of parameters for the VBGF, which are based in score functions. The growth parameters that lead to a maximum those functions are considered as the most appropriate. Concerning NHLCA, it uses NSLCA's sinusoid function for extract components from the LFD, which is regulated by the growth parameters and uses the searching algorithm proposed for ELEFAN I to fit the best parameters combination. This occurs when a score function is leading to a maximum. The performance of methods was evaluated under three criterions: 1) to obtain the growth parameters from simulated LFD, where initial values were known; 2) with the application to several species with different life strategies, discussing their consistence respect to biological characteristics; and 3) through the profiles of the score functions. The simulated LFD were generated with all length groups presents (without selectivity) and with selectivity over some length groups. ELEFAN I, for LFD without selectivity, yields better estimations than NSLCA and NHLCA. However for LFD without selectivity the estimates of NSLCA and NHLCA were slightly biased. NSLCA and NHLCA had better performance with selectivity. Methods were applied to different stocks: blue shrimp (*Litopenaeus stylirostris*), pacific sardine (*Sardinops caeruleus*), estuarine catfish (*Cathorops melanopus*), jumbo squid (*Dosidicus gigas*) and red crab (*Cancer johngarthi*). The algorithms responded in a different way regarding to the data structure, and in general terms estimates were consistent with the life cycle of species analyzed. ELEFAN I had a better performance for short-lived species with fast growth rates (*D. gigas*), NSLCA for long-lived species with low growth rates (*C. melanopus*), and NHLCA performance was acceptable in both cases. The three methods gave reasonable estimates for *S. caeruleus* whereas these did not converge to *L. stylirostris* and *C. johngarthi* because the LFD were insufficient to growth estimated. In the most cases, NHLCA's profiles of the score function yield better tends than NSLCA and ELEFAN I. As conclusion of the application of the methods, NHLCA provides some advantages over ELEFAN I and NSLCA, with a better performance in the growth estimates according to criterions applied.

1. INTRODUCCIÓN

El estudio del crecimiento y de los fenómenos biológicos relacionados con este proceso son de esencial importancia en el manejo de los recursos pesqueros, ya que el crecimiento individual de los organismos constituye precisamente, año tras año, la fuente de suministro de las capturas extraídas por una pesquería (Pauly, 1984).

Los métodos usados para la estimación del crecimiento de organismo acuáticos se pueden dividir en *indirectos* o *basados en las tallas*, y *directos* o *basados en estructuras rígidas* que permiten estimar la edad de los organismos. Los del primer grupo se refieren al análisis de la distribución de la frecuencia de tallas, especialmente de la longitud; distribuciones multimodales sugieren grupos de peces de edad semejante (cohortes) por cada moda. Mientras que, dentro de los segundos se encuentra el estudio de marcas con formación periódica en estructuras duras como otolitos, espinas, entre otras.

La dificultad de obtener estructuras duras con marcas periódicas en especies de mares tropicales ha hecho de los métodos indirectos una alternativa viable para las estimaciones de edad y crecimiento. Por lo anterior, en las últimas dos décadas ha aumentado considerablemente el interés por los métodos basados en la talla para estimar el crecimiento. Esto ha sido impulsado por el desarrollo de métodos mejorados para analizar los datos de talla y la mayor disponibilidad de computadoras con la capacidad de cálculo necesaria para aprovechar algunos de los nuevos métodos (Gulland y Rosenberg, 1992).

En este sentido, han sido propuestas numerosas aproximaciones numéricas para estimar el crecimiento a través de métodos indirectos. La mayoría de éstas se basan en la estimación de los parámetros de la función de crecimiento de von Bertalanffy (1938), FCVB. Sin embargo, el uso generalizado de estos métodos está limitado por las características de las distribuciones de frecuencia de tallas utilizadas y su compatibilidad con los algoritmos que los sustentan. Por lo que para cada aplicación particular, se debe conocer los supuestos de los métodos aplicados, sus algoritmos y las características del ciclo de vida y biología de la población. De esta

manera, la elección del método apropiado para estimar el crecimiento dependerá de las características particulares de la población estudiada.

Actualmente, los métodos que consideran la mayor parte de la información contenida en la distribución de las frecuencias de tallas han sido preferidos sobre aquellos que se basan sólo en la identificación de la longitud modal. Entre los métodos más frecuentemente usados se encuentran el ELEFAN I Electronic Length Frequency Analysis (Pauly y David, 1981) y el NSLCA New Shepherd's Length Composition Analysis (Pauly y Arreguín-Sánchez, 1995) propuesto originalmente por Shepherd (1987).

Estos métodos usan algoritmos que extraen componentes (potenciales grupos de edad) de la distribución de frecuencia que posteriormente son usados para estimar los valores de los parámetros del FCVB. La bondad del ajuste se basa en una función de puntaje maximizada, llamada Rn y S , para ELEFAN I y NSLCA, respectivamente. Los valores más altos en estas funciones indican los valores más probables de los parámetros de la FCVB.

Uno de los mayores problemas en las funciones de puntaje es la obtención de máximos locales para un mismo valor de L_{∞} sobre diferentes valores de K . Este aspecto toma relevancia en la estimación de los parámetros de crecimiento cuando al utilizar un método en particular, la función de puntaje máxima sea de magnitud similar para más de un valor de K , sobre todo si éstos son muy diferentes y cuando al utilizar más de un método, los resultados no coincidan entre sí.

Lo anterior puede causar incertidumbre en la estimación de los parámetros de crecimiento con referencia al puntaje máximo. Por lo anterior, es importante evaluar el desempeño de las funciones de puntaje sobre los valores de los parámetros explorados. Una herramienta gráfica útil para este propósito es el análisis de los perfiles de las funciones de puntaje para el valor de L_{∞} con el cual se alcanza el puntaje máximo dentro del intervalo de valores de K ensayados. Este procedimiento ofrece la ventaja de realizar comparaciones entre más de un método, dado que las magnitudes entre los valores absolutos de puntaje máximo no son comparables.

En este trabajo se formaliza la aplicación de un método híbrido propuesto por Arreguín-Sánchez y Pauly (1996) denominado NHLCA (New Hybrid Length Composition Analysis) que combina propiedades del NSLCA y del ELEFAN I. En este caso, se usa la función sinusoidal propuesta por Shepherd (1987) para extraer los grupos de edad de distribuciones de frecuencia de longitudes y una versión modificada de la rutina de exploración que utiliza ELEFAN I, con la que se calcula la función de puntaje, R_s , donde el mejor ajuste se obtiene cuando la función R_s es maximizada.

El propósito del presente estudio es evaluar el desempeño de los algoritmos ELEFAN I, NSLCA y NHLCA en términos de la estimación de los parámetros de la FCVB y del ajuste de los perfiles de las funciones de puntaje con base en distribuciones de tallas simuladas y datos reales de especies con distinto ciclo de vida.

2. ANTECEDENTES

El crecimiento individual es el cambio en el tiempo de la masa corporal de un organismo siendo el resultado neto de dos procesos con tendencia opuesta; uno incrementando la masa corporal (anabolismo) y otra decreciéndola (catabolismo). El crecimiento puede describirse en cambios de la longitud o peso en el tiempo de un determinado organismo (Pauly, 1981; Guerra y Sánchez, 1998). La representación del crecimiento ha sido expresada mediante varias ecuaciones matemáticas, siendo la función de crecimiento de von Bertalanffy (1938), FCVB la más utilizada. En las últimas décadas varios métodos han sido desarrollados para estimar los parámetros de la FCVB con base en datos de frecuencia de longitudes, como se verá a continuación.

2.1. MÉTODOS INDIRECTOS UTILIZADOS PARA LA ESTIMACIÓN DEL CRECIMIENTO

Los métodos para la evaluación y utilización de datos de composición por tallas pueden dividirse en *analíticos* y *sintéticos*. Los primeros se enfocan en la estimación de parámetros básicos, como tasas de crecimiento, mortalidad y definición de la estructura de la población. Por otro lado, los métodos sintéticos utilizan datos de tallas en combinación con la información de los métodos analíticos para evaluar un stock, como la evaluación de tasas de captura, efectos de cambio de luz de malla, determinación de rendimientos a largo plazo (Shepherd *et al.*, 1987).

Los métodos analíticos pueden subdividirse en aquellos que se utilizan para determinar únicamente parámetros de crecimiento, los que se usan para estimar mortalidad y aquellos que se utilizan para estimar ambos (Shepherd *et al.*, 1987).

Petersen (1891) desarrolló la primera técnica para evaluar el crecimiento en peces con base en datos de longitud, asumiendo que múltiples modas se hacen evidentes en las distribuciones de longitud de muestras de peces, las cuales se componen de varios grupos de edad.

Posteriormente, bajo el mismo enfoque propuesto por Petersen se desarrollaron numerosos métodos para la identificación y separación de componentes (grupos de edad) en distribuciones mezcladas, así como la proporción de la población presente en cada componente. La forma matemática de la distribución de los componentes y su proporción debe ser asumida antes de iniciar cualquier análisis, siendo común y práctico asumir que son normales o fácilmente transformados a normales. Estas distribuciones son analizadas a través de varios procedimientos gráficos identificando y removiendo sucesivamente los componentes en turno (MacDonald y Pitcher, 1979).

Harding (1949) y Cassie (1954) desarrollaron un procedimiento gráfico utilizando papel de probabilidad. Éste se basa en el hecho de que una distribución normal se convierte en lineal cuando se representa gráficamente en papel con escala probabilística. La combinación de varias distribuciones normales proporciona una línea con ciertos puntos de inflexión. Tanaka (1962) transformó distribuciones normales a parábolas empleando el logaritmo de los datos de frecuencia de tallas, basado en que las diferencias entre puntos equidistantes de una parábola forman una línea recta y ajusta regresiones lineales a éstas. De igual manera, Bhattacharya (1967) propuso el ajuste de regresiones lineales a las diferencias logarítmicas de frecuencias sucesivas, ya que las frecuencias consecutivas de una curva normal tienen entre sí una relación lineal. En todos los casos, los componentes separados se suponen grupos de edad, los cuales pueden ser caracterizados en términos de su moda, desviación estándar y proporción.

Estas técnicas son fácilmente aplicables ya que los cálculos son sencillos. Sin embargo, el mayor problema es que la interpretación de las gráficas y la posterior identificación de los grupos de edad en las distribuciones es un tanto subjetiva, especialmente cuando las muestras no presentan distribuciones polimodales claras (MacDonald y Pitcher, 1979), como ocurre en especies de larga longevidad.

Otros métodos estadísticos se han desarrollado usando conceptos modernos de la teoría de la distribución que involucran el análisis computacional de componentes de grupos de mezclados derivados de muestras de poblaciones. La eficiencia de

estos procedimientos estadísticos asistidos por computadora tiene un gran valor práctico para obtener la longitud media y la composición por edad (McNew y Summerfelt, 1978). Entre éstos se encuentra el trabajo de Hasselblad (1966) quien desarrolló un método aplicable para estimar parámetros poblacionales de una mezcla de tres o más distribuciones normales usando estimadores de máxima verosimilitud.

Debido al desarrollo y disponibilidad de computadoras con gran capacidad de cálculo, otros métodos más elaborados han sido propuestos, entre los que se encuentran: MacDonald (1969), Abramson (1971), MacDonald y Pitcher (1979), Schnute y Fournier (1980), MacDonald y Green (1985), Sparre (1987), y Fournier *et al.* (1990). Estos métodos se basan en la búsqueda y separación de componentes normales, caracterizándolos en términos de su longitud media, desviación estándar y proporciones entre sus componentes. Los criterios de ajuste entre las frecuencias observadas y esperadas se comparan a través de un criterio estadístico, como chi-cuadrada o un estimador de máxima verosimilitud. Sin embargo, estos métodos requieren de supuestos y parámetros de entrada los cuales generalmente dependen en algún grado de la observación del analista y que posteriormente deben ser optimizados. Entre los principales supuestos se pueden mencionar que las longitudes de los organismos de una cohorte estén normalmente o log-normalmente distribuidos, el número de cohortes en la muestra debe ser especificado, así como la proporción de cada uno de éstos dentro de la población (Isaac, 1990).

Los métodos mencionados anteriormente son muy útiles cuando los grupos de edad están bien definidos y separados en la distribución de la frecuencia de tallas. Esto ocurre cuando la diferencia entre las medias de cada componente es suficientemente grande, y corresponde generalmente a especies cuyo período de desove es relativamente corto (Basson *et al.*, 1988; Gulland y Rosenberg, 1992). Behboodian (1970) mostró que una mezcla de dos distribuciones normales puede exhibir modas si la diferencia en las medias es al menos del doble de la desviación estándar de la distribución con mayor dispersión. Además, Hasselblad (1966) demostró que la sobreposición de las distribuciones de los componentes y la precisión de los estimados están inversamente relacionados.

Puesto que por lo general, al aumentar la edad de los peces se reduce la diferencia entre grupos de edad adyacentes (ya que generalmente aumenta la dispersión de las tallas con la edad), la probabilidad de diferenciación es mucho menor entre los peces más viejos (Gulland y Rosenberg, 1992). Por lo anterior, el número de componentes como indicador de grupos de edad presentes en una muestra puede ser poco realista, ya sea sobreestimando o subestimando su número, o bien, generando modas que no tengan relación con los grupos de edad reales (MacDonald, 1987).

Otras aproximaciones han sido propuestas para estimar el crecimiento que no son tan rigurosas desde el punto de vista estadístico comparadas con las descritas anteriormente, pero también involucran un gran número de cálculos. En estas aproximaciones no se realizan suposiciones respecto a la forma de los componentes de una distribución de frecuencia de tallas.

Bajo dicho enfoque han sido desarrollados varios métodos que actualmente están en disposición en varios programas computacionales. Dentro de éstos destaca el algoritmo ELEFAN I (Pauly y David, 1981) y NSLCA (Pauly y Arreguín-Sánchez, 1995) ambos implementados en el programa FISAT (Gayanilo *et al.*, 1993).

ELEFAN I se basa en el ajuste de curvas de crecimiento sobre distribuciones de frecuencias de tallas arregladas secuencialmente en el tiempo dada una combinación de parámetros de la FCVB; mientras que, NSLCA transforma los datos a una distribución sinusoidal gobernada por los parámetros de la FCVB que asigna dichos valores a un índice el cual se maximiza cuando la distribución sinusoidal corresponde a las distribuciones de frecuencia de tallas. Ambos métodos están basados en una función de puntaje maximizada la cual es calculada para cada combinación de parámetros de la FCVB dentro del intervalo de valores que se estén probando. Los valores más altos en estas funciones indican los valores más probables de los parámetros de la FCVB.

2.2. ANÁLISIS DE LA DISTRIBUCIÓN DE TALLAS PREVIO A LA ESTIMACIÓN DEL CRECIMIENTO

Hasta ahora sólo se ha hecho referencia a los métodos usados para la estimación del crecimiento con base a las tallas, ya sea identificando grupos de edad en distribuciones mezcladas o utilizando la información completa contenida en la distribución. El primer paso antes de aplicar cualquier método para estimar crecimiento es propiamente el análisis de la distribución de la frecuencia de tallas.

Una vez reunidas algunas muestras, el siguiente paso consiste en estudiarlas para analizar su estructura e identificar qué modas se hacen presentes y cómo varían de un tiempo a otro. De acuerdo con Shepherd *et al.* (1987) este patrón de modas puede situarse con razonable aproximación en uno de cuatro tipos (figura 2.1). Esta clasificación determina entonces, la atención que habrá que prestar en las investigaciones futuras a la información sobre la talla, así como los métodos de análisis que probablemente sean más útiles (Gulland y Rosenberg, 1992). Esto es de particular importancia desde que varios métodos requieren alguna de esta información de entrada.

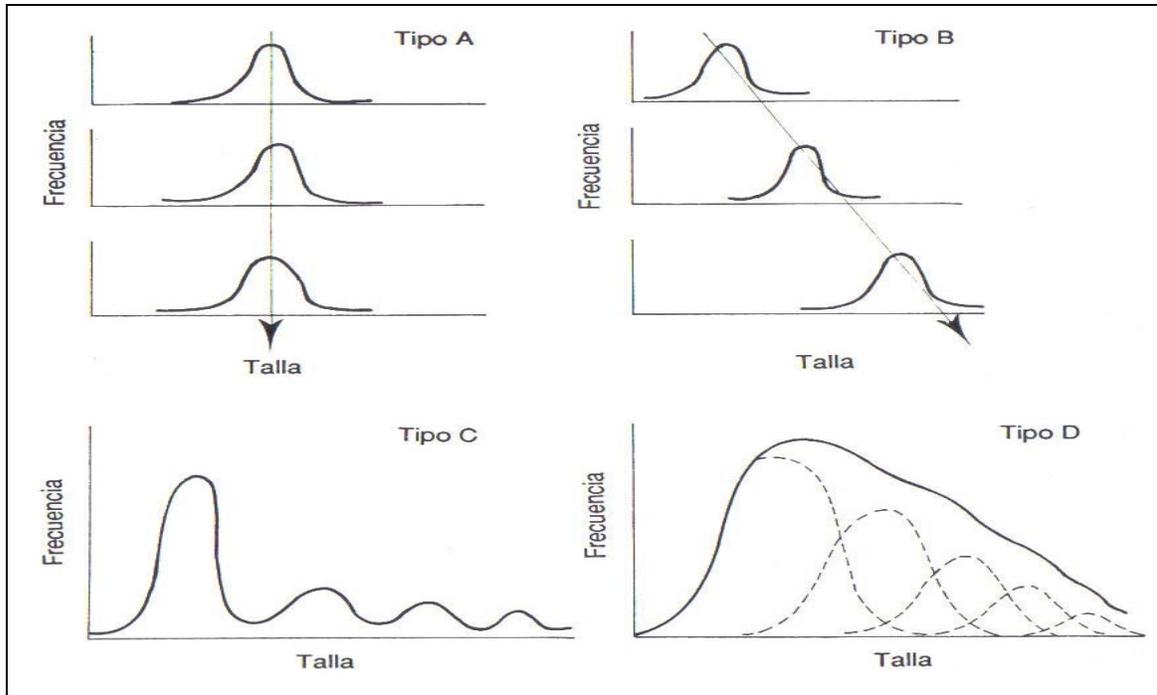


Figura 2.1. Frecuencias de tallas típicas observadas en diferentes tipos de pesquerías. A: Pesquerías altamente selectivas, una sola moda en la misma posición; B: Pesquerías de especies con ciclo de vida corto con un pulso anual de reclutamiento; C: Pesquerías de especies con vida más larga con varias modas claras y se destacan las pertenecientes a los individuos más jóvenes; D: Pesquerías de especies con vida más larga, las modas están altamente sobrepuestas entre los grupos de edad adyacentes. Tomado de: Gulland y Rosenberg (1992). Las flechas indican la progresión de las modas en muestras tomadas en diferentes tiempos.

El análisis de la distribución de tallas es llevado a cabo a través de histogramas y polígonos de frecuencia (PF). La mayoría de las veces, en estos procedimientos gráficos, el *eje y* representa el número (frecuencia) de las observaciones que caen dentro del intervalo. La escala en porcentaje o fracción también se puede utilizar. A pesar de su amplio uso, estas aproximaciones gráficas pueden proporcionar estimaciones poco precisas, especialmente cuando los requerimientos actuales de conocimiento demandan estimadores insesgados y con la menor incertidumbre posible. Fox (1990) identificó cuatro problemas en el uso de los histogramas y PF: (1) son discontinuos (aunque este problema está atenuado en los PF), (2) el resultado es dependiente del origen (x_0), (3) del tamaño y número de intervalos, y (4) usan intervalos de tamaño fijo.

Estos problemas pueden interactuar generando sesgo en las distribuciones resultantes que pueden afectar la eficacia de los métodos para estimar el crecimiento. Uno de los problemas iniciales es la definición del tamaño de intervalo para la agrupación de las distribuciones de tallas, un tamaño de intervalo demasiado pequeño produce estimaciones de las frecuencias dependientes de los valores de la muestra revelando estructuras locales que pueden ser reales o ficticias, mientras que, un tamaño muy grande de intervalo produce el efecto opuesto y sobreesuaviza la estimación removiendo detalles interesantes de la estructura de tallas (Izenman y Sommer, 1988; Salgado-Ugarte *et al.*, 1993). Esto ha motivado el interés en desarrollar otros estimadores más eficientes y de cómputo intensivo.

En este sentido, se ha sugerido el uso de los estimadores de densidad por kernel (EDK), los cuales no dependen del origen, son continuos y poseen numerosos métodos estadísticos para la elección óptima del tamaño de intervalo. Estos estimadores no paramétricos resultan en figuras más suavizadas que los histogramas y PF permitiendo un fácil reconocimiento de características de las distribuciones como valores aislados, sesgo, kurtosis y multimodalidad. Por lo anterior, los EDK son considerados como un procedimiento estadístico que satisface el análisis de las frecuencias de tallas en comparación con los estimadores tradicionales (Salgado-Ugarte, 1995; Galindo-Cortes, 2002).

3. HIPÓTESIS y OBJETIVOS

3.1. HIPÓTESIS

Los métodos ELEFAN I, NSLCA y NHLCA que utilizan la distribución de frecuencia de tallas, generan estimados similares de los parámetros de la FCVB, independientemente de las diferencias en sus algoritmos y supuestos.

3.2. OBJETIVO GENERAL

Evaluar el desempeño de tres métodos para la estimación del crecimiento a través del análisis de distribuciones de frecuencia de tallas: ELEFAN I, NSLCA y NHLCA.

3.3. OBJETIVOS PARTICULARES

- 1) Evaluar la eficacia de ELEFAN I, NSLCA y NHLCA en la estimación del crecimiento en muestras de frecuencia de tallas simuladas con diferentes características.
- 2) Caracterizar el desempeño de ELEFAN I, NSLCA y NHLCA en la estimación del crecimiento basado en distribuciones de frecuencia de tallas de varias bases de datos reales de especies con diferentes ciclos de vida.
- 3) Realizar un análisis comparativo de los métodos de acuerdo con los resultados obtenidos para las muestras simuladas y los datos reales.

4. MATERIAL y MÉTODOS

4.1. BASES DE DATOS

La estrategia de investigación está orientada a caracterizar el desempeño de ELEFAN I, NSLCA y NHLCA para estimar el crecimiento a partir de datos de frecuencia de longitud. Para ello se describen dos etapas: la primera es el análisis de distribuciones de longitud simuladas a partir de datos de crecimiento conocidos. Se espera que si el desempeño de los métodos es el adecuado, las estimaciones de crecimiento resulten similares a las de origen.

La segunda etapa consiste en aplicar los métodos a datos reales de especies con estrategias de vida diferentes. En este caso se espera que los estimados obtenidos sean consistentes con las estrategias de vida, ya que ha sido demostrado que en algunos casos, los métodos responden de manera diferente a ciertas características biológicas manifestadas en la estructura de los datos de tallas (Rosenberg y Beddington, 1987; Gulland y Rosenberg, 1992; Isaac, 1990; Arreguín-Sánchez, en prensa).

En ambas etapas, se analizan los perfiles de las funciones de puntaje de cada algoritmo sobre los parámetros de crecimiento explorados con los cuales se alcanzan los puntajes máximos. Los resultados obtenidos con las distribuciones simuladas y reales son analizados de manera separada y finalmente se elaboró un cuadro comparativo que considera los atributos de cada DFL, las estrategias de vida de las especies estudiadas y como los métodos respondieron a esta información.

4.1.1. Distribuciones de frecuencias de longitud simuladas

Con la finalidad de investigar el desempeño de los algoritmos ELEFAN I, NSLCA y NHLCA para la estimación del crecimiento se simularon dos grupos de distribuciones de frecuencia de longitud (DFL) basados en el modelo propuesto por Beyer y Lassen (1994) con las siguientes características:

- 1) Sin selectividad, todas los grupos de tallas representadas
 - a) Muestra con una cohorte
 - b) Muestra con dos cohortes
 - c) Muestra con tres cohortes

- 2) Con selectividad sobre algún grupo de tallas
 - a) Muestra con selectividad hacia los adultos, sin presencia de juveniles
 - b) Muestra con selectividad hacia los juveniles, sin presencia de adultos
 - c) Muestra con selectividad hacia tallas intermedias, sin presencia de adultos ni juveniles

Las DFL del segundo grupo presentan tres cohortes. Los detalles del proceso de simulación de cada grupo se describen en el Anexo I.

4.1.2. Distribuciones de frecuencias de longitudes reales de especies con estrategias de vida diferentes

Con la finalidad de probar el desempeño de ELEFAN I, NSLCA y NHLCA, se dispuso de las siguientes bases de datos de frecuencia de tallas de especies con diferentes estrategias de vida:

- a) Camarón azul *Litopenaeus stylirostris* de la costa occidental de B. C. S. con 5 muestreos mensuales de junio a octubre de 1999 por el Centro Regional de Investigación Pesquera-La Paz del Instituto Nacional de la Pesca (CRIP-La Paz, INP).

- b) Sardina monterrey *Sardinops caeruleus* capturados en el complejo lagunar Bahía Magdalena-Almejas en la costa occidental de B. C. S. durante 1985. Los datos fueron proporcionados por el Dr. Casimiro Quiñónez Velázquez del Laboratorio de Edad y Crecimiento del Centro Interdisciplinario de Ciencias Marinas del Instituto Politécnico Nacional (CICIMAR, IPN).
La base de datos para *S. caeruleus* se obtuvo de la captura comercial desembarcada en los puertos de San Carlos y Adolfo López Mateos, B. C. S.,

con un total de 545 individuos divididos en 8 muestreos mensuales desde enero a octubre, sin considerar abril y septiembre de 1985 (Anexo II).

- c) Bagre estuarino *Cathorops melanopus* capturados en la laguna de Tampamachoco, Veracruz. Los datos fueron proporcionados por el Dr. Isaías H. Salgado Ugarte de la Facultad de Estudios Superiores, Campus Zaragoza de la Universidad Nacional Autónoma de México.

Esta base contiene 13 muestras mensuales provenientes de muestreos biológicos realizados durante julio de 1980 a agosto de 1981 sin considerar septiembre (Anexo II).

- d) Calamar gigante *Dosidicus gigas*, del Golfo de California. Datos provistos por el proyecto: "Ecología del calamar gigante (*Dosidicus gigas*) en la región central del Golfo de California", a cargo del Dr. Agustín Hernández Herrera del CICIMAR, IPN.

Las muestras de *D. gigas* fueron proporcionadas por varias cooperativas del puerto de Santa Rosalía, B. C. S. correspondientes a la temporada de pesca de mayo a octubre de 2002. Los muestreos se realizaron de manera masiva tomando la longitud de manto (LM, cm) de cada organismo sin determinar el sexo. Para el análisis de la frecuencia de tallas las muestras fueron divididas en 11 quincenas (Anexo II).

- e) Cangrejo rojo, *Cancer johngarthi*, de la región occidental de B. C. S. Datos provistos por el proyecto: "Pesca exploratoria de cangrejos *Cancer johngarthi*, *Cancer anthony*, *Malopsis panamensis*, *Mursia gaudichaudii* y langostilla *Pleuroncodes planipes* en la costa occidental de Baja California Sur, México", a cargo del Dr. Francisco Arreguín Sánchez del CICIMAR, IPN.

Esta base de datos se compone de 5 viajes realizados entre octubre de 2002 a abril de 2003 (Anexo II).

4.2. ANÁLISIS DE DATOS

4.2.1. El modelo: Función de Crecimiento de von Bertalanffy

El estudio del crecimiento tiene una importancia fundamental en ecología teórica y aplicada y es central en biología pesquera. Numerosos modelos matemáticos han sido propuestos para describir el crecimiento en peces, desde el uso de ecuaciones lineales, logarítmicas y exponenciales, hasta modelos más complejos como el logístico y el modelo de Gompertz, ambos para describir el crecimiento en peso. Sin embargo, dichos modelos han sido poco utilizados.

Pauly (1981) señala que la relación que describa el crecimiento debe tener ciertas propiedades tales como: que pueda hacerlo en términos de longitud y peso, que pueda ser fácilmente incorporada en modelos de producción, que permita comparaciones interespecíficas e intraespecíficas de diferentes stocks y que pueda ajustar fácilmente cualquier conjunto de datos de edad.

Varios autores consideran que la función de crecimiento de von Bertalanffy (1938), FCVB, cumple dichos requerimientos y ha sido ampliamente usada como modelo para describir el crecimiento animal, así como en la ciencia pesquera en general desde el trabajo de Beverton y Holt (1957).

El crecimiento en animales es el resultado de dos procesos diferentes con tendencia opuesta, representado por la ecuación diferencial:

$$\frac{dw}{dt} = Hw^d - kw^m \quad (\text{ec. 1})$$

Donde:

$\frac{dw}{dt}$ = tasa de crecimiento,

w = peso,

H y k = coeficientes del anabolismo y catabolismo, respectivamente,

d y m = constantes del modelo.

Esta ecuación diferencial puede ser integrada de dos maneras (Pauly 1981):

- a. Asignado el valor de $d = 2/3$ y $m = 1$, respectivamente. Esto representa una solución particular o especial de la FCVB generalizada y,
- b. Permitiendo que los valores de d y m varíen. Ésta es conocida como la FCVB generalizada.

Esta forma especial de la FCVB asume que el catabolismo en peces es directamente proporcional a la masa de su cuerpo, y por tanto, a su peso, por lo que m es igual a la unidad. Mientras que, el anabolismo es proporcional a la tasa de respiración (consumo de oxígeno o área branquial), la cual se asume incrementa a la potencia $2/3$ su peso ('regla $2/3$ del metabolismo'), aunque se ha demostrado que dicho valor varía, siendo cercano a 1 para peces grandes como los atunes y para peces pequeños es cercana a $2/3$ ó menor (Pauly, 1981).

Así, después de la integración y asumiendo que el peso es proporcional a la tercera potencia de la longitud la forma especial de la FCVB resulta en:

$$W_t = W_\infty \left(1 - e^{-K(t-t_0)}\right)^3 \quad (\text{ec. 2})$$

y para el crecimiento en longitud:

$$L_t = L_\infty \left(1 - e^{-K(t-t_0)}\right) \quad (\text{ec. 3})$$

Donde:

W_t y L_t = peso y talla a la edad t ,

W_∞ y L_∞ = tallas asintóticas de los valores de W_t y L_t ,

K = coeficiente de crecimiento,

t_0 = origen de la curva, la edad teórica del organismo a la cual tiene longitud igual a cero y crezca siempre de acuerdo a la ecuación,

e = base de los logaritmos naturales.

Pauly (1979) relacionó los parámetros de crecimiento K y L_∞ de varios stocks, encontrando relaciones curvilíneas significativas al comparar los parámetros de crecimiento de especies afines. Esto indica la existencia de un patrón definido de

combinación de los pares de parámetros de la FCVB en la naturaleza, que es particular a cada grupo taxonómico, lo cual se ha aprovechado para desarrollar índices de comparación entre los parámetros de crecimiento, incorporando a ambos en el cálculo en lugar de hacerlo independientemente. Además, Pauly (1979) sugiere que un buen índice de comparación del crecimiento debe ser un único valor, fácil de calcular y biológicamente interpretable. El valor del índice debe ser muy parecido en diferentes stocks de la misma especie y cercano en especies relacionadas.

Pauly y Munro (1984), con base en la forma especial de la FCVB (ec. 1), derivan una relación para comparar el crecimiento en peces e invertebrados:

$$\text{Log}_{10} L_{\infty} = 1/2 \phi' - 1/2 \text{Log}_{10} K \quad (\text{ec. 4})$$

Despejando para el intercepto, llamado ϕ' , tenemos:

$$\phi' = \text{Log}_{10} K + 2 \text{Log}_{10} L_{\infty} \quad (\text{ec. 5})$$

Pauly y Munro (1984) mencionan que la implicación de una pendiente constante es que las diferencias en el crecimiento de diferentes organismos están reflejadas solamente por el valor del intercepto en el eje y , equivalente a ϕ' .

Resumiendo lo anterior, tenemos que los logaritmos de los estimados de los parámetros L_{∞} y K de la misma especie en ambientes diferentes o de especies afines tienden a caer en una relación rectilínea. Estas regularidades han sido aprovechadas al proponer índices de comparación conjunta de valores de L_{∞} y K , como ϕ' , que está basado en asumir valores de m y d de 1 y $2/3$, respectivamente en la ecuación 1.

4.2.2. Métodos de estimación del modelo de crecimiento

En esta sección se describen los algoritmos que se utilizaron para estimar el crecimiento con base en la FCVB. Para NHLCA, el método que se propone en este estudio, se elaboró un programa en lenguaje Visual Basic ver. 6.0 (Microsoft Corporation, 1998). Posteriormente se incluyó en dicho programa el algoritmo

ELEFAN I. Para NSLCA se utilizó el programa FiSAT, FAO-ICLARM Stock Assessment Tools ver. 1.01 (Gayaniilo *et al.* 1993) con la rutina 'Shepherd's method' incluida en la sección 'Direct fit of L/F data'.

4.2.2.1. ELEFAN I (ELectronic LEngth Frequency ANalysis)

El algoritmo de ELEFAN I ha tenido desde su aparición, algunas modificaciones que mejoran su desempeño. Se han realizado varias investigaciones para evaluar su comportamiento utilizando bases de datos simulados y reales (Hampton y Majkowski, 1987; Rosenberg y Beddington, 1987; Basson *et al.*, 1988; Isaac, 1990; Defeo *et al.*, 1992; Leonce-Valencia y Defeo, 1997). Algunos de estos estudios han propiciado que versiones posteriores del algoritmo de ELEFAN I incorpore algunas modificaciones.

La descripción del algoritmo ELEFAN I fue integrada tomando como referencia a Pauly y David (1981); Pauly *et al.* (1980; 1981); Brey y Pauly (1986); Pauly (1987); Isaac (1990) y Sparre y Venema (1995).

El algoritmo del ELEFAN I identifica 'picos' y 'valles' de una o varias distribuciones de frecuencia de tallas previamente 'reestructuradas' para trazar curvas de crecimiento sobre éstas. Para cada combinación de K y L_{∞} se calcula una función de puntaje llamada Rn , que es máxima cuando la curva de crecimiento alcanza la mayor cantidad de 'picos', lo que indica que los valores de los parámetros pueden ser los apropiados.

La finalidad de reestructurar los datos de frecuencia originales es identificar 'picos' y 'valles', correspondientes a valores modales e intermodales de una distribución de tallas, los cuales se obtienen a partir de la desviación de la frecuencia de cada clase de longitud con respecto al *promedio móvil*. Los picos corresponden en principio a cohortes independientemente de la magnitud y forma de distribución asumida de los picos.

De esta manera, los 'picos' se definen como valores de frecuencia más altos que el promedio móvil, mientras que, los 'valles' están representados por valores de frecuencia menores que el promedio móvil.

Los cálculos que realiza ELEFAN I se separan en dos fases:

- a. Reestructuración de las frecuencias de tallas originales,
- b. Identificación de la curva de crecimiento con mejor ajuste.

El proceso de 'reestructuración' de las frecuencias se ilustra en la figura 4.1. En la parte superior se muestran los datos originales de Goeden (1978) para la trucha coralina *Plectropomus leopardus* agrupados en intervalos de 2 cm (figura 4.1A).

La reestructuración de las frecuencias originales se realiza en varios pasos:

1. Para cada frecuencia por clase de longitud, F_i ($i = 1$ hasta n), se calcula el promedio móvil, PM_i sobre 5 clases de longitud. Además, se agregan frecuencias de cero para las clases $i = 0$; $i = -1$; $i = n + 1$ y $i = n + 2$, esto es, dos ceros iniciales y dos ceros finales para cada muestra:

$$PM_i = \sum_{i=i-2}^{i=i+2} F_i / 5 \quad (\text{ec. 6})$$

2. Cada frecuencia, F_i se divide por su correspondiente valor de PM_i . Esto resulta en las frecuencias ajustadas, FA_i , los cuales identifican picos cuando $FA_i > 1$ y valles cuando $FA_i < 1$ (figura 4.1A):

$$FA_i = F_i / PM_i \quad (\text{ec. 7})$$

3. Para cada muestra se calcula el promedio de las frecuencias ajustadas del paso anterior, FA , el cual es cercano a la unidad. Cada FA_i es dividido por FA y se le resta 1:

$$F'_i = (FA_i / FA) - 1 \quad (\text{ec. 8})$$

En este paso, cada muestra consiste de picos ($F'_i > 0$) y valles ($-1 \leq F'_i < 0$) y los puntos donde $F'_i = -1$, corresponden a valores de frecuencia originales iguales a cero ($F_i = 0$).

4. El procedimiento descrito en 1-3 tiene la desventaja de que la magnitud de un valor positivo puede estar sobrevalorado por frecuencias observadas de cero alrededor de la clase de longitud en cuestión (dos ceros hacia ambos lados). Si un valor de frecuencia F_i , esta rodeado por frecuencias de cero, el PM_i será igual a $F_i / 5$ y por tanto, la frecuencia ajustada, FA_i resulta en:

$$FA_i = F_i / (F_i / 5) = 5$$

Por lo anterior, considerando que los 'puntos' de los picos rodeados por frecuencias diferentes de cero tienen generalmente un valor en el intervalo de 1 ó menos, todos los valores positivos de F'_i que se encuentren rodeados por frecuencias de cero, son multiplicados por un factor, el cual se construye contando el número de 'ceros vecinos', nz_i de 4 clases de longitud consecutivas originales:

Si $F'_i > 0$ y $nz_i > 0$, entonces,

$$F'_i = F'_i \times (1/nz_i) \quad (\text{ec. 9})$$

5. Todos los valores = -1 se reemplazan por ceros y se suman todos los valores positivos, $SUM(+)$ del paso anterior y los negativos $SUM(-)$. Los valores negativos son multiplicados por R (figura 4.1B):

$$R = -(SUM(+)/SUM(-)) \quad (\text{ec. 10})$$

Ahora las frecuencias originales han sido 'reestructuradas' con la suma de valores positivos y negativos igualadas. Sobre las frecuencias reestructuradas se busca identificar la curva de crecimiento con mejor ajuste. Para esto, es necesario definir los siguientes conceptos: *Suma de Picos Explicada* (SPE) y *Suma de Picos Disponible* (SPD).

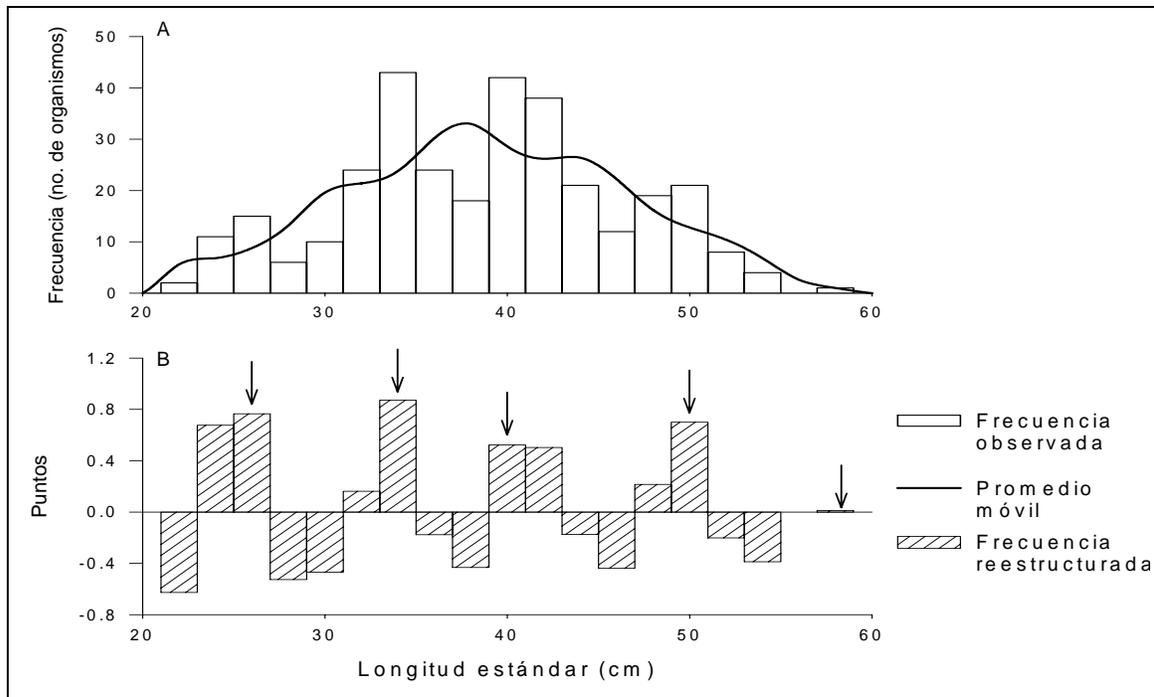


Figura 4.1. Ejemplo de la reestructuración que realiza ELEFAN I para una muestra de frecuencias de tallas. Datos tomados de Goeden (1978) para la trucha coralina *P. leopardus*, $n = 319$. Frecuencia de tallas observadas y su promedio móvil (A); Frecuencias de tallas reestructuradas (B). Las flechas corresponden a los puntajes máximos dentro de una secuencia de picos.

Tomando un conjunto de ns , muestras de frecuencia de tallas reestructuradas con np , número de picos (secuencia de valores positivos) dentro de ns y asumiendo que cada pico corresponde potencialmente a una clase de edad distinta siguiendo alguna curva de crecimiento que pasa sobre un cierto pico, la curva sólo podrá alcanzar una de las clases de longitud que constituyen dicho pico y sólo podrá alcanzar un pico por muestra. Así, la *Suma de Picos Disponible* (SPD), es el puntaje máximo que una curva puede alcanzar, esto es, la suma de los picos que se señalan en la figura 4.1B. Estos picos son los valores más altos dentro de una 'secuencia' de picos, aunque una secuencia puede ser un único pico (flecha derecha de la figura 4.1B), definida por:

$$SPD = \sum_{i=1}^{ns} \sum_{j=1}^{np} p(i, j) \tag{ec. 11}$$

Donde: i = índice de la muestra; j = índice de pico y p = puntaje del j pico más alto de una secuencia de picos de la i muestra.

Cualquier curva de crecimiento que pase a través de la matriz de las frecuencias reestructuradas puede alcanzar un número de puntos dentro de la matriz, la suma de dicho puntaje por curva se denomina 'Suma de Picos Explicada (SPE)'. De esta manera, se propuso como medida objetiva de bondad de ajuste de una curva de crecimiento la relación:

$$Rn = \frac{10^{(SPE/SPD)}}{10} \quad (\text{ec. 12})$$

El siguiente paso es explorar un conjunto de curvas de crecimiento definidas por los parámetros de L_{∞} y K e identificar aquella donde el valor de Rn sea maximizado (ec. 12).

4.2.2.2. NSLCA (New Shepherd's Length Composition Analysis)

Shepherd (1987) propuso el método denominado SLCA (Shepherd's Length Composition Analysis) y el denominado NSLCA representa una modificación al método original donde se corrige la función de optimización (Pauly y Arreguín-Sánchez, 1995).

El método original propuesto por Shepherd (1987) estima los parámetros de la FCVB y no requiere que el número o amplitud de las modas sea especificado. Es análogo al concepto de ELEFAN I, en el sentido que intenta detectar picos y valles en distribuciones de frecuencias de longitud y esta basado en una función que permite obtener la mejor combinación de los parámetros de la FCVB a través de una función de bondad de ajuste que acumula los valores de las distribuciones previamente transformadas.

El criterio de la función de bondad del ajuste que utiliza SLCA deriva de la técnica de análisis de series de tiempo conocida como *Demodulación Compleja*,

que consiste en "estimar la amplitud instantánea y la fase de un componente armónico dado, para analizar series de tiempo no estacionarias" (Bloomfield, 1976).

La búsqueda de los parámetros de la FCVB que mejor 'expliquen' los datos observados, está basada en la coincidencia de las modas de una o más distribuciones de frecuencias de longitudes con las crestas de una función periódica $T(l)$, generada con base en una curva de crecimiento específica (definida por K y L_∞).

La función de prueba $T(l)$ propuesta por Shepherd (1987) es independiente del número y posición de las modas y considera que en una distribución de tallas, las modas generalmente no ocurren en el centro de los intervalos de clase (marca de clase), y que entre los peces más grandes aproximándose a su L_∞ puede haber varias modas sobrepuestas coincidiendo en un mismo intervalo y esta expresada por:

$$T(l) = \frac{\text{Sen}\pi(t_{\max} - t_{\min})}{\pi(t_{\max} - t_{\min})} \text{Coseno}2\pi(\bar{t} - t_s) \quad (\text{ec. 13})$$

Donde:

$$\pi = 3.14159\dots$$

t_{\max} , t_{\min} = edades correspondientes a los límites superior e inferior del intervalo de longitud, l , al que se aplica la función,

\bar{t} = promedio de t_{\max} y t_{\min} , esto es, la edad a la marca de la clase del intervalo de edad,

t_s = fecha de la toma de la muestra expresada como fracción de un año.

Los términos t_{\max} y t_{\min} se calculan considerando una combinación de parámetros de crecimiento y se obtienen despejando la FCVB (ec. 3) para t :

$$t = -\frac{1}{K} \text{Ln}\left(1 - \frac{L_t}{L_\infty}\right) + t_0 \quad (\text{ec. 14})$$

El primer término de la función $T(l)$, $\frac{\text{Seno } \pi (t_{\max} - t_{\min})}{\pi (t_{\max} - t_{\min})}$ es una función decreciente con valores entre 1 (en $L_t = 0$) y 0 (cercano a $L_t = L_{\infty}$) y define (en función de L_{∞}) el intervalo donde se pueden presentar las crestas de la función $T(l)$ (figura 4.2A).

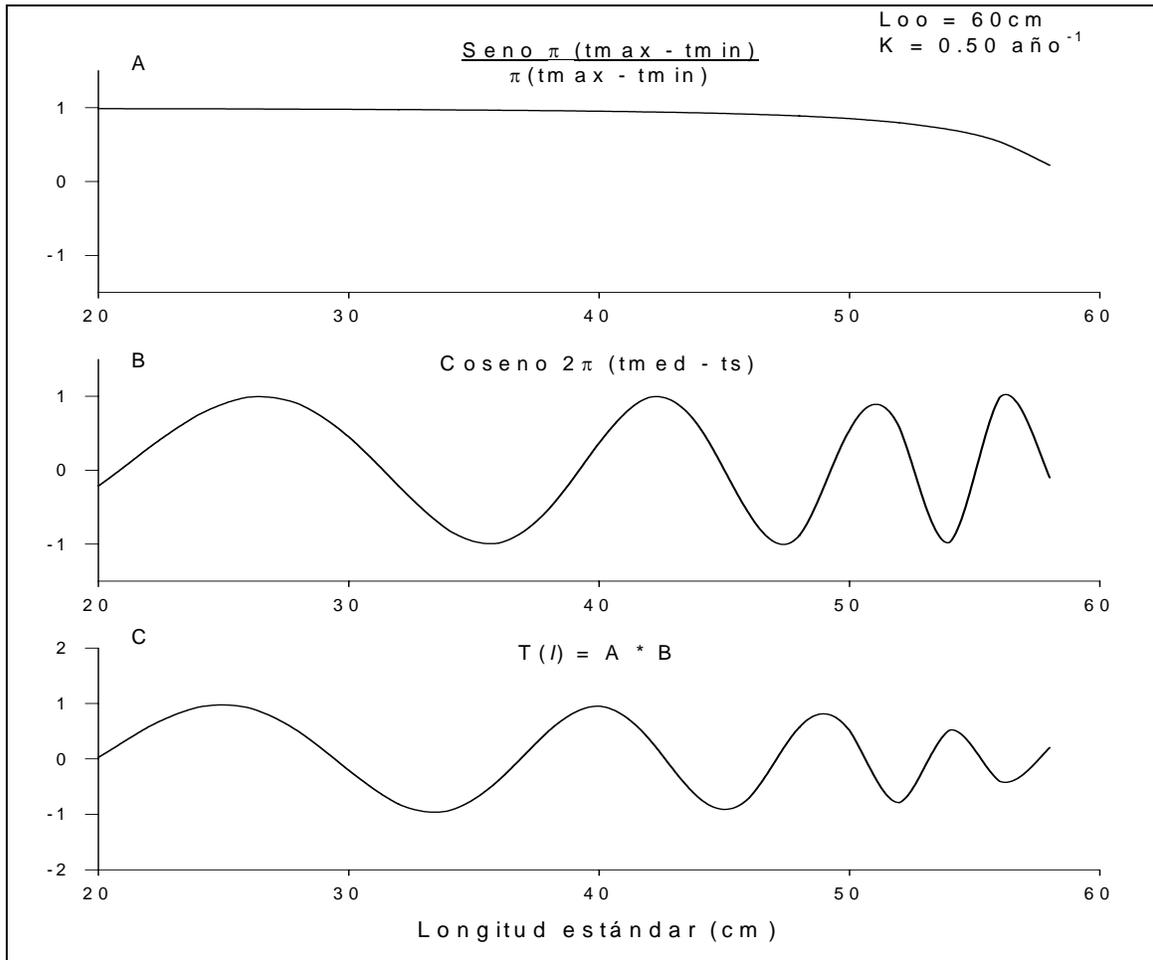


Figura 4.2. Ejemplo del proceso de cálculo por partes de la función T que realiza SLCA para una combinación de L_{∞} y K. A: primer término; B: segundo término; C: el producto de A y B.

El segundo término, $\text{coseno } 2\pi (\bar{t} - t_s)$ tiene la forma de una oscilación cuasi-periódica en L_t . La expresión $(\bar{t} - t_s)$ es la diferencia entre la edad calculada para la marca de clase y la fecha de la muestra (figura 4.2B). El segundo término de la función $T(l)$ determina el número de crestas en función de K y la posición de éstas en función de t_0 . Por ejemplo, un K alto resulta en menos crestas antes de alcanzar la L_{∞} .

El producto de estos dos términos resulta en la forma de la función $T(l)$ (figura 4.2C). Esta función tiene una forma similar a una oscilación amortiguada, es decir, de una onda que disminuye en amplitud al avanzar en el eje de la longitud. La posición de cada cresta en el eje de la longitud indica la longitud a la que se esperarí presencia de organismos (una cohorte) si el crecimiento de éstos estuviera descrito por la curva cuyos parámetros se están evaluando.

El siguiente paso es estimar la función de maximización que permita definir los valores más apropiados de K y L_{∞} . Esto se realiza a través de la función de puntaje, S , que multiplica la función $T(l)$ por la raíz cuadrada de la frecuencia de los organismos (N) para cada intervalo de longitud (l) de cada muestra (i), y sus productos se acumulan en un contador el cual, al alcanzar su valor máximo, define los parámetros de la FCVB más adecuados:

$$S = \sum_l \sum_i T(l,i) \sqrt{N(l,i)} \quad (\text{ec. 15})$$

De acuerdo con Gulland y Rosenberg (1992), la transformación a raíz del número de organismos se justifica por el supuesto de que ese número "se distribuirá con arreglo a una distribución Poisson". Sin embargo, según los autores el empleo de la raíz cuadrada constituye una transición común de estabilización de la varianza, y el supuesto respecto a la distribución no es esencial.

En la figura 4.3A se muestra el ajuste de la función $T(l)$ a los datos de *P. leopardus*, (Goeden, 1978) para una combinación de parámetros de L_{∞} y K . Las frecuencias comprendidas en las partes positivas de las oscilaciones de la función $T(l)$ son multiplicadas con el valor de la sección correspondiente de la curva oscilatoria y se agregan al contador positivo de la función de puntaje S (ec. 15); y los productos correspondientes de las partes negativas son agregadas al contador negativo (figura 4.3B).

Así, la maximización de la función de puntaje S , ocurre cuando altos valores positivos de la función $T(l)$, coinciden con altos números de individuos en la muestra,

lo cual se asume corresponde a la posición de las modas de las distribuciones de frecuencias observadas.

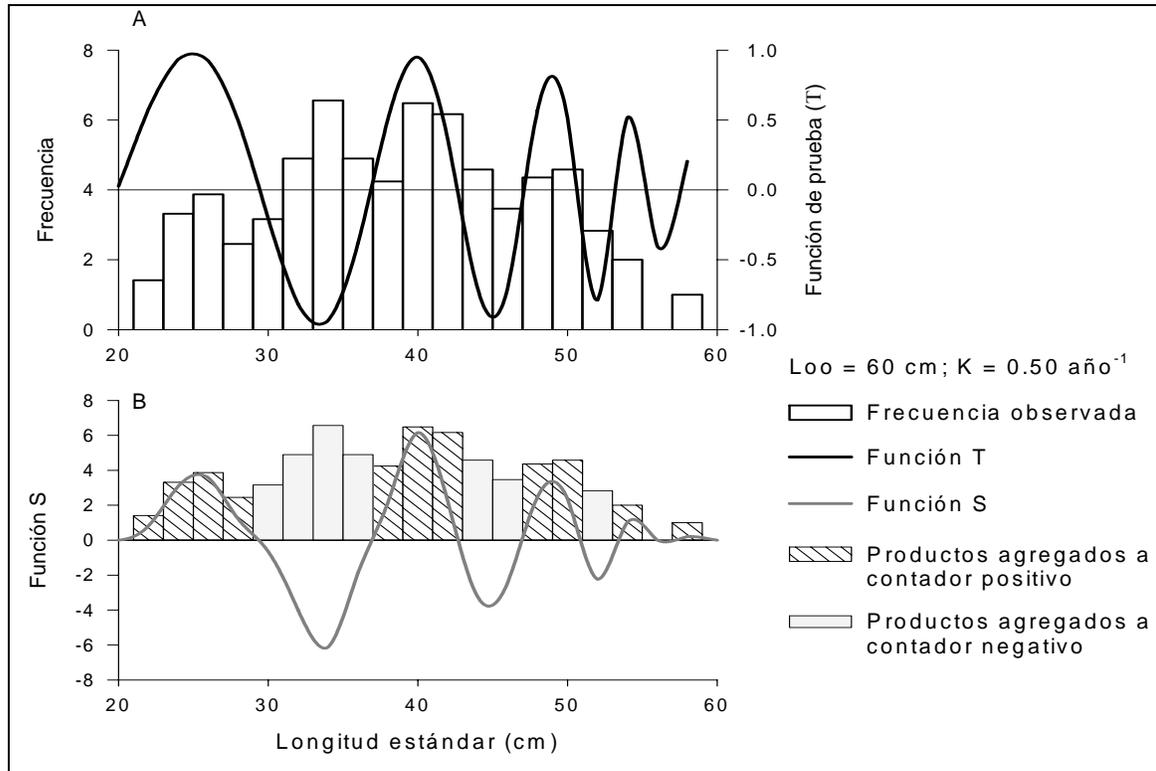


Figura 4.3. Ajuste de la función $T(l)$ a las frecuencias observadas de *P. leopardus* (Goeden, 1978) para una combinación de L_{∞} y K (A) y el producto de éstas, la función S (B). La frecuencia se refiere a la raíz cuadrada del número de organismos.

Debido a que la función de puntaje S (ec. 15) es periódica en t_0 , Shepherd (1987) argumenta que si A es el contador de valores de S cuando $t_0 = 0$ y B es el contador de valores de S cuando $t_0 = 0.25$, entonces la función a maximizar queda de la siguiente forma:

$$S_{\max} = (A^2 + B^2)^{1/2} \quad (\text{ec. 16})$$

Pauly y Arreguín-Sánchez (1995) realizaron una exploración del comportamiento de la función de puntaje S_{\max} (ec. 16), sobre un amplio intervalo de valores de K , mostrando la existencia de un sesgo en esta función, donde siempre los valores de S_{\max} aumentan conforme se incrementa K . En muchos casos, varios máximos locales' de S_{\max} son observados y por tanto, no es posible decidir con base en esta función

qué valor de K es el adecuado (figura 4.4).

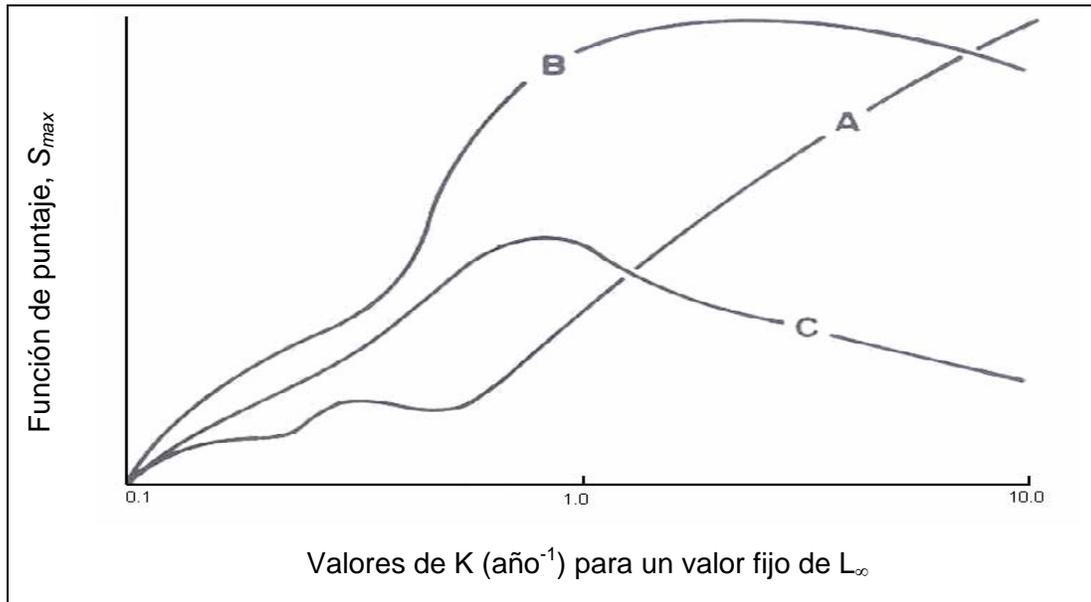


Figura 4.4. Representación del problema principal de la función de puntaje S_{max} del método SLCA: para altos valores de K , la función de puntaje (S_{max}) tiende a valores altos, resultado en valores de K sobrestimados (dado un valor de L_{∞}). A: caso más frecuente; B: un caso común; C: un caso raro. Tomado de: Pauly y Arreguín-Sánchez (1995).

La figura 4.4A, es el caso más frecuente con la función S_{max} siempre aumentando conforme se incrementan los valores de K y no es posible identificar el valor de K que maximiza la función. La figura 4.4B es un caso común, donde se alcanza un pico máximo de S_{max} , entonces decrece lentamente para los siguientes valores inmediatos de K ; y la figura 4.4C es un caso raro, donde el valor de K es relativamente bien identificado, pero puede estar sobreestimado, dado los efectos de los casos A y B.

De acuerdo con dichos autores, la razón de dicho comportamiento es que la función S (ec. 15), asigna el mismo peso a todas las clases de longitud sin considerar la diferencia en edad entre el límite mínimo y máximo de cada clase de longitud. Este aspecto es importante, dado que para organismos pequeños varias clases de longitud quedan comprendidas dentro de una misma edad, y ocurre lo contrario para organismos viejos, donde una clase de longitud comprende organismos de varios grupos de edad.

Para solucionar lo anterior, proponen una modificación a la función de puntaje S (ec. 15), que consiste en ponderar en cada estimación de $S(l,i)$ dividiendo su valor por Δt , el tiempo necesario para que los organismos crezcan de su límite inferior (L_1) al límite superior (L_2) de cada clase de longitud:

$$S = \sum_l \sum_i T(l,i) \frac{\sqrt{N(l,i)}}{\Delta t_{1,2}} \quad (\text{ec. 17})$$

Donde:

$$\Delta t_{1,2} = \frac{-1}{K} \text{Ln} \left(\frac{L_\infty - L_2}{L_\infty - L_1} \right)$$

El efecto de este procedimiento se traduce en la localización de un sólo máximo para la función S_{max} (ec. 16) para cualquier intervalo de valores de K que se explore. Esta modificación se incorporó al SLCA, el método original propuesto por Shepherd (1987) y denominado como NSLCA.

Para fines de este estudio, con la finalidad de diferenciar la función de puntaje S en la forma original propuesta para SLCA (ec. 15) de la propuesta para NSLCA (ec. 17), ya que ambas se maximizan de la misma forma (ec. 16), la de SLCA es referida con S_{max} , tal como la define Shepherd (1987), y la de NSLCA como S .

4.2.2.3. NHLCA (New Hybrid Length Composition Analysis)

Arreguín-Sánchez y Pauly (1996) señalan las debilidades y consistencias de los métodos ELEFAN I y NSLCA. Con respecto a ELEFAN I coinciden con otros autores (Basson *et al.*, 1998) sobre el procedimiento de extracción de 'picos' representativos de valores modales correspondientes a posibles grupos de edad. En particular el uso del suavizamiento mediante el promedio móvil, puede ser inconsistente dependiendo del orden del promedio elegido. Esto tendría consecuencias serias en el resto del procedimiento. Además, la resolución hacia el extremo derecho de la distribución de frecuencias es generalmente muy pobre.

A este respecto, el NSLCA es más consistente en su diseño, ya que la función de prueba, $T(l)$ (ec. 13) es gobernada por los valores de los parámetros de la FCVB y no

depende de un criterio de apreciación. Por otro lado, la forma sinusoidal de la función de prueba, por sus atributos otorga más peso a los cohortes de menor edad, las cuales son más fácilmente distinguibles en una distribución de frecuencias, lo que facilita la interpretación de las distribuciones en términos de las cohortes presentes (Arreguín-Sánchez, en prensa).

Se considera que, el algoritmo de ELEFAN I correspondiente a la exploración de valores de los parámetros de la FCVB es más consistente, dado que permite el seguimiento en el tiempo de los valores modales. En el caso de NSLCA, el uso de contadores (valores agregados a la función S (ec. 17)) para el total de las muestras en $S_{m\acute{a}x}$ (ec. 16), lo hace más sensible a los valores específicos de las frecuencias dentro y entre muestras.

Al respecto, Arreguín-Sánchez y Pauly (1996) sugieren utilizar lo relativo del algoritmo de ELEFAN I para la exploración de los parámetros de la FCVB usando los valores de distribución de las frecuencias sobre la matriz $S(l,i)$. En este sentido, al efectuarse la exploración de los parámetros de la FCVB sujetos a prueba, están contenidos tanto dentro de cada distribución de $S(l,i)$, como entre las distribuciones; esto es, la exploración de valores se realiza dentro y entre muestras.

Para el cálculo de la función de maximización, los valores de los puntajes parciales de la matriz $S(l,i)$ que pasan por la trayectoria de una curva de crecimiento pueden ser agregados a la suma de valores positivos (SVP), así como a la suma de valores negativos (SVN), de manera similar al concepto SPE de ELEFAN I. El valor máximo de la suma total de los valores alcanzados es, $SVA = SPV + SVN$, que corresponden a aquellos valores de K y L_{∞} que representan el mejor ajuste.

La estandarización de la función de puntaje puede ser obtenida por la comparación de la SVA con la suma de los valores positivos más altos observados a lo largo de la trayectoria de la línea de crecimiento, $SVPA$, similar a la SPD del ELEFAN I. Inicialmente, la maximización de la razón ($SVA/SVPA$) puede proveer un criterio de maximización para identificar los valores adecuados de K y L_{∞} , pero puede tomar valores positivos y negativos. Debido a que, esta razón puede resultar

en valores fuera del intervalo de -1 a $+1$, una adecuada estandarización de la función de puntaje puede ser obtenida como:

$$Rs = \left\{ \frac{10^{\left[\frac{(SVP+SVN)}{SVPA} \right]}}{10} \right\} \quad (\text{ec. 18})$$

La nueva función de puntaje, Rs , puede variar entre 0 a $+1$. Cuando la SVP se aproxima a $SVPA$, entonces, Rs se aproxima a 1 .

Las modificaciones realizadas a la función de puntaje S (ec. 17) representadas por la nueva función Rs , es sensible a la longitud inicial y a la muestra inicial, debido a que el método de NHLCA basa su puntuación en la proyección de una curva de crecimiento dada una combinación de L_{∞} y K sobre la matriz $S(l,i)$ de las muestras disponibles, como en el caso de ELEFAN I.

4.2.3. Análisis de la distribución de tallas: Estimadores de densidad por kernel

Existen varios procedimientos estadísticos para mostrar la distribución de un lote de datos univariado. Como ejemplos clásicos se pueden citar los diagramas univariados de dispersión, los diagramas de tallo y hoja, los diagramas de caja y los histogramas (Salgado-Ugarte, 2002).

En este estudio se utilizaron los *estimadores de densidad por kernel* (EDK) como herramienta para el análisis de la distribución de frecuencia de tallas de las bases de datos reales para las que se dispuso de las longitudes originales, no agrupadas.

Los EDK se calculan por medio de (Rosenblatt, 1956):

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \quad (\text{ec. 19})$$

Donde:

$\hat{f}(x)$ = estimación de la densidad de la variable x , esto es, la longitud,

n = número de observaciones,

h = tamaño de intervalo,

X_i = longitud del i -ésimo organismo,

$K(\bullet)$ = función kernel, es una densidad de probabilidad suave, simétrica.

Existen numerosas funciones kernel, y para evaluar su desempeño es necesario considerar el compromiso entre la varianza y el sesgo, de tal manera que su suma integrada sea minimizada y así incrementar su eficiencia. Una buena función kernel deberá minimizar el sesgo por la asignación de un peso mayor a las observaciones cercanas al valor de x en el cual se estima la densidad. Puesto que, la eficiencia de las formas más comunes de esta función es por lo regular mayor al 90%, es válido escoger alguna función kernel bajo otras consideraciones como el grado de diferenciabilidad o esfuerzo computacional (Salgado-Ugarte, 2002).

En este estudio se utilizó la función kernel gaussiana fundamentalmente para hacer compatibles los resultados de la prueba de Silverman (1981) descrita más adelante. Esta función kernel tiene una eficiencia cercana al 95%. La función kernel gaussiana tiene la forma:

$$K(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right) \quad (\text{ec. 20})$$

Donde:

$$z = \left(\frac{x - X_i}{h}\right)$$

Los EDK representan una colección importante de herramientas para explorar y analizar la distribución de un lote de datos. Sin embargo, un problema importante en la aplicación de estos métodos es que tienen que realizarse un gran número de cálculos, lo que puede consumir una cantidad considerable de tiempo a menos que se utilicen procesadores rápidos y tamaños de muestra moderados (Salgado-Ugarte, 2002). Scott (1985) sugirió una forma para superar este problema: el *histograma desplazado promedio* (HDP). Posteriormente, Härdle y Scott (1992) desarrollaron una aproximación más general denominada: *promedio ponderado de puntos redondeados* (PPPR).

Básicamente, las ecuaciones de cálculo de la aproximación HDP-PPPR están en

función del tamaño de intervalo (h) y un nuevo parámetro M , que es el número de histogramas desplazados a promediar. Salgado-Ugarte *et al.* (1995) mostraron que valores de $M \geq 5$ producen una adecuada estimación de densidad por kernel utilizando la aproximación HDP-PPPR; y sobre todo, un ahorro considerable en el tiempo de cálculo, por lo que esta aproximación fue usada en este estudio para calcular los EDK usando los programas presentados en Salgado-Ugarte *et al.* (1997) implementados en el paquete estadístico Stata 8.0 (Stata Corporation, 2003), así como el programa EDK 2002 (Salgado-Ugarte *et al.*, 2002).

En este estudio se utilizó para el cálculo de los EDK valores de $M = 10$ para generar la distribución final de las longitudes de las diferentes especies. Mientras que, en la aplicación de la prueba de Silverman $M = 40$.

4.2.3.1. Elección del tamaño de intervalo óptimo para EDK

La elección del tamaño de intervalo (h) es uno de los problemas más relevantes en la estimación de la densidad, un valor demasiado pequeño de h produce una estimación dependiente de los valores de la muestra, mientras que, un valor grande de h produce el efecto opuesto y sobresuaviza la estimación de la densidad removiendo detalles interesantes. Frecuentemente, el valor de este parámetro se determina arbitrariamente, a pesar de su importancia, la cual radica en que el tamaño de intervalo determina el grado de suavidad del estimador resultante (Salgado-Ugarte *et al.*, 1993).

Existen numerosos procedimientos para establecer el valor adecuado de este parámetro en histogramas, PF y EDK. Algunos de estos métodos de selección se enfocan al número óptimo de intervalos, mientras que otros producen aproximaciones al tamaño de intervalo al minimizar alguna medida del error estadístico con ciertas condiciones y suposiciones.

Desde el punto de vista exploratorio, cualquier elección de h produce estimaciones de utilidad; valores de h grandes permiten reconocer características estructurales generales como simetría, casos extraordinarios, modas, mientras que,

valores pequeños de h revelan estructuras locales que pueden ser reales o artificiales no presentes en la densidad verdadera (Salgado-Ugarte, 2002).

Silverman (1986) propone la siguiente regla práctica para el cálculo de h , para kernel gaussiano, llamada Expresión óptima gaussiana de Silverman, la cual se calcula por medio de:

$$h = \frac{0.9A}{n^{1/5}} \quad (\text{ec. 21})$$

Donde:

$$A = \min \left[\left(\frac{\sum (X_i - \bar{x})^2}{n-1} \right)^{1/2}, \frac{RIC}{1.349} \right]$$

Nótese que A es el valor más pequeño de dos estimados de la desviación estándar, la del primer término, que corresponde al estimado usual de la desviación estándar y, la del segundo término, llamada *F-pseudosigma*, la cual es una medida robusta de la dispersión, tal como el recorrido intercuartílico (*RIC*).

La expresión óptima gaussiana de Silverman produce un valor demasiado grande de h cuando se aplica a distribuciones con sesgo o distribuciones multimodales, sin embargo, puede servir como referencia permitiendo un reconocimiento de las modas dominantes en la distribución de la densidad (Salgado-Ugarte, 2002), por lo que en este trabajo se utilizó bajo dicho enfoque y como valor preliminar para utilizar la prueba de multimodalidad de Silverman (Silverman, 1981). Asimismo, se utilizó para generar la distribución de tallas considerando la ' n ' total de las bases de datos reales para las que se contó con las longitudes originales, no agrupadas.

La prueba de Silverman combina la estimación de densidad por kernel con un procedimiento de prueba jerárquico de muestreo repetitivo (*bootstrap*) para determinar el número más probable de modas en la densidad subyacente en conjunto con un valor de h . Ambos métodos son no-paramétricos, basados en los datos y de cómputo intensivo (Salgado-Ugarte *et al.*, 1997). Cabe señalar que en esta prueba la estimación de h no es el interés principal, sino el conteo de modas, sin

embargo, puesto que ambos temas están relacionados, es posible obtener un intervalo de valores de h al cual se obtiene el número de modas indicado por la prueba. Para una descripción detallada de la prueba consultar Silverman (1981), Izenman y Sommer (1988) y Salgado-Ugarte (2002).

La prueba de multimodalidad de Silverman se estimó de acuerdo a las rutinas descritas por Salgado-Ugarte *et al.* (1997) insertadas en Stata 8.0 (Stata Corporation, 2003) aplicando el siguiente procedimiento para cada muestra:

- Se anota el número de modas en cada estimación de densidad para diferentes *tamaños de intervalo críticos*, esto es, el valor de h el cual al reducirlo un poco produce que brote una moda adicional.
- Se generan las muestras repetitivas (*bootstrap*) con cada valor de h para un número especificado de modas (identificadas en el paso anterior) y se añade el número de iteraciones requeridas, B .
- Se evalúa la significación de la prueba a través del cálculo del valor p para un número especificado de modas, para cada una de las muestras repetitivas (*bootstrap*), contando las modas resultantes y calculando del total de repeticiones, la fracción de estimadas con más modas que el número probado. En su estudio original, Silverman (1981) no ofreció sugerencias de qué tan grande debe ser el *valor-p* para considerarlo significativo. Izenman y Sommer (1988) sugieren valores de $p \geq 0.4$. Este valor también sugerido por Martínez-Ramírez *et al.* (1998) quienes encontraron que es eficaz para identificar correctamente en un 80% distribuciones multimodales simuladas (trimodales).
- Por último, se genera el EDK utilizando un valor representativo (medio) de h dentro del intervalo de tamaños de intervalo que produce el número de modas indicado por el valor de p .

La prueba de multimodalidad de Silverman se aplicó a las bases de datos para las que se contó con las longitudes originales, no agrupadas, éstas son: sardina monterrey, calamar gigante y cangrejo rojo. Los resultados de esta prueba se incluyen en el Anexo III.

5. RESULTADOS

5.1. DISTRIBUCIONES DE FRECUENCIAS DE LONGITUD SIMULADAS

Las distribuciones de frecuencia de longitud simuladas se generaron con valores de $L_{\infty} = 250$ mm, $K = 2.4$ año⁻¹ y $t_0 = 0.0$ año⁻¹, estos representan los 'valores reales' y específicamente son referidos en el texto como K_{real} , $L_{\infty_{real}}$ y $t_{0_{real}}$. Los detalles de la simulación se describen en el Anexo I.

A cada muestra se le asignó una 'fecha de muestreo' hipotética a partir del día 15 de cada mes comenzando desde enero para la primera muestra, febrero para la siguiente y así sucesivamente, hasta cubrir la última muestra. Cada 'fecha de muestreo' se expresa como la fracción de un año, con valores cercanos a cero en enero y uno en diciembre.

Para comenzar con los cálculos es necesario aclarar que debido a que las funciones de puntaje de ELEFAN I y NHLCA basan sus estimaciones en el ajuste de curvas de crecimiento, se debe especificar la muestra inicial y la longitud inicial, ya que a partir de este punto las curvas pueden proyectarse hacia delante y hacia atrás.

Por su parte, el algoritmo de NSLCA, tal como está implementado en FISAT, toma como muestra inicial siempre a la primera muestra. Además, NSLCA por su diseño, no basa su función de puntaje en el ajuste de curvas de crecimiento, sino que evalúa el intervalo de tallas de acuerdo con el valor de L_{∞} seleccionado, por lo que no es necesario especificar un valor de longitud inicial.

Para analizar gráficamente el comportamiento de las funciones de puntaje de los tres algoritmos sobre un intervalo de valores de K , los valores absolutos de ELEFAN I y NHLCA se estandarizaron a la unidad, sin embargo, en el texto y en las tablas se hace referencia a los valores absolutos máximos de cada función. Para NSLCA la función de puntaje se obtiene estandarizada a la unidad. Asimismo, el valor de K que alcance el puntaje máximo con algún método es referido como $K_{pm\acute{a}x}$.

5.1.1. Sin selectividad, todos los grupos de tallas representados

Las distribuciones de frecuencia de longitud (DFL) que se analizan en esta sección presentan una (DFL1C), dos (DFL2C) y tres cohortes (DFL3C). El intervalo de tallas que abarcan los tres tipos de DFL simuladas es de 30 a 300 mm con un tamaño de intervalo de 5.0 mm. Los reclutamientos se presentan una longitud modal inicial de 45 mm (figura 5.1).

Tomando en cuenta lo anterior, las funciones de puntaje de ELEFAN I y NHLCA se calcularon para dos intervalos de clases consecutivos hacia arriba y hacia abajo con referencia a la longitud modal inicial, esto es, para 35, 40, 50 y 55 mm.

Para la DFL2C y la DFL3C se probaron diferentes muestras iniciales de acuerdo al número de cohortes que presentan y la muestra donde inician. Esto es, para la DFL2C se probaron las muestras 1 y 4. Para la DFL3C se probaron las muestras 1, 4 y 7 (figura 5.1). En ambos casos se conservó el número total de muestras. Para NSLCA esta opción no se analizó, debido a que el programa FISAT no permite modificaciones en la muestra inicial considerando el mismo número de muestras totales.

Se evaluó el comportamiento de las funciones de puntaje de los algoritmos sobre valores de K de 1.0 a 5.0 año⁻¹. Dado que dicha región de búsqueda se dividió en 21 intervalos de estimación, un $K_{p\acute{m}ax}$ *ligeramente subestimado* o *ligeramente sobreestimado* hace referencia a la obtención de un valor de K en el intervalo inmediato anterior (2.2) y superior (2.6) respecto al correspondiente al K_{real} . Los parámetros de crecimiento restantes, L_{∞} y t_0 , se dejaron fijos en su 'valor real'.

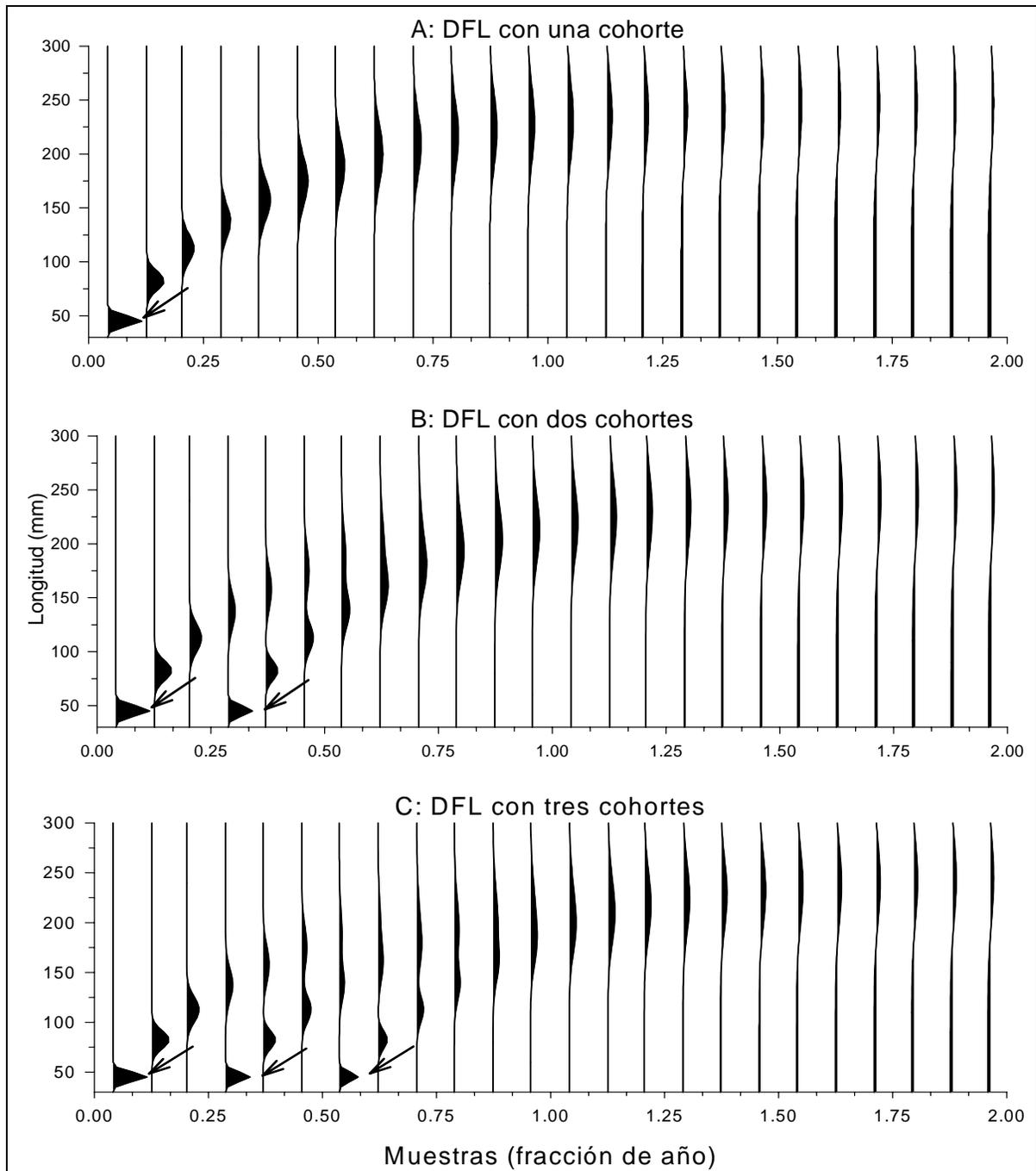


Figura 5.1. Distribuciones de frecuencias de longitud (DFL) simuladas sin selectividad con una (A), dos (B) y tres cohortes (C). Las flechas corresponden a la ubicación de cada cohorte. Las muestras se expresan como la fracción de un año con base en su 'fecha de muestreo'.

Los resultados de las opciones de estimación descritas se presentan en la tabla 5.1, donde se incluye para ELEFAN I y NHLCA la muestra inicial, la longitud inicial y el

valor de K obtenidos al puntaje máximo. Para NSLCA las estimaciones sólo se realizaron con muestra inicial = 1.

Tabla 5.1. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo variando la muestra inicial y longitud inicial para $L_{\infty} = 250$ mm y $t_0 = 0.0$ año⁻¹. Distribución: DFL con una (DFL1C), dos (DFL2C) y tres (DFL3C) cohortes.

Tipo de distribución	Algoritmo	Muestra inicial	Longitud inicial (mm)	Puntaje máximo	K (año ⁻¹) ^a
DFL1C	ELEFAN I	1	45.0	0.780*	2.40
	NHLCA	1	45.0	0.374*	2.60
	NSLCA	1	N.A	1.0**	2.20
DFL2C	ELEFAN I	1	45.0	0.540*	2.40
	NHLCA	1	45.0	0.344*	2.60
	NSLCA	1	N.A	1.0**	2.20
DFL3C	ELEFAN I	1	45.0	0.458*	2.40
	NHLCA	1	45.0	0.311*	2.60
	NSLCA	1	N.A	1.0**	2.40

^aReferidos en el texto como $K_{pm\acute{a}x}$: valor de K al puntaje máximo.

N.A: no aplica; *valor absoluto; **valor estandarizado por el programa.

El algoritmo de ELEFAN I con los tres tipos de DFL simuladas alcanzó el mayor puntaje para el K_{real} , ($K_{pm\acute{a}x} = K_{real}$). Cabe mencionar que con otras opciones de estimación probadas para la DFL2C y la DFL3C (diferentes muestras iniciales y longitudes iniciales), la función de puntaje de ELEFAN I fue máxima en la mayoría de los casos para el K_{real} o cercano a éste. Sin embargo, los valores de R_n al puntaje máximo en estas opciones fueron de menor magnitud que los alcanzados para las opciones de la tabla 5.1.

Por otro lado, la magnitud de los valores máximos de R_n de ELEFAN I disminuye al aumentar el número de cohortes presentes en las DFL simuladas (tabla 5.1), lo que representa un aumento en la suma de picos disponible, SPD y poca variación en la suma de picos explicada, SPE (ec. 12), dado que las curvas de crecimiento al puntaje máximo alcanzaron el mismo valor de K para la misma muestra y longitud inicial, por lo que la trayectoria de las curvas no se modifica. Así, el puntaje máximo general se alcanzó para la DFL1C.

Con NHLCA se obtuvo un valor de $K_{pm\acute{a}x}$ ligeramente sobreestimado respecto al K_{real} para los tres tipos de DFL simuladas (tabla 5.1). La magnitud de los valores de R_s es similar aunque con tendencia a disminuir con el aumento en el número de cohortes de las DFL simuladas, lo que implica que tanto la suma de los valores positivos más altos, $SVPA$ (ec. 18) así como la suma de valores alcanzados por las curvas de crecimiento, varían en menor medida con el aumento del número de cohortes. De esta manera, el puntaje máximo general se produjo con la DFL1C.

Otras opciones de estimación probadas con NHLCA para la DFL2C y la DFL3C se alcanzaron al puntaje máximo valores subestimados de K , el más bajo de $K = 1.2$. Estos resultados se presentaron al modificar la muestra inicial permitiendo que reclutamientos previos a la muestra inicial se recorran al final de la distribución (ya que se conservó el número de muestras disponibles), con información sobre tallas pequeñas a medianas (figura 5.1B y 5.1C), lo que constituye evidencia a favor de valores de K bajos. Sin embargo, los valores absolutos de R_s fueron de menor magnitud que los alcanzados para las opciones de la tabla 5.1.

NSLCA presentó poca variación en los $K_{pm\acute{a}x}$ (tabla 5.1). Con la DFL1C y la DFL2C se alcanzó un valor de K ligeramente subestimado respecto al K_{real} y para la DFL3C se obtuvo el K_{real} .

Los perfiles de las funciones de puntaje de los tres algoritmos sobre los valores de K explorados presentaron tendencias similares independientemente del número de cohortes presentes en cada DFL simulada. Por lo anterior, el análisis gráfico se realizó en el caso de ELEFAN I y NHLCA para la DFL al puntaje máximo general de la tabla 5.1, esto es, para la DFL1C y para NSLCA cuando alcanzó el K_{real} , esto es, para la DFL3C (figura 5.2).

Las funciones de puntaje de ELEFAN I y NHLCA presentan una forma de campana con la parte superior ligeramente aplanada. ELEFAN I presentó valores similares de R_n para K de 2.2 a 2.6 y fue máxima para el K_{real} . Los valores de R_n disminuyen gradualmente para valores de K más altos. Para NHLCA el intervalo de valores similares de R_s se obtuvo para K más altas de 2.6 a 3.0 y el $K_{pm\acute{a}x}$ para 2.6,

esto es, ligeramente sobreestimado. Para K mayores, los valores de S disminuyen pero en menor proporción que los de ELEFAN I (figura 5.2).

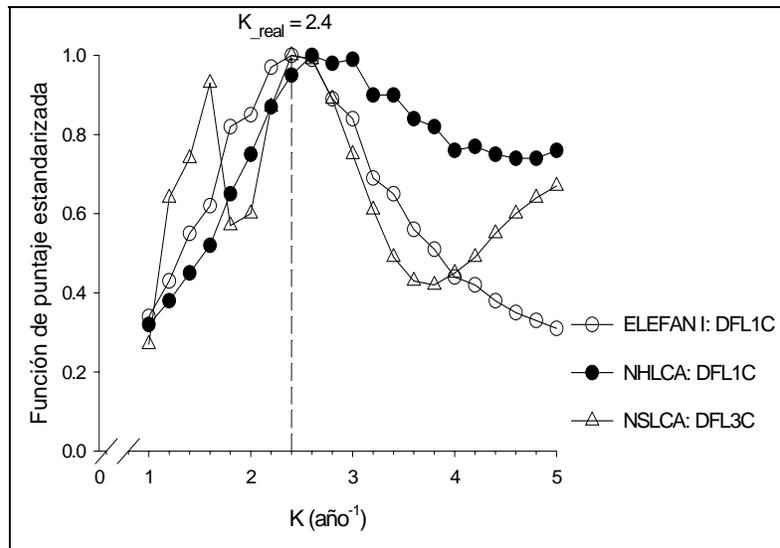


Figura 5.2. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para las DFL con una (DFL1C) y tres cohortes (DFL3C) según los resultados de la tabla 5.1. L_{∞} = 250 mm y t_0 = 0.0 año⁻¹. La línea vertical representa el 'valor real' de K .

La función de puntaje de NSLCA presenta dos picos de S , uno de menor magnitud para $K = 1.6$ y el siguiente para el K_{real} . La magnitud de S disminuye para los siguientes valores de K y vuelve a aumentar para valores de K altos, mayores de 4.0 (figura 5.2). Cabe destacar que el máximo local de S a K bajas se presentó para los tres tipos de DFL simuladas con diferente magnitud. Sin embargo, para la DFL3C dicho máximo fue más alto en respuesta a la mayor proporción de las tallas pequeñas y medianas de las DFL con más de una cohorte (figura 5.1).

5.1.2. Con selectividad sobre algún grupo de tallas

Las DFL que se analizan en esta sección presentan tres cohortes con las siguientes características (figura 5.3): A) sin juveniles, sólo adultos con 22 muestras disponibles (DFL3CA); B) sin adultos, sólo juveniles con 24 muestras disponibles (DFL3CJ); y C) sin juveniles y sin adultos, sólo tallas medianas con 22 muestras disponibles (DFL3CM).

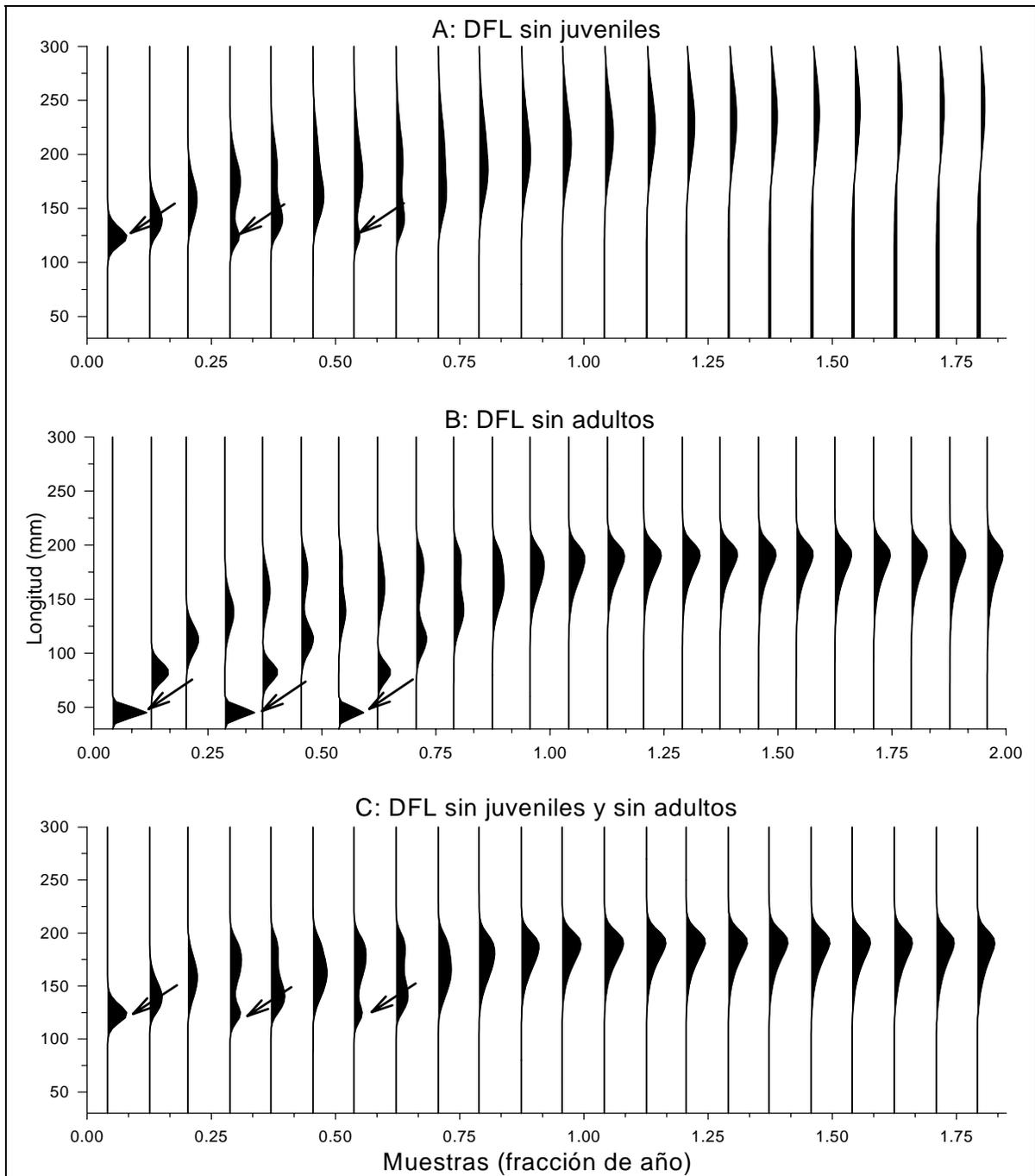


Figura 5.3. Distribuciones de frecuencias de longitud (DFL) simuladas con selectividad sobre algún grupo de tallas. Sin juveniles (A), sin adultos (B) y sin juveniles y sin adultos (C). Las flechas corresponden a la ubicación de cada cohorte. Las muestras se expresan como la fracción de un año con base en su 'fecha de muestreo'.

Al igual que en las DFL sin selectividad, un $K_{p\text{m}\acute{a}x}$ ligeramente subestimado o ligeramente sobreestimado hace referencia a la obtención de un valor de K en el

intervalo inmediato anterior (2.2) y superior (2.6) respecto al correspondiente al K_{real} .

A. Sin juveniles, sólo adultos

Para la DFL3CA (figura 5.3A) se evaluó el efecto en las funciones de puntaje de los ELEFAN I y NHLCA con muestra inicial 1, 4 y 7 conservando el número de muestras disponibles. Esto no es posible investigarlo para NSLCA debido a que FISAT no permite la modificación de la muestra inicial conservando el mismo número de muestras, por lo que sólo se evaluó con muestra inicial = 1.

Cada cohorte tiene una longitud modal inicial de 125 mm (figura 5.3A). Tomando en cuenta lo anterior, las funciones de puntaje de ELEFAN I y NHLCA se calcularon para dos intervalos de clases consecutivos hacia arriba y hacia abajo con referencia a la longitud modal, esto es, para 115, 120, 130 y 135 mm.

Se evaluó el comportamiento de las funciones de puntaje de los algoritmos sobre valores de K de 1.0 a 5.0 año⁻¹. Los parámetros restantes, L_{∞} y t_0 , se dejaron fijos en su 'valor real'. En la tabla 5.2 se incluyen los resultados de las funciones de puntaje máximas en conjunto con la muestra inicial, longitud inicial y valor de K .

Tabla 5.2. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo variando la muestra inicial y la longitud inicial para $L_{\infty} = 250$ mm y $t_0 = 0.0$ año⁻¹. Distribución: DFL sin juveniles.

Algoritmo	Muestra inicial	Longitud inicial (mm)	Puntaje máximo	K (año ⁻¹) ^a
ELEFAN I	1	125.0	0.392*	1.60
NHLCA	4	115.0	0.433*	2.20
NSLCA	1	N.A	1.0**	2.40

^aReferidos en el texto como $K_{pm\acute{a}x}$: valor de K al puntaje máximo.

N.A: no aplica; *valor absoluto; **valor estandarizado por el programa.

De acuerdo con los resultados de la tabla 5.2, sólo el algoritmo de NSLCA obtuvo el K_{real} ($K_{pm\acute{a}x} = K_{real}$). El algoritmo de NHLCA alcanzó un $K_{pm\acute{a}x}$ ligeramente subestimado. Las diferencias en los $K_{pm\acute{a}x}$ para NHLCA se presentaron con la modificación de la muestra inicial más que con la variación de la longitud inicial. De

esta manera, al iniciar en la muestra 1 se obtuvieron valores de K sobreestimados y cercanos al máximo explorado y con la muestra 7 se alcanzaron valores de K subestimados menores de 2.0. Sin embargo, la magnitud de los valores de R_s para dichas opciones de estimación fue menor.

El algoritmo de ELEFAN I subestimó en mayor medida el K_{real} . Cabe mencionar que en la mayoría de las opciones de estimación consideradas, esto es, modificación en la muestra y longitud inicial, ELEFAN I alcanzó al puntaje máximo valores de K subestimados.

En la figura 5.4 se incluyen los perfiles de las funciones de puntaje de los tres algoritmos para el intervalo de valores de K explorado según los resultados de la tabla 5.2. Se observa que, el patrón de la función de puntaje de ELEFAN I no es informativo ya que presenta poca variación en los valores de R_n para el intervalo de K y es relativamente más alto para $K = 1.6$. Este patrón fue característico para las diferentes opciones de análisis consideradas.

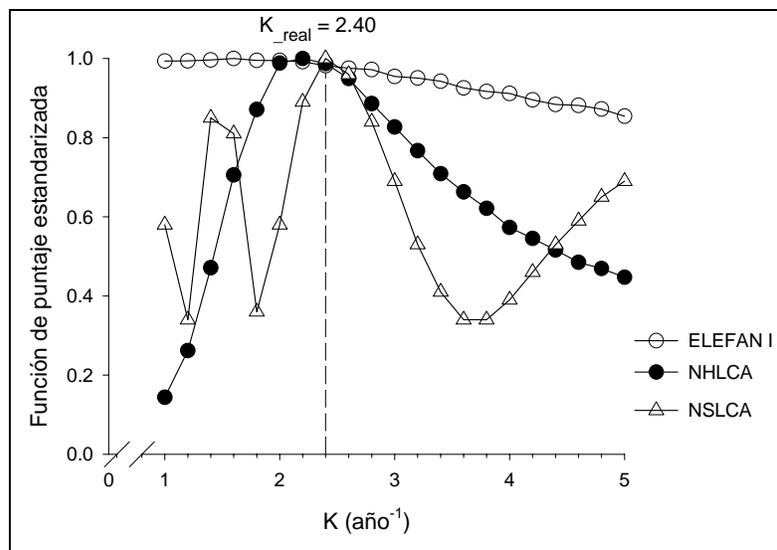


Figura 5.4. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para la DFL sin juveniles según los resultados de la tabla 5.2. $L_{\infty} = 250$ mm y $t_0 = 0.0$ año⁻¹. La línea vertical representa el 'valor real' de K .

La función de puntaje de NSLCA presentó un máximo local para un valor de K bajo, posteriormente incrementa su magnitud y alcanza el valor máximo en el

K_{real} . Por el contrario, el comportamiento de la función de puntaje de NHLCA es más informativo; en éste no se observan máximos locales, la magnitud de los valores de R_s incrementa conforme aumentan los valores de K y una vez que alcanza el máximo, disminuye para los siguientes valores.

De manera general, los resultados obtenidos por NSLCA y NHLCA para la DFL3CA, tanto en los $K_{pm\acute{a}x}$ como en los perfiles de las funciones de puntaje, fueron más consistentes respecto a lo obtenido anteriormente para las DFL sin selectividad. Mientras que, ELEFAN I no presentó coincidencia entre sus resultados.

B. Sin adultos, sólo juveniles

Para la DFL3CJ (figura 5.3B) se evaluó el efecto en las funciones de puntaje de los ELEFAN I y NHLCA con muestra inicial 1, 4 y 7 conservando el número de muestras disponibles. Esto no es posible investigarlo para NSLCA debido a que FISAT no permite la modificación de la muestra inicial conservando el mismo número de muestras, por lo que sólo se evaluó con muestra inicial = 1.

Cada cohorte tiene una longitud modal inicial de 45 mm (figura 5.3B). Tomando en cuenta lo anterior, las funciones de puntaje de ELEFAN I y NHLCA se calcularon para dos intervalos de clases consecutivos hacia arriba y hacia abajo con referencia a la longitud modal, esto es, para 35, 40, 50 y 55 mm.

Debido a que no hay información sobre tallas adultas, las funciones de puntaje de los algoritmos se calcularon para diferentes valores de L_{∞} , menores a $L_{\infty real} = 250$ mm. De esta manera, se estableció una búsqueda desde 210 hasta 250 mm a intervalos de 20 mm con K de 1.0 a 5.0 año⁻¹ y $t_{0 real} = 0.0$ año⁻¹. En la tabla 5.3 se incluyen los resultados de las funciones de puntaje máximas para cada valor de L_{∞} en conjunto con la muestra inicial, longitud inicial y valor de K .

De acuerdo con los resultados presentados en la tabla 5.3, los tres algoritmos obtuvieron una disminución en los $K_{pm\acute{a}x}$ y en los valores absolutos de su correspondiente función de puntaje (en el caso de ELEFAN I y NHLCA) con el

aumento de los valores de L_{∞} hasta el L_{∞_real} . Las diferencias se presentaron en el intervalo de $K_{pm\acute{a}x}$ alcanzado y como se muestra más adelante, en los perfiles de sus funciones de puntaje. Asimismo con lo obtenido respecto a las DFL sin selectividad analizadas en la sección anterior.

Tabla 5.3. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo variando la muestra inicial, longitud inicial para tres valores de L_{∞} con $t_0 = 0.0$ año⁻¹. Distribución: DFL sin adultos.

Algoritmo	L_{∞} (mm)	Muestra inicial	Longitud inicial (mm)	Puntaje máximo	K (año ⁻¹) ^a
ELEFAN I	210	1	45.0	0.394*	2.20
NHLCA		1	45.0	0.428*	3.80
NSLCA		1	N.A	N.C	SO
ELEFAN I	230	1	45.0	0.297*	1.20
NHLCA		1	45.0	0.355*	3.00
NSLCA		1	N.A	1.0**	2.40
ELEFAN I	250	N.C	N.C	N.C	SU
NHLCA		1	45.0	0.297*	2.60
NSLCA		1	N.A	1.0**	2.00

^aReferidos en el texto como $K_{pm\acute{a}x}$: valor de K al puntaje máximo.

N.A: no aplica; *valor absoluto; **valor estandarizado por el programa;

N.C: no converge; SU: subestimado; SO: sobreestimado.

El algoritmo de NSLCA presentó una tendencia a sobreestimar el $K_{pm\acute{a}x}$ con la disminución de los valores de L_{∞} desde el L_{∞_real} (tabla 5.3). Así, la disminución de L_{∞_real} en respuesta de la ausencia de tallas adultas condiciona que para $L_{\infty} = 230$ mm se alcance el K_{real} , ya que en la DFL3C donde todos los grupos de tallas se encuentran bien representados, el K_{real} se produjo para el L_{∞_real} (tabla 5.1).

El algoritmo de ELEFAN I en las opciones de análisis consideradas subestimó el K_{real} , aunque con $L_{\infty} = 210$ mm la diferencia fue mínima. Con los valores restantes de L_{∞} , se alcanzó un $K_{pm\acute{a}x}$ cercano o igual al mínimo ensayado (tabla 5.3). Con las demás muestras iniciales (4 y 7) los valores de K para cada valor de L_{∞} tuvieron poca variación y se alcanza un puntaje menor que al iniciar en la muestra 1. Esto no coincide con los resultados obtenidos para las DFL sin selectividad analizadas anteriormente, donde en todos los casos el $K_{pm\acute{a}x}$ fue igual al K_{real} (tabla 5.1).

Para NHLCA se obtuvo un intervalo de $K_{pm\acute{a}x}$ desde 2.6 hasta 3.8, sobreestimando el K_{real} . Sin embargo, el $K_{pm\acute{a}x}$ alcanzando con el $L_{\infty real}$, coincide con los resultados para las DFL1C, DFL2C y DFL3C analizadas en la sección anterior. Esto es, ligeramente sobreestimado respecto al K_{real} (tablas 5.1 y 5.3).

Las diferencias en la función de puntaje máxima de NHLCA se presentaron al modificar la muestra inicial más que con la variación en la longitud inicial y el valor de L_{∞} , obteniéndose valores de K subestimados con muestra inicial 4 y 7. Lo que indica que en estos casos, las curvas de crecimiento obtienen el puntaje máximo al evaluar la información de las tallas pequeñas y medianas que se encuentran bien representadas en la DFL3CJ (figura 5.3B), aunque comparativamente de menor magnitud que al iniciar en la muestra 1.

El desempeño gráfico de las funciones de puntaje de los algoritmos sobre los valores de K explorados se evaluó para $L_{\infty} = 210$ y 250 mm con la muestra inicial y longitud inicial (en su caso), con las que se obtuvieron los puntajes máximos de acuerdo con los resultados de la tabla 5.3 (figura 5.5). Cabe mencionar que con $L_{\infty} = 210$ y 230 mm, los tres algoritmos presentaron perfiles similares.

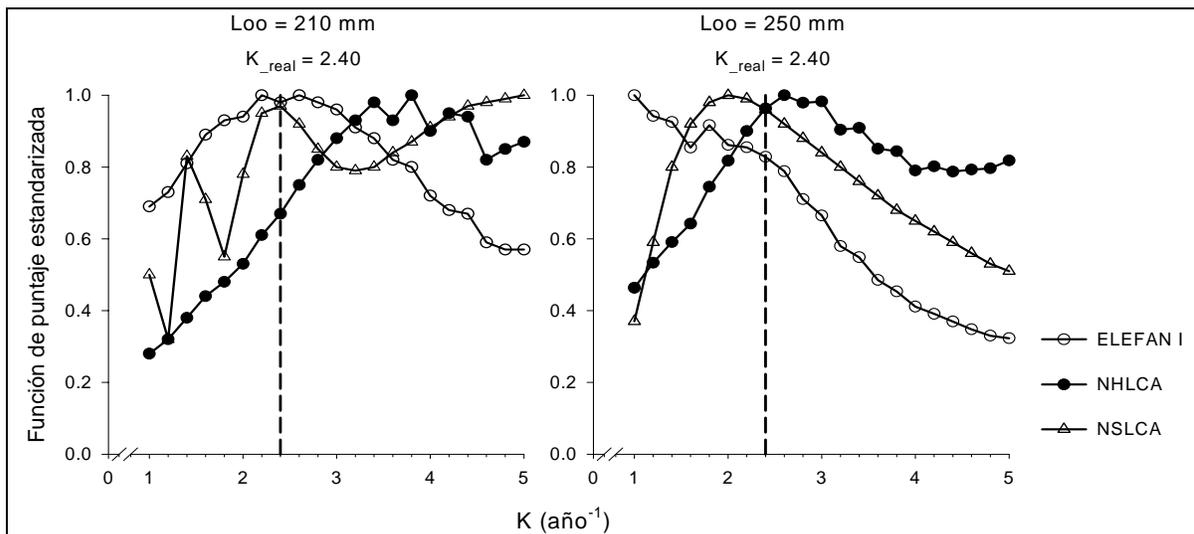


Figura 5.5. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para dos valores de L_{∞} con $t_0 = 0.0$ año⁻¹ según los resultados de la tabla 5.3 para la DFL sin adultos. La línea vertical representa el 'valor real' de K .

Como se aprecia en la figura 5.5 los algoritmos obtuvieron perfiles diferentes para cada valor de L_{∞} . ELEFAN I obtiene una tendencia informativa para $L_{\infty} = 210$ mm, sin embargo, en la parte superior se alcanzaron valores similares de R_n para K desde 2.2 a 2.6. Mientras que, NSLCA y NHLCA presentaron tendencias informativas para $L_{\infty} = 250$ mm. Comparativamente, el perfil de NSLCA es más informativo que el de NHLCA, no obstante el $K_{pm\acute{a}x}$ de NHLCA esta menos sesgado respecto al K_{real} , que el de NSLCA (tabla 5.3).

Con $L_{\infty} = 250$ mm el perfil de la función de puntaje de ELEFAN I resultó fuertemente subestimado (figura 5.5). Cabe mencionar que, los perfiles de ELEFAN I para las demás opciones de estimación fueron en su mayoría de este tipo. Con $L_{\infty} = 210$ mm NSLCA y NHLCA obtuvieron perfiles sobreestimados con algunas diferencias. El perfil de NSLCA presenta dos máximos locales de S para valores de K intermedios (menores de 2.5) y con NHLCA los valores máximos locales de R_s se localizaron en K altos (mayores de 3.0).

C. Sin juveniles y sin adultos, sólo tallas medianas

Se investigaron las mismas opciones de estimación para la DFL3CM (figura 5.3C) que las llevadas a cabo para la DFL3CJ, referentes a las muestras iniciales e intervalo de valores de K y L_{∞} con el t_{0_real} . Las longitudes iniciales son las mismas que las ensayadas para la DFL3CA dado que la longitud modal inicial de las cohortes presentes es 125 mm.

En la tabla 5.4 se incluyen los resultados de las funciones de puntaje máximas de los algoritmos para cada valor de L_{∞} probado en conjunto con la muestra inicial, longitud inicial y valor de K .

Con base en los resultados presentados en la tabla 5.4, los tres algoritmos obtuvieron una disminución en los $K_{pm\acute{a}x}$ y en los valores absolutos de sus correspondientes funciones de puntaje (en el caso de ELEFAN I y NHLCA) con el aumento de los valores de L_{∞} hasta el L_{∞_real} . Las diferencias se presentaron en el intervalo de valores de K alcanzados y como se analiza más adelante, en los perfiles

de sus funciones de puntaje. Asimismo con lo obtenido respecto a las DFL sin selectividad analizadas en la sección anterior. Con ELEFAN I esta relación no fue clara ya que en dos casos subestimó el K_{real} al mínimo ensayado.

Tabla 5.4. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo variando la muestra inicial, longitud inicial para tres valores de L_{∞} con $t_0 = 0.0$ año⁻¹. Distribución: DFL sin juveniles y sin adultos.

Algoritmo	L_{∞} (mm)	Muestra inicial	Longitud inicial (mm)	Puntaje máximo	K (año ⁻¹) ^a
ELEFAN I	210	1	125.0	0.466*	1.40
NHLCA		4	120.0	0.507*	3.20
NSLCA		1	N.A	N.C	SO
ELEFAN I	230	N.C	N.C	N.C	SU
NHLCA		4	115.0	0.450*	2.40
NSLCA		1	N.A	1.0**	2.40
ELEFAN I	250	N.C	N.C	N.C	SU
NHLCA		4	115.0	0.372*	2.20
NSLCA		1	N.A	1.0**	2.00

^aReferidos en el texto como $K_{pm\acute{a}x}$: valor de K al puntaje máximo.

N.A: no aplica; *valor absoluto; **valor estandarizado por el programa;

N.C: no converge; SU: subestimado; SO: sobreestimado.

Como se mencionó, el algoritmo de ELEFAN I en las opciones de análisis consideradas subestimó el K_{real} (tabla 5.4). Con las restantes opciones de estimación consideradas también se obtuvieron valores de K subestimados. Estos resultados son similares con lo obtenido para la DFL3A y DFL3CJ presentándose de igual manera valores de $K_{pm\acute{a}x}$ subestimados (tablas 5.2 y 5.3); y nuevamente, no coincide con lo obtenido para las DFL sin selectividad analizadas anteriormente, donde en todos los casos se alcanza el K_{real} (tabla 5.1).

Con NHLCA y NSLCA se obtuvieron respecto a $K_{pm\acute{a}x}$, valores ligeramente subestimados, el K_{real} y valores sobreestimados con la disminución de los valores de L_{∞} desde el $L_{\infty_{real}}$ (tabla 5.4). Con $L_{\infty} = 230$ mm ambos algoritmos alcanzan el K_{real} . Sin embargo, se presentaron ciertas variaciones en los $K_{pm\acute{a}x}$ obtenidos. Para NHLCA se obtuvo un intervalo de $K_{pm\acute{a}x}$ desde 2.2 hasta 3.2, el cual es más

estrecho que el obtenido para la DFL3CJ (tabla 5.3). Mientras que, para NSLCA el intervalo de $K_{pm\acute{a}x}$ es más amplio e idéntico al obtenido para la DFL3CJ.

Las diferencias en la función de puntaje máxima de NHLCA se presentaron al modificar la muestra inicial más que con la variación en la longitud inicial y valor de L_{∞} , obteniéndose valores de K sobreestimados con muestra inicial 1 y subestimados con la muestra inicial 7. Lo que indica que en el primer caso, las curvas de crecimiento con las diferentes longitudes iniciales obtienen el puntaje máximo cuando siguen la progresión modal del primer reclutamiento. Mientras que, con muestra inicial 7, las curvas alcanzan el mayor puntaje para valores de K bajos, dada la información de las muestras anteriores con predominancia de tallas medianas que se encuentran bien representadas en la DFL3CM (figura 5.3C), aunque comparativamente de menor magnitud que al iniciar en la muestra 4 (tabla 5.4).

El desempeño gráfico de las funciones de puntaje de los algoritmos sobre los valores de K explorados se evaluó para $L_{\infty} = 210$ y 250 mm con la muestra inicial y longitud inicial (en su caso), con las que se obtuvieron los puntajes máximos de acuerdo con los resultados de la tabla 5.4 (figura 5.6). Cabe mencionar que con $L_{\infty} = 210$ y 230 mm, los tres algoritmos presentaron perfiles similares en su función de puntaje.

NHLCA presentó tendencias más informativas en su función de puntaje para ambos valores de L_{∞} respecto a NSLCA y ELEFAN I (figura 5.6). Sin embargo, con $L_{\infty} = 210$ mm el $K_{pm\acute{a}x}$ de NHLCA resultó sobreestimado y con $L_{\infty} = 250$ mm ligeramente subestimado.

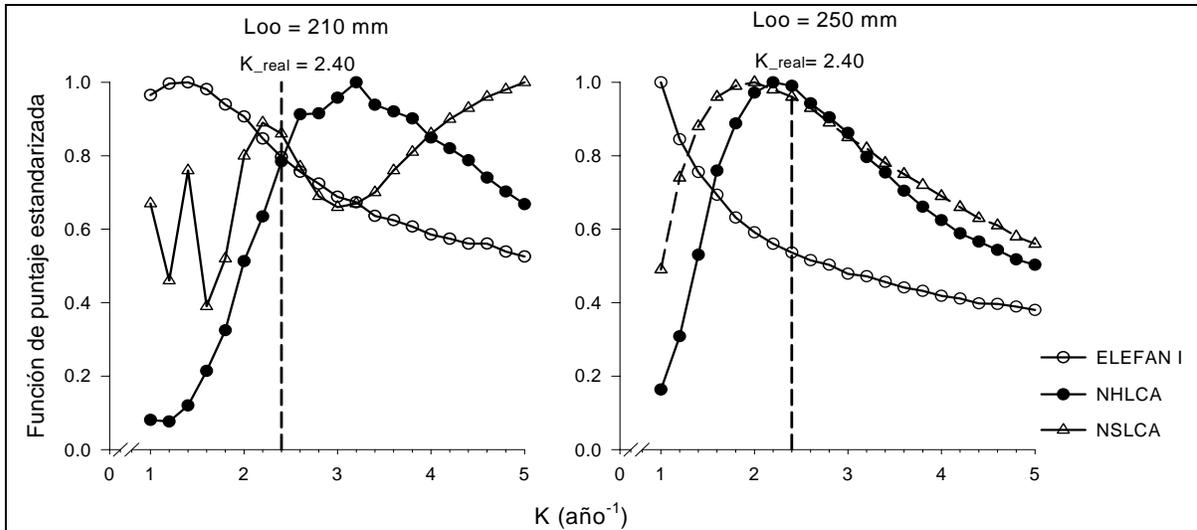


Figura 5.6. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para dos valores de L_{∞} con $t_0 = 0.0$ año⁻¹ según los resultados de la tabla 5.4 para la DFL sin juveniles y sin adultos. La línea vertical representa el 'valor real' de K .

El patrón obtenido en la función de puntaje de NSLCA para la DFL3CM es similar al obtenido para la DFL3CJ (figuras 5.5 y 5.6). Con $L_{\infty} = 210$ mm el $K_{pm\acute{a}x}$ resultó sobreestimado con dos picos máximo locales y para $L_{\infty} = 250$ mm se presenta una forma de campana con los valores de S incrementado desde valores de K bajos y que una vez que alcanza el máximo, disminuye para los siguientes valores de K , no obstante, se alcanza un $K_{pm\acute{a}x}$ ligeramente subestimado.

La función de puntaje de ELEFAN I presentó un patrón subestimado para ambos valores de L_{∞} ensayados con la magnitud de los valores de R_n disminuyendo conforme se aumentan los valores de K (figura 5.6).

5.2. DISTRIBUCIONES DE FRECUENCIAS DE LONGITUD REALES DE ESPECIES CON ESTRATEGIAS DE VIDA DIFERENTES

a. Camarón azul *Litopenaeus stylirostris*

La base de datos de *L. stylirostris* se compone de 1521 individuos capturados en la costa occidental de B. C. S., durante 5 muestreos mensuales de junio a octubre de 1999. El intervalo de tallas obtenido fue de 55 a 235 mm longitud total (LT) (Anexo II).

Esta base de datos fue previamente agrupada a intervalos de 5 mm. La distribución de las longitudes durante el período de estudio presenta tres modas a 80, 105 y 205 mm LT. Observe que las tallas entre 155 a 180 mm LT no se encuentran representadas en la distribución (figura 5.7).

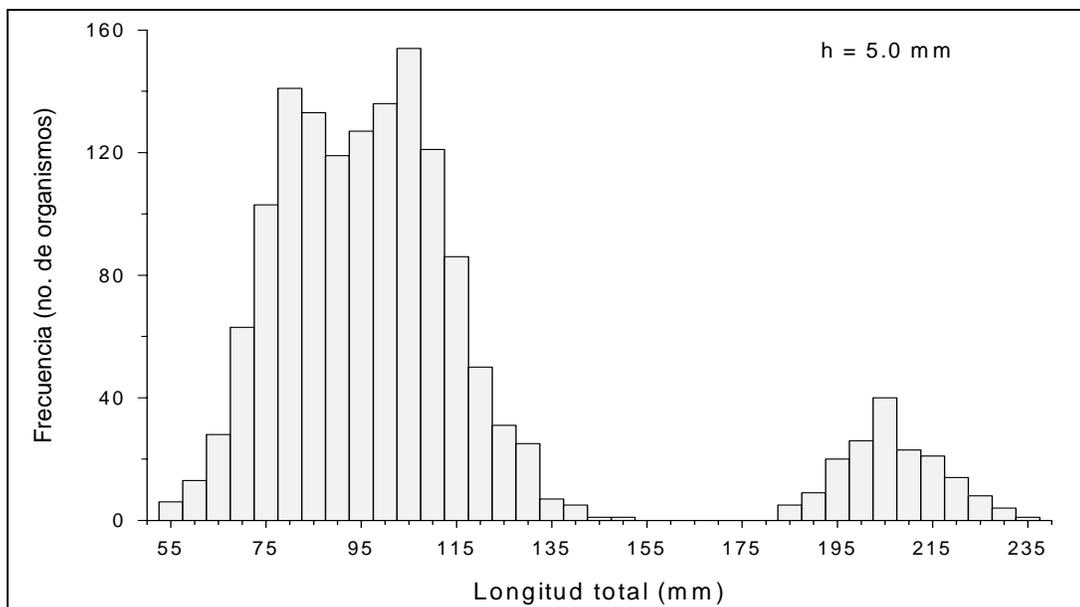


Figura 5.7. Composición total de las longitudes para *L. stylirostris* en la costa occidental de B. C. S., durante junio a octubre de 1999. h = tamaño de intervalo; n = 1521.

Con base en la distribución mensual de las longitudes de *L. stylirostris* se aprecia que los organismos de tallas menores predominan desde julio. Mientras que, los de mayor talla se presentaron sólo en junio y en menor proporción en julio (figura 5.8).

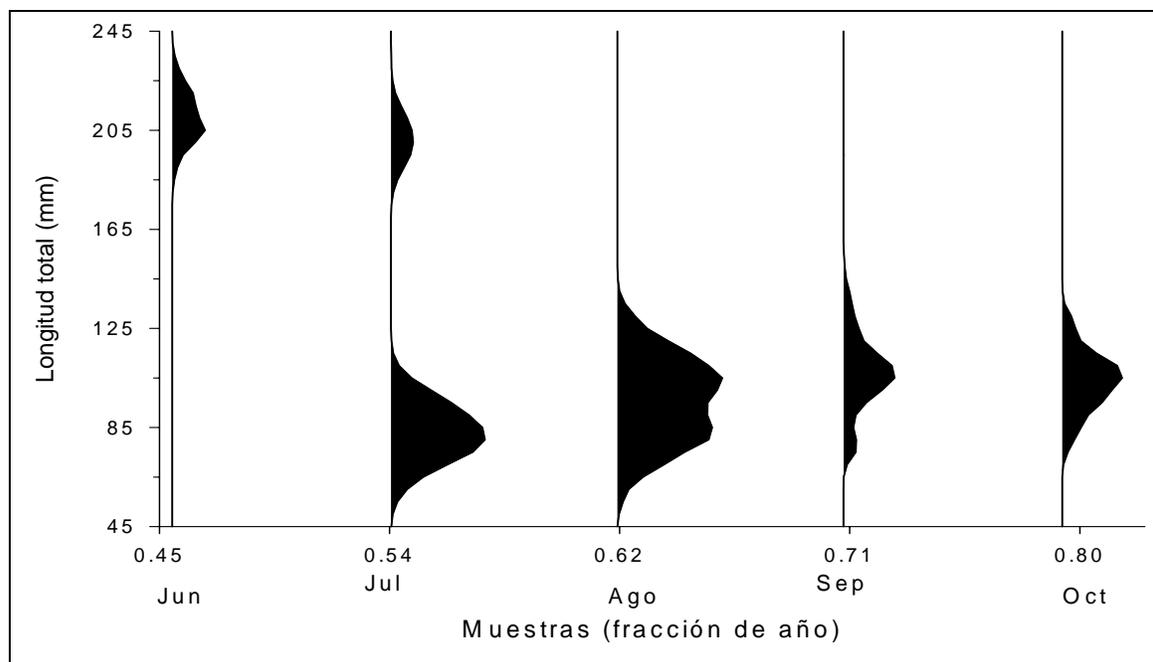


Figura 5.8. Composición mensual de las longitudes para *L. stylirostris* en la costa occidental de B. C. S., durante junio a octubre de 1999. Las muestras se expresan como la fracción de un año con base en su fecha de muestreo.

La composición mensual de las longitudes de *L. stylirostris* presentada en la figura 5.8 se utilizó para evaluar el desempeño de las funciones de puntaje de los algoritmos en la estimación de los parámetros de crecimiento. A cada muestra se le asignó como fecha de muestreo el día 15 de su mes correspondiente.

Considerando las características de la distribución mensual de las longitudes hacia los organismos pequeños, se establecieron como muestras iniciales las muestras 1 a 3, esto es, desde junio a agosto, conservando el número de muestras disponibles. Las longitudes iniciales se fijaron para dos intervalos de clase hacia arriba y hacia abajo a partir de 80 mm, esto es, para 70, 75, 85 y 90 mm. Se ensayaron valores de L_{∞} desde 210 hasta 230 mm LT a intervalos de 10 mm para valores de K desde 0.1 a 5.0 año⁻¹, dado que su valor 'más probable' es 2.5 año⁻¹.

Los resultados de las opciones de estimación descritas se presentan en la tabla 5.5, donde se incluye para ELEFAN I y NHLCA la muestra inicial, longitud inicial y el valor de K obtenidos al puntaje máximo (referidos como $K_{pm\acute{a}x}$) para cada valor de L_{∞} probado. Dado que NSLCA por su diseño no es sensible a cambios en la

longitud inicial y no permite modificaciones en la muestra inicial para el mismo número de muestras totales, las estimaciones sólo se realizaron con muestra inicial 1.

La función de puntaje de ELEFAN alcanzó el mismo $K_{pm\acute{a}x}$ bajo, con la magnitud de los valores de R_n disminuyendo conforme se aumenta el valor de L_∞ . De esta manera, para $L_\infty = 210$ mm LT se alcanzó el mayor puntaje (tabla 5.5). Cabe mencionar que los valores de K presentaron una amplia variabilidad cuando se exploraron las muestras iniciales 2 y 3 con longitud inicial de 85 y 90 mm. En estos casos, se obtuvieron valores de K cercanos a 2.5, sin embargo, la magnitud de los valores de R_n no fue mayor de 0.4.

Tabla 5.5. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo para diferentes valores de L_∞ .

Datos: *L. stylirostris*. Muestras disponibles: 5.

Algoritmo	L_∞ (LT, mm)	Muestra inicial	Longitud inicial (mm)	Puntaje máximo	K (año ⁻¹) ^a
ELEFAN I	210	3	75.0	0.652*	0.20
NHLCA		1	75.0	0.852*	1.10
NSLCA		1	N.A	1.0**	0.90
ELEFAN I	220	1	75.0	0.618*	0.20
NHLCA		3	90.0	0.814*	1.00
NSLCA		1	N.A	1.0**	0.90
ELEFAN I	230	1	75.0	0.542*	0.20
NHLCA		3	90.0	0.769*	0.90
NSLCA		1	N.A	1.0**	1.00

^aReferidos en el texto como $K_{pm\acute{a}x}$: valor de K al puntaje máximo.

LT: longitud total; N.A: no aplica; *valores absolutos; **valores estandarizados por el programa.

Con NHLCA se obtuvieron los puntajes máximos de R_s para $K_{pm\acute{a}x}$ similares, alrededor de 1.0 con las diferentes L_∞ probadas. El intervalo de $K_{pm\acute{a}x}$ no se modificó con el cambio en la muestra inicial y longitud inicial. Se presentó una relación inversa entre los valores de L_∞ respecto a los valores de $K_{pm\acute{a}x}$ y su R_s , esto es, conforme se aumentan los valores de L_∞ , los $K_{pm\acute{a}x}$ y R_s disminuyen su magnitud. Así, el máximo general de R_s se obtuvo para $L_\infty = 210$ mm LT (tabla 5.5).

Con NSLCA los valores máximos de S se alcanzaron para un intervalo estrecho de $K_{pm\acute{a}x}$ de 0.9 a 1.0, similar al de NHLCA. Para $L_{\infty} = 210$ y 220 mm LT se alcanzó el mismo $K_{pm\acute{a}x}$ (tabla 5.5).

La similitud en $K_{pm\acute{a}x}$ de NSLCA y NHLCA sugiere que ambos algoritmos toman en cuenta la información tanto de los individuos pequeños y grandes de *L. stylirostris*. Mientras que, el algoritmo de ELEFAN I, al obtener los $K_{pm\acute{a}x}$ más bajos, asignó más peso a los individuos pequeños.

El desempeño de las funciones de puntaje de los algoritmos sobre los valores de K explorados se evaluó para $L_{\infty} = 210$ y 230 mm LT, con la muestra inicial y longitud inicial (en su caso) con las que se obtuvieron los puntajes máximos de acuerdo con los resultados de la tabla 5.5 (figura 5.9).

Como se aprecia en la figura 5.9 los perfiles de las funciones de puntaje sobre los valores de K de los tres algoritmos sugieren en su mayoría, un valor de K menor al sugerido como 'más probable' para la distribución de *L. stylirostris*. De éstos, el perfil de NHLCA presentó un patrón más informativo que los obtenidos con ELEFAN I y NSLCA. Esto es, una vez que alcanza el máximo general de R_s , para los siguientes valores de K , la magnitud de los valores de R_s disminuye. Para ambas L_{∞} exploradas, se presentó un máximo local de baja magnitud de R_s para K menores a 0.5.

La función de puntaje de NSLCA presentó para ambas L_{∞} varios máximos locales de S para K menores a 2.5 que son de magnitud similar al máximo general. Este comportamiento está dado por la predominancia de organismos pequeños de *L. stylirostris* en toda la distribución de tallas. Con $L_{\infty} = 210$ mm LT se presentó un intervalo de valores de K entre 3.0 y 4.0 con un valor de S similar aunque de magnitud menor (figura 5.9). Este pico local también se presentó con $L_{\infty} = 220$ mm LT, pero de magnitud menor respecto a $L_{\infty} = 210$ mm LT, debido al intervalo de tallas que se evalúan con ambas L_{∞} en el cálculo de la función de prueba de este algoritmo. En el sentido que con $L_{\infty} = 230$ mm LT, se evalúa la mayor parte de la información de las tallas ya que la longitud máxima observada es de 235 mm LT.

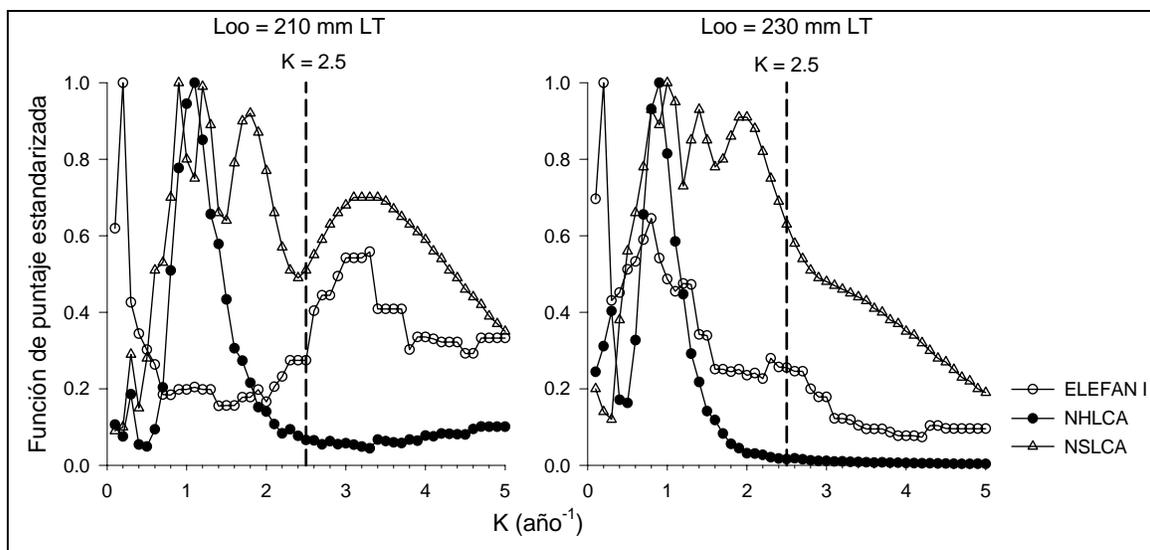


Figura 5.9. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para dos valores de L_{∞} según los resultados de la tabla 5.5. Datos: *L. stylirostris*. La línea vertical es referencia al valor 'más probable' de $K = 2.5 \text{ año}^{-1}$. LT: longitud total.

El perfil de la función de puntaje de ELEFAN I para ambos valores de L_{∞} es poco claro, caracterizado por máximos locales para K altas con $L_{\infty} = 210 \text{ mm LT}$ y para K bajas con $L_{\infty} = 230 \text{ mm LT}$. En ambos casos, el R_n máximo se alcanzó para el mismo $K_{pm\acute{a}x}$ subestimado.

Dichos máximos locales en la función de puntaje de ELEFAN I corresponden a la evaluación de las curvas de crecimiento sobre tallas mayores en la distribución de las tallas de *L. stylirostris* que a su vez está relacionado con la muestra inicial a la que se obtuvo el puntaje máximo para cada L_{∞} (tabla 5.5). Dado que con $L_{\infty} = 230 \text{ mm LT}$ el puntaje máximo se alcanzó cuando se seleccionó la muestra inicial 1, el pico característico corresponde al puntaje de la curva al pasar sobre las tallas pequeñas de las muestras 2 a 5 y las grandes cuando la curva se continúa para las muestras 1 y 2 (figura 5.8). Mientras que, con $L_{\infty} = 210 \text{ mm LT}$ al seleccionarse la muestra 3, su pico característico corresponde al puntaje que la curva alcanza cuando evalúa las longitudes mayores de las muestras 2 y 3 al ser trasladadas al final de la distribución.

De acuerdo con los resultados obtenidos, ninguno de los tres algoritmos ha acertado al valor 'más probable' de K con referencia al puntaje máximo en las opciones de estimación analizadas, ya que subestimaron el valor de este parámetro.

Los resultados en las funciones de puntaje están condicionados por las características de la distribución de las longitudes de *L. stylirostris* con predominancia hacia las pequeñas y la poca representatividad de las tallas mayores (figura 5.8).

b. *Sardina monterrey Sardinops caeruleus*

La base de datos de *S. caeruleus* se compone de 545 individuos capturados en el complejo lagunar Bahía Magdalena-Almejas en la costa occidental de B. C. S. El período de estudio comprende 8 muestreos mensuales desde enero a octubre (sin considerar abril y septiembre) de 1985. El intervalo de tallas total fue de 100 a 184 mm longitud patrón (LP) (Anexo II).

La composición anual de las longitudes de *S. caeruleus* durante el período de estudio presenta una distribución con sesgo negativo, donde los organismos adultos se encuentran bien representados con una longitud modal de 163 mm LP y con baja representatividad para los organismos pequeños (figura 5.10).

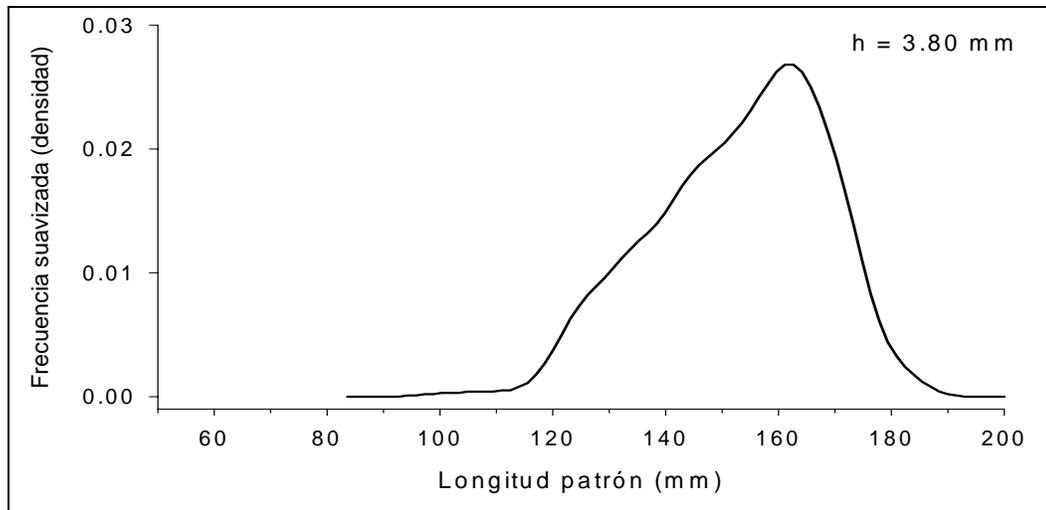


Figura 5.10. Composición anual de las longitudes para *S. caeruleus* en la costa occidental de B. C. S. durante 1985. h: tamaño de intervalo de la regla de referencia óptima gaussiana de Silverman (ec. 21); $n = 545$.

Las muestras mensuales fueron analizadas a través de los estimadores de densidad por kernel. Los resultados obtenidos se incluyen en el Anexo III. Las muestras se reagruparon en un tamaño de intervalo general de 2.0 mm (figura 5.10).

Tomando en cuenta la distribución mensual es posible distinguir que los organismos de menor talla se presentaron con baja frecuencia en enero y octubre; mientras que, los de mayor talla están representados desde febrero, con mayor predominancia a partir de junio (figura 5.11).

La composición mensual de las longitudes presentada en la figura 5.11 se utilizó para evaluar el desempeño de las funciones de puntaje en la estimación de crecimiento a través de los tres algoritmos.

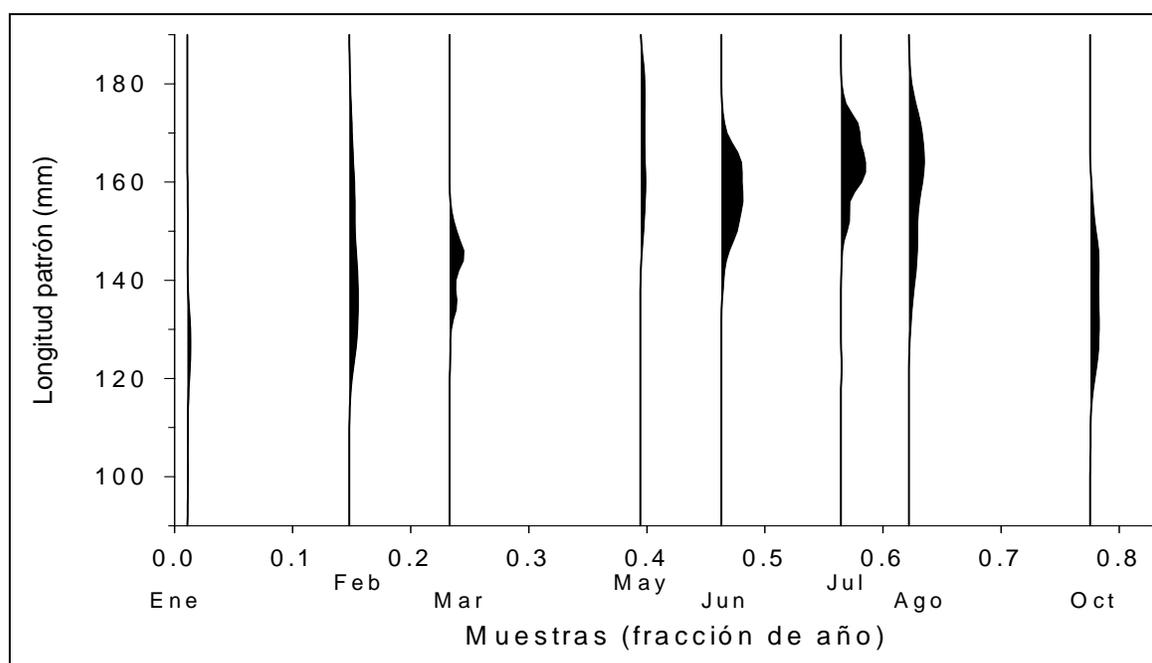


Figura 5.11. Composición mensual de las longitudes para *S. caeruleus* en la costa occidental de B. C. S. durante 1985. Las muestras se expresan como la fracción de un año con base en su fecha de muestreo.

Las estimaciones de crecimiento se realizaron considerando como muestra inicial la de enero. Para ELEFAN I y NHLCA, se probaron diferentes longitudes iniciales tomando en cuenta que la muestra inicial presenta una moda a 128 mm LP, la búsqueda se amplió para dos intervalos de clase inmediatos hacia abajo y hacia arriba, esto es, para 124, 126, 130 y 132 mm. El algoritmo de NSLCA no se basa en la especificación de la longitud inicial, en éste se evalúa el intervalo de tallas de acuerdo con el valor de L_{∞} que se explore. Las funciones de puntaje de los tres

algoritmos se calcularon para K desde 0.1 a 2.0 año⁻¹ con L_{∞} desde 180 a 210 mm LP a intervalos de 10 mm.

En la tabla 5.6 se presentan los resultados de las funciones de puntaje máximas absolutas de los tres algoritmos para cada valor de L_{∞} ensayado en conjunto con el valor de longitud inicial y el valor de K obtenidos (referidos como $K_{pm\acute{a}x}$).

De manera general, los algoritmos de ELEFAN I y NHLCA obtuvieron poca variación en el intervalo de $K_{pm\acute{a}x}$ para las distintas opciones de estimación consideradas, esto es, con la modificación del valor de L_{∞} y longitud inicial con referencia a los resultados de la tabla 5.6. Sin embargo, el intervalo de variación obtenido fue menor con NHLCA.

NHLCA y ELEFAN I alcanzan el mismo $K_{pm\acute{a}x}$ para $L_{\infty} = 190$ mm LP y similar para $L_{\infty} = 180$ mm LP. Mientras que, el intervalo de $K_{pm\acute{a}x}$ obtenido con NHLCA es similar al de NSLCA para $L_{\infty} = 200$ y 210 mm LP (tabla 5.6).

Tabla 5.6. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo para diferentes valores de L_{∞} .

Datos: *S. caeruleus*. Muestras disponibles: 8.

Algoritmo	L_{∞} (LP, mm)	Longitud inicial (mm)	Puntaje máximo	K (año ⁻¹) ^a
ELEFAN I	180	132.0	0.383*	1.50
NHLCA		132.0	0.526*	1.30
NSLCA		N.A	N.C	SO
ELEFAN I	190	130.0	0.367*	1.20
NHLCA		130.0	0.599*	1.20
NSLCA		N.A	1.0**	1.60
ELEFAN I	200	124.0	0.373*	0.80
NHLCA		132.0	0.637*	1.10
NSLCA		N.A	1.0**	1.30
ELEFAN I	210	124.0	0.369*	0.70
NHLCA		130.0	0.687*	1.00
NSLCA		N.A	1.0**	1.10

^aReferidos en el texto como $K_{pm\acute{a}x}$: valor de K al puntaje máximo.

LP: longitud patrón; N.A: no aplica; *valores absolutos; **valores estandarizados por el programa; N.C: no converge; SO: sobreestimado.

Para ELEFAN I se obtuvieron valores similares cercanos a 0.4 en los puntajes máximos para un intervalo amplio de $K_{pm\acute{a}x}$ desde 0.7 hasta 1.5 en conjunto con una disminución de los valores de L_{∞} . De esta manera, el $K_{pm\acute{a}x}$ más bajo se obtuvo para $L_{\infty} = 210$ mm LP y el más alto para $L_{\infty} = 180$ mm LP. Además, se observa una tendencia inversa entre los valores de L_{∞} y los de R_n , éstos aumentan su magnitud conforme se disminuyen los valores de L_{∞} . Así, el máximo valor general de R_n se obtuvo para $L_{\infty} = 180$ mm LP y $K_{pm\acute{a}x} = 1.5$ (tabla 5.6).

Con NHLCA los valores de puntaje máximos variaron entre 0.53 a 0.69 para un intervalo estrecho de $K_{pm\acute{a}x}$ de 1.0 a 1.3, incrementando desde el valor máximo hasta el mínimo de L_{∞} ensayado. Contrario a lo obtenido con ELEFAN I, los valores de L_{∞} y R_s de NHLCA presentaron una tendencia directa, esto es, los valores máximos de R_s disminuyen su magnitud conforme disminuyen los valores de L_{∞} . Así, el valor máximo general de R_s se obtuvo para $L_{\infty} = 210$ mm LP con $K_{pm\acute{a}x} = 1.0$ (tabla 5.6).

Para NSLCA sólo es posible modificar el valor de L_{∞} . Así para el valor mínimo de L_{∞} probado, el $K_{pm\acute{a}x}$ resultó sobreestimado dentro del intervalo de búsqueda y para los valores de L_{∞} restantes se obtuvo un aumento en los $K_{pm\acute{a}x}$ conforme se disminuyen los valores de L_{∞} . El $K_{pm\acute{a}x}$ más alto fue de 1.6 para $L_{\infty} = 190$ mm LP y el mínimo de $K_{pm\acute{a}x} = 1.1$ para $L_{\infty} = 210$ mm LP (tabla 5.6).

El desempeño gráfico de las funciones de puntaje de los algoritmos sobre los valores de K explorados se evaluó para $L_{\infty} = 180$ y 210 mm LP para las longitudes iniciales (en su caso) con las que se obtuvieron los puntajes máximos de acuerdo con los resultados de la tabla 5.6 (figura 5.12).

La función de puntaje de NHLCA para los valores de L_{∞} probadas sobre los valores de K explorados presentó un patrón más informativo que ELEFAN I y NSLCA. Con ambos valores de L_{∞} , una vez que se alcanza el máximo valor de R_s , la magnitud de éstos disminuye para los siguientes valores de K . Resaltan los máximos locales de R_s que se presentan para valores de K bajos aunque de magnitud pequeña (figura 5.12).

Los perfiles de la función de puntaje de ELEFAN I para ambas L_{∞} ensayadas se caracteriza por la presencia de varios máximos locales de R_n (figura 5.12), donde las diferencias se aprecian en el $K_{pm\acute{a}x}$, entre más bajo es el valor de L_{∞} , mayor es el $K_{pm\acute{a}x}$ y viceversa. Comparativamente, el perfil obtenido con $L_{\infty} = 210$ mm es más claro.

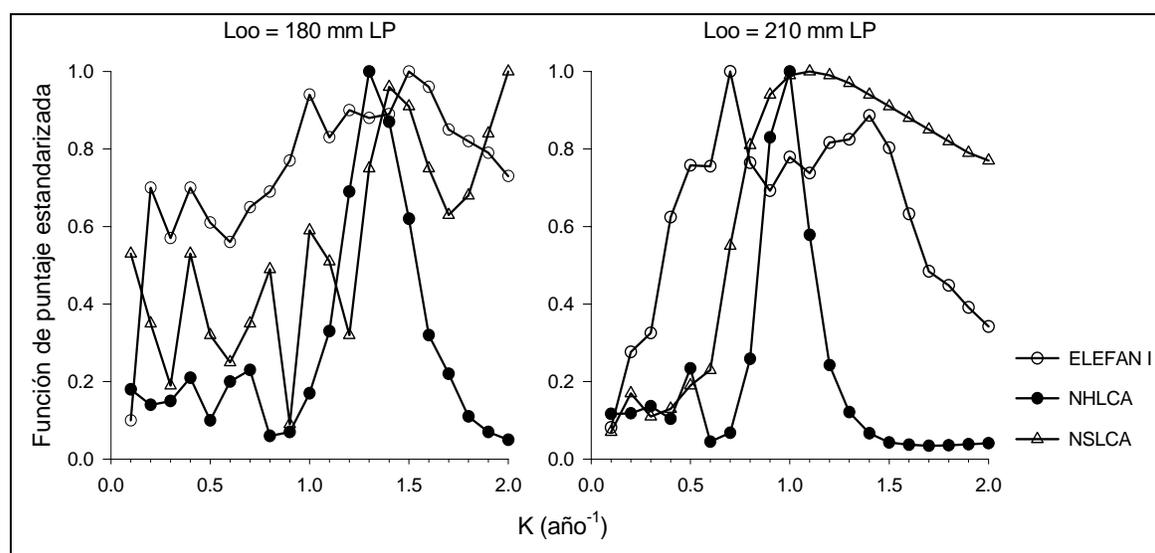


Figura 5.12. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para dos valores de L_{∞} según los resultados de la tabla 5.6. Datos: *S. caeruleus*. LP: longitud patrón.

Por su parte, con NSLCA se obtuvieron patrones contrastantes; para $L_{\infty} = 180$ mm LP el comportamiento de la función de puntaje es irregular con varios picos locales máximos de S , cada uno de éstos de mayor magnitud que el anterior y alcanza el máximo para el valor más alto explorado. Mientras que, para $L_{\infty} = 210$ mm LP, el patrón de la función de puntaje mejora, presentando un valor máximo distinguible con los valores de S disminuyendo para los siguientes valores de K una vez que se alcanza el máximo (figura 5.12).

c. Bagre estuarino *Cathorops melanopus*

Se capturaron 2439 individuos de *C. melanopus* durante julio de 1980 a agosto de 1981 (sin considerar septiembre de 1980) en la laguna de Tampamachoco, Ver. El intervalo de tallas obtenido fue de 47 a 271 mm longitud patrón (LP) (Anexo II).

La composición de las longitudes de *C. melanopus* durante el ciclo anual presenta tres modas evidentes, la más notoria corresponde a individuos pequeños (≈ 80 mm LP), la siguiente corresponde a organismos de talla media (≈ 134 mm LP) y la última a organismos mayores (≈ 212 mm LP). Además, se presentan otras dos modas poco diferenciadas entre 150 y 200 mm LP (figura 5.13).

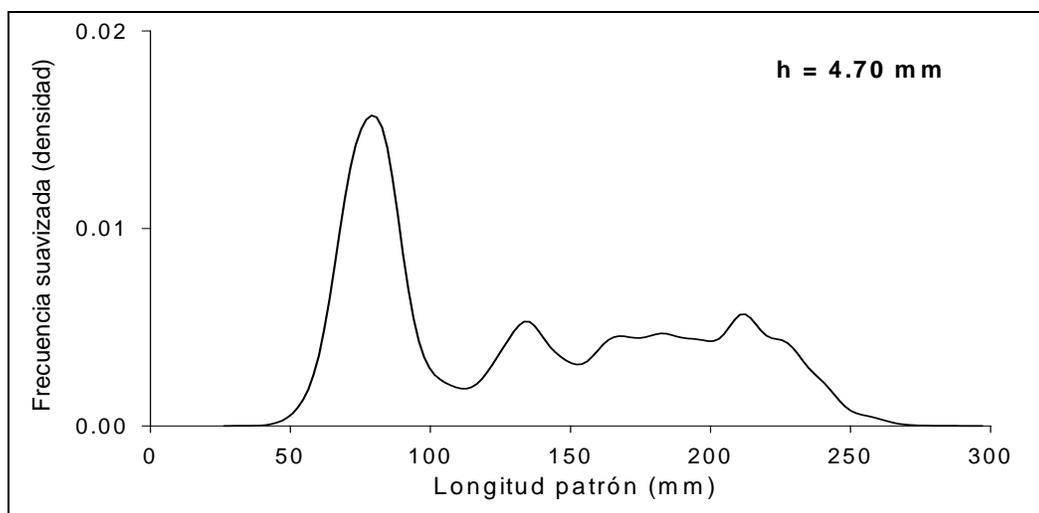


Figura 5.13. Composición total de las longitudes para *C. melanopus* en Tampamachoco, Ver., durante julio de 1980 a agosto de 1981. h: tamaño de intervalo; $n = 2439$.

Esta base de datos fue previamente agrupada a intervalos de 7.5 mm. Utilizando dicho valor se generó la distribución mensual de las longitudes para *C. melanopus*, ésta permite un mejor reconocimiento de la estructura de las tallas durante el período de estudio (figura 5.14). La mayoría de las muestras presentan distribuciones multimodales complejas a lo largo del intervalo de tallas. De manera general, se aprecia que la mayor parte de las muestras mensuales presentan predominantemente organismos de tallas mayores de 100 mm LP. Mientras que, los individuos pequeños se presentan con baja frecuencia a partir de julio a octubre de 1980 y para noviembre a enero de 1981, la frecuencia de este grupo aumenta considerablemente, lo que las destaca del resto de los meses y de la composición total de las longitudes presentada en la figura 5.13.

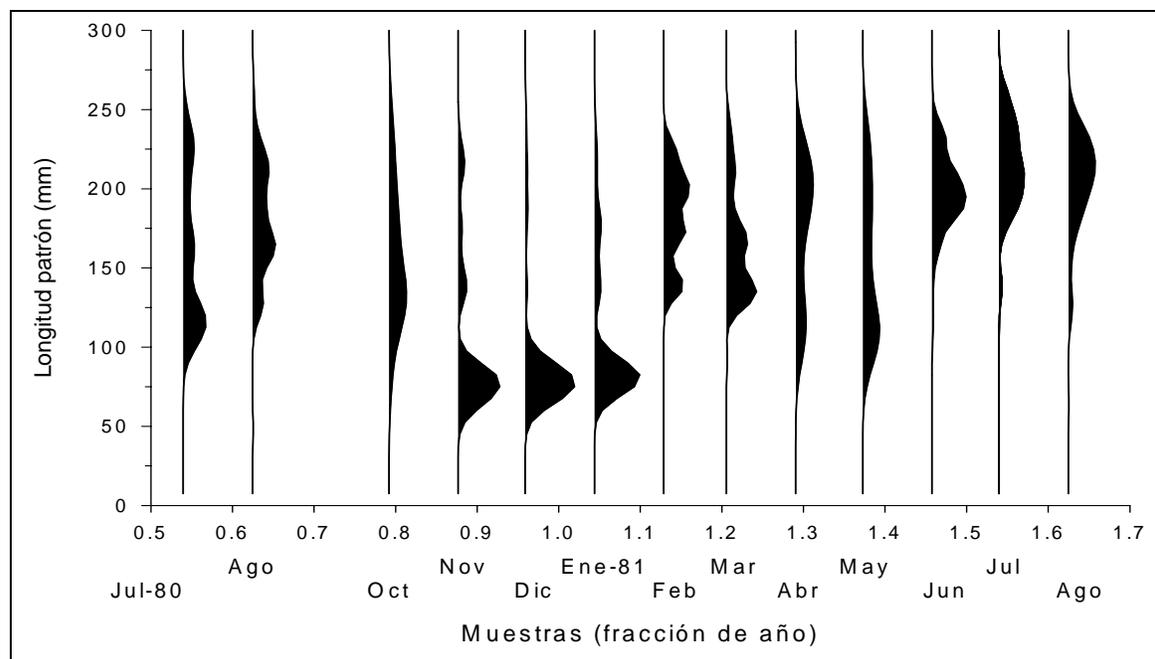


Figura 5.14. Composición mensual de las longitudes para *C. melanopus* en Tampamachoco, Ver., durante julio de 1980 a agosto de 1981. Las muestras se expresan como la fracción de un año con base en su fecha de muestreo.

La composición mensual de las longitudes de *C. melanopus* presentada en la figura 5.14 se utilizó para evaluar el desempeño de las funciones de puntaje de los algoritmos en la estimación de los parámetros de crecimiento. Considerando las características de la distribución mensual de las tallas hacia los organismos pequeños, se establecieron como muestras iniciales las muestras 1 a 3, esto es, desde julio a octubre de 1980, conservando el número de muestras disponibles. Las longitudes iniciales se fijaron para dos intervalos de clase hacia arriba y hacia abajo a partir de 67.5 mm, esto es, para 52.5, 60.0, 75.0 y 82.5 mm. Se ensayaron diferentes valores de L_{∞} desde 240 hasta 300 mm LP a intervalos de 20 mm para valores de K desde 0.1 a 2.0 año⁻¹.

Los resultados de las opciones de estimación descritas se presentan en la tabla 5.7, donde se incluye para ELEFAN I y NHLCA la muestra inicial, longitud inicial y el valor de K obtenidos al puntaje máximo (referidos como $K_{pm\acute{a}x}$) para cada valor de L_{∞} probado. Dado que NSLCA por su diseño no es sensible a cambios en la longitud inicial y no permite modificaciones en la muestra inicial para el mismo número de muestras totales, las estimaciones sólo se realizaron con muestra inicial 1.

La función de puntaje de ELEFAN I no converge para las diferentes muestras iniciales y longitudes iniciales probadas con $L_{\infty} = 240$ mm LP, subestimando el $K_{pm\acute{a}x}$ al mínimo explorado. Para los valores de L_{∞} restantes, se obtuvieron $K_{pm\acute{a}x}$ altos con un intervalo estrecho de variación desde 1.4 a 1.6 con muestra inicial 3. La magnitud de los valores de R_n al puntaje máximo para las L_{∞} probadas son similares y fue relativamente más alto para $L_{\infty} = 260$ mm LP (tabla 5.7).

Tabla 5.7. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo para diferentes valores de L_{∞} .

Datos: *C. melanopus*. Muestras disponibles: 13.

Algoritmo	L_{∞} (LP, mm)	Muestra inicial	Longitud inicial (mm)	Puntaje máximo	K (año ⁻¹) ^a
ELEFAN I		N.C	N.C	N.C	SU
NHLCA	240	3	75.0	0.210*	0.50
NSLCA		1	N.A	1.0**	0.50
ELEFAN I		3	60.0	0.242*	1.60
NHLCA	260	3	67.5	0.181*	0.40
NSLCA		1	N.A	1.0**	0.40
ELEFAN I		3	60.0	0.238*	1.40
NHLCA	280	3	67.5	0.163*	0.40
NSLCA		1	N.A	1.0**	0.40
ELEFAN I		3	52.5	0.239*	1.40
NHLCA	300	3	75.0	0.155*	0.40
NSLCA		1	N.A	1.0**	0.30

^aReferidos en el texto como $K_{pm\acute{a}x}$: valor de K al puntaje máximo.

LP: longitud patrón; N.A: no aplica; *valores absolutos; **valores estandarizados por el programa; N.C: no converge; SU: subestimado.

Para NHLCA se obtuvieron $K_{pm\acute{a}x}$ similarmente bajos, en todos los casos con la muestra inicial 3. Para $L_{\infty} = 260$ hasta 300 mm LP se obtuvo el mismo $K_{pm\acute{a}x}$, sin embargo, considerando que la magnitud de los valores de R_s va aumentando desde el máximo valor de L_{∞} al mínimo ensayado, el máximo general se obtuvo para $L_{\infty} = 240$ mm LP para un $K_{pm\acute{a}x}$ ligeramente más alto (tabla 5.7).

Cabe mencionar que los valores de K al puntaje máximo con el algoritmo de ELEFAN I presentaron cierta variabilidad cuando se exploraron las muestras 1 y 2 con las diferentes longitudes iniciales. Esta variabilidad fue mayor cuando se probaron valores de L_{∞} de 240 a 280 mm LP. Mientras que, con NHLCA el intervalo de valores

de K al puntaje máximo fue similar con las diferentes muestras y longitudes iniciales probadas. Sin embargo, la magnitud de su respectiva función de puntaje fue menor en comparación con lo obtenido al iniciar en la muestra 3.

Con NSLCA los valores máximos de S se alcanzaron para un intervalo estrecho de $K_{pm\acute{a}x}$ de 0.3 a 0.5. El mínimo y máximo corresponden al valor de $L_{\infty} = 300$ y 240 mm LP, respectivamente. Note que los $K_{pm\acute{a}x}$ obtenidos con NSLCA son iguales a los obtenidos con NHLCA para los mismos valores de L_{∞} , excepto para $L_{\infty} = 300$ mm LP, sin embargo, la diferencia es mínima (tabla 5.7).

La similitud en los $K_{pm\acute{a}x}$ de NHLCA y NSLCA sugiere que ambos algoritmos asignan mayor peso a los organismos pequeños de *C. melanopus* que se encuentran bien representados en las muestras 4 a 6. Mientras que, ELEFAN I al obtener $K_{pm\acute{a}x}$ más altos, asigna mayor peso a las tallas medianas a grandes que se encuentran bien representadas en la mayoría de los meses (figura 5.14).

El desempeño gráfico de las funciones de puntaje de los algoritmos sobre los valores de K explorados se evaluó para $L_{\infty} = 240$ y 300 mm LP, con la muestra inicial y longitud inicial con las que se obtuvieron los puntajes máximos de acuerdo con los resultados de la tabla 5.7. Dado que la función de puntaje de ELEFAN I no converge con $L_{\infty} = 240$ mm LP, se utilizó $L_{\infty} = 260$ mm LP, por lo que en este caso, para una comparación adecuada, los perfiles de cada algoritmo se presentan por separado (figura 5.15).

El patrón gráfico de la función de puntaje de NHLCA es similar con ambas L_{∞} analizadas, el máximo valor de R_s es fácilmente distinguible para $K_{pm\acute{a}x}$ bajas y la magnitud de los valores de R_s disminuye para K altas (figura 5.15). Por su parte, la función de puntaje de NSLCA presentó una tendencia general similar a la descrita para NHLCA. Sin embargo, el patrón en la función de puntaje de NSLCA con $L_{\infty} = 240$ mm LP fue irregular presentando varios máximos locales de S que van disminuyendo su magnitud conforme se incrementan los valores de K .

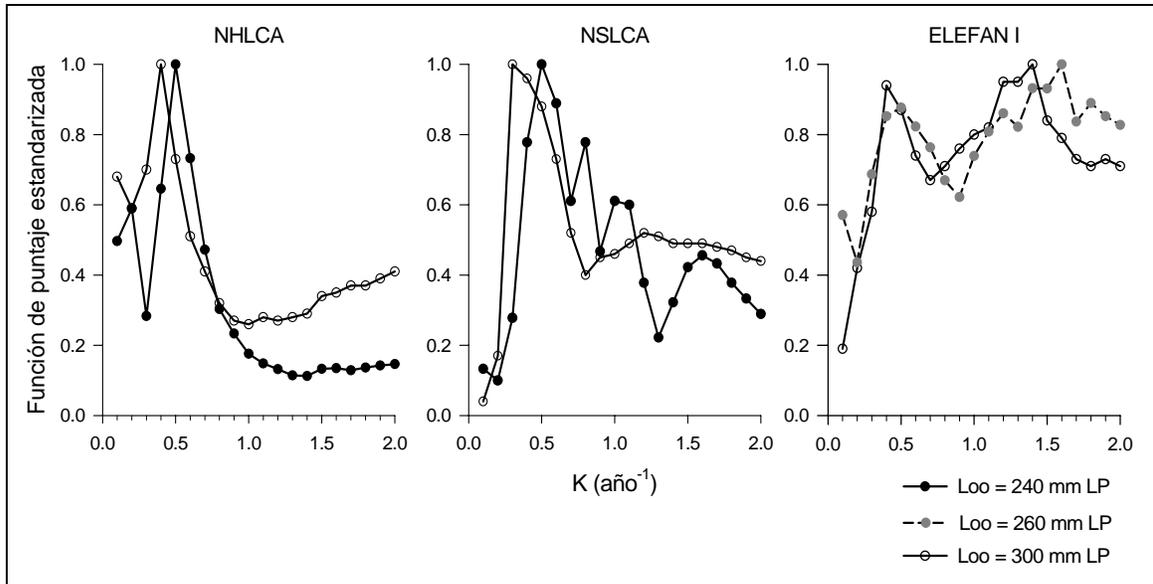


Figura 5.15. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para dos valores de L_{∞} según los resultados de la tabla 5.7. LP: longitud patrón. Datos: *C. melanopus*.

El comportamiento gráfico de la función de puntaje de ELEFAN I sobre los valores de K explorados es similar para ambos valores de L_{∞} ensayados (figura 5.15). Note que a pesar de que obtuvo el mayor R_n para $K_{pm\acute{a}x}$ mayores a 1, se obtuvieron valores ligeramente menores de R_n para K bajos entre 0.4 y 0.5. Estos picos locales coinciden con los $K_{pm\acute{a}x}$ de NHLCA y NSLCA (tabla 5.7). Este comportamiento en la función de puntaje de ELEFAN I fue característico para las diferentes longitudes iniciales ensayadas con muestra inicial 3 y corresponden al puntaje que se alcanza cuando las curvas de crecimiento evalúan las tallas pequeñas de *C. melanopus* que se encuentran bien representadas a partir de las muestras 4 a 6 (figura 5.14).

d. Calamar gigante *Dosidicus gigas*

Se capturaron 1067 individuos de *Dosidicus gigas* durante la temporada de pesca de mayo a octubre de 2002 en Santa Rosalía, B. C. S. El intervalo de tallas obtenido fue de 24.5 a 90 cm longitud de manto (LM). Para el análisis de la frecuencia de tallas las muestras fueron divididas en 11 quincenas (Anexo II).

La distribución de las longitudes de *D. gigas* para la temporada de pesca presenta dos modas, una corresponde a individuos pequeños alrededor de 45 cm LM y otra a organismos de mayor talla alrededor de 70 cm LM (figura 5.16).

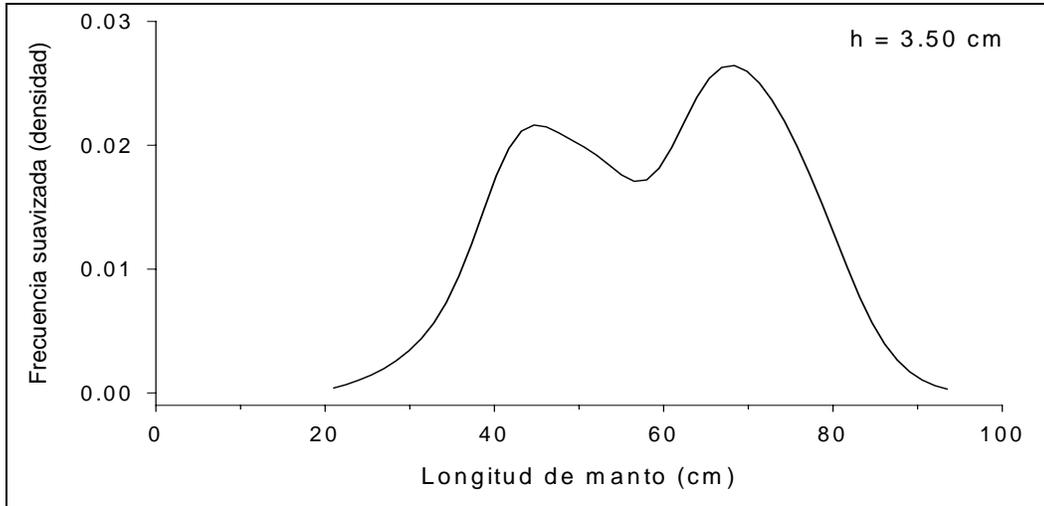


Figura 5.16. Composición total de las longitudes para *D. gigas* durante la temporada de pesca de 2002 en Santa Rosalía, B. C. S. *h*: tamaño de intervalo de la regla de referencia óptima gaussiana de Silverman (ec. 21); $n = 1067$.

Las muestras quincenales fueron analizadas a través de los estimadores de densidad por kernel aplicando la prueba de Silverman para la determinación del tamaño de intervalo óptimo (Anexo III). Las muestras se reagruparon con un tamaño de intervalo de 2.2 cm (figura 5.17).

La separación de las muestras de manera quincenal permite un reconocimiento más detallado de la distribución de las longitudes. Varias muestras presentan distribuciones complejas con presencia de individuos tanto de tallas pequeñas (menores a 50 cm LM) como de mayor talla. Las muestras 5 y 8 presentaron un sólo grupo de individuos, pequeños y grandes, respectivamente (figura 5.17).

La composición quincenal de las tallas presentados en la figura 5.17 se utilizaron como valores de entrada para estimar el crecimiento de *D. gigas* a través de los tres algoritmos.

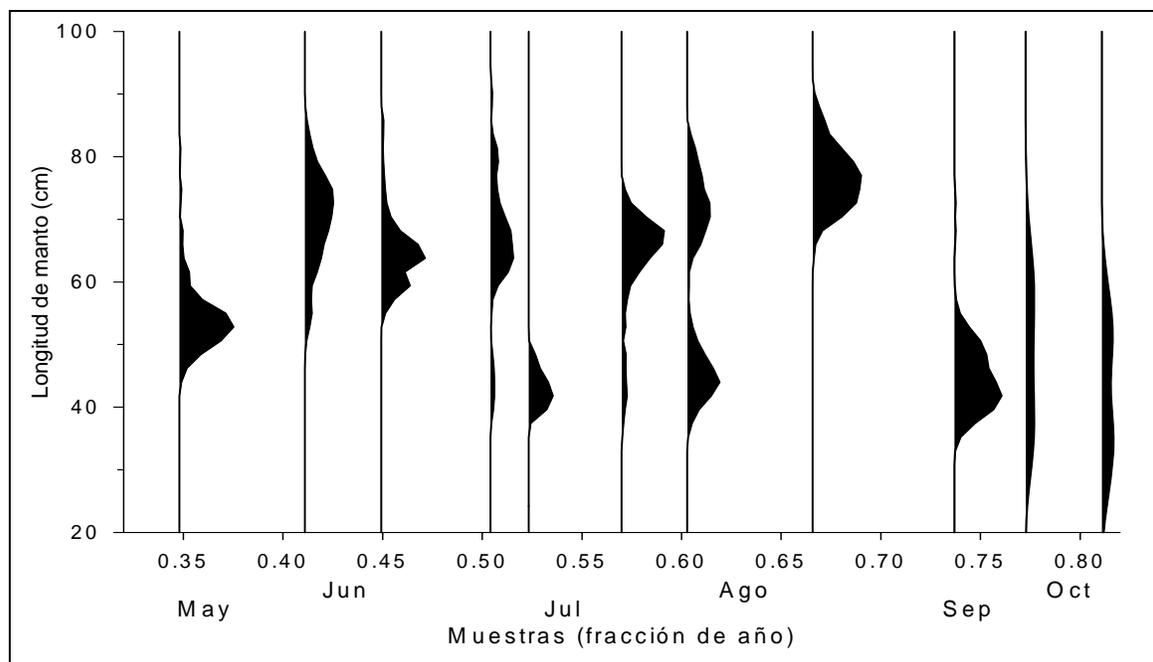


Figura 5.17. Composición quincenal de las longitudes para *D. gigas* durante mayo a octubre de 2002 en Santa Rosalía, B. C. S. Las muestras se expresan como la fracción de un año con base en su fecha de muestreo.

Las estimaciones de crecimiento se realizaron considerando como muestra inicial la primera (7 de mayo). Las funciones de puntaje de los tres algoritmos se calcularon para K desde 0.1 a 5.0 año⁻¹ con L_{∞} desde 90 a 100 cm LM a intervalos de 5 cm. Para ELEFAN I y NHLCA, se probaron diferentes longitudes iniciales tomando en cuenta que la muestra inicial presenta una moda a 52.8 cm LM, la búsqueda se amplió para dos intervalos de clase consecutivos hacia abajo y hacia arriba, esto es, para 48.4, 50.6, 55.0 y 57.2 cm. El algoritmo de NSLCA no se basa en la especificación de la longitud inicial, en éste se evalúa el intervalo de tallas de acuerdo con el valor de L_{∞} que se ensaye.

En la tabla 5.8 se presenta el resumen de los resultados obtenidos, ésta incluye el valor de puntaje máximo de cada algoritmo en conjunto con el valor de K correspondiente (referido como $K_{pm\acute{a}x}$).

De acuerdo con los resultados presentados en la tabla 5.8, los tres algoritmos obtuvieron con el aumento de los valores de L_{∞} , una disminución en los $K_{pm\acute{a}x}$ en conjunto con una disminución en los valores absolutos de su correspondiente función

de puntaje (en el caso de ELEFAN I y NHLCA). Las diferencias se presentaron en el intervalo de $K_{pm\acute{a}x}$ alcanzado. Los $K_{pm\acute{a}x}$ más bajos se obtuvieron con NSLCA y los más altos con NHLCA, $K_{pm\acute{a}x}$ intermedios resultaron con ELEFAN I. Además, los $K_{pm\acute{a}x}$ más altos obtenidos con ELEFAN I corresponden a los más bajos de NHLCA. Mientras que, con los de NSLCA no se obtuvo correspondencia con los otros dos algoritmos.

El ELEFAN I obtuvo un intervalo de $K_{pm\acute{a}x}$ de 1.4 hasta 2.2. Se presentó poca variación en los valores máximos absolutos de Rn alrededor de 0.20. El máximo valor general de Rn fue para $L_{\infty} = 90$ cm LM con $K_{pm\acute{a}x} = 2.2$ (tabla 5.8).

Tabla 5.8. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo para diferentes valores de L_{∞} .

Datos: *D. gigas*. Muestras disponibles: 11. Muestra inicial: 1.

Algoritmo	L_{∞} (LM, cm)	Longitud inicial (cm)	Puntaje máximo	K (año ⁻¹) ^a
ELEFAN I	90	50.6	0.224*	2.20
NHLCA		50.6	0.790*	2.80
NSLCA		N.A	1.0**	1.00
ELEFAN I	95	50.6	0.215*	1.80
NHLCA		50.6	0.782*	2.40
NSLCA		N.A	1.0**	0.80
ELEFAN I	100	52.8	0.213*	1.40
NHLCA		50.6	0.747*	2.10
NSLCA		N.A	1.0**	0.70

^aReferidos en el texto como $K_{pm\acute{a}x}$: valor de K al puntaje máximo.

LM: longitud de manto; N.A: no aplica; *valores absolutos; **valores estandarizados por el programa.

Con NHLCA se obtuvo un intervalo de $K_{pm\acute{a}x}$ de 2.1 a 2.8. Los valores de Rs presentaron al igual que ELEFAN I poca variación, alrededor de 0.7. El máximo valor general de Rs fue para $K_{pm\acute{a}x} = 2.8$ con $L_{\infty} = 90$ cm. Note que para $L_{\infty} = 90$ y 95 cm LM se alcanzó un valor de Rs similar (tabla 5.8).

El algoritmo de NSLCA obtuvo un intervalo de $K_{pm\acute{a}x}$ bajo desde 0.7 a 1.0. Éste no presentó correspondencia con los $K_{pm\acute{a}x}$ alcanzados con ELEFAN I y NHLCA (tabla 5.8).

Cabe destacar que con los algoritmos de ELEFAN I y NHLCA se obtuvo cierta variación en los valores de K al puntaje máximo en función de los valores de longitud inicial probados. En la mayoría de los casos, para cada valor de L_∞ ensayado se presentaron valores de K más altos que los alcanzados en la tabla 5.8. Sin embargo, la magnitud de los valores absolutos para dichas opciones de estimación fue menor.

El desempeño gráfico de las funciones de puntaje de los algoritmos sobre los valores de K explorados se evaluó para $L_\infty = 90$ y 100 cm LM para las longitudes iniciales con las que se obtuvieron los puntajes máximos (en su caso) de acuerdo con los resultados de la tabla 5.8 (figura 5.18).

Los perfiles de la función de puntaje de NHLCA para ambos valores de L_∞ son más informativos que los obtenidos con ELEFAN I y NSLCA. Esto es, presentan una forma de campana, aunque para $L_\infty = 100$ cm LM se observan dos picos máximos de R_s para $K = 2.4$ y 2.8 . Para ambos valores de L_∞ se aprecian máximos locales de R_s para valores de K menores a 1.0 , sin embargo, su magnitud es baja (figura 5.18).

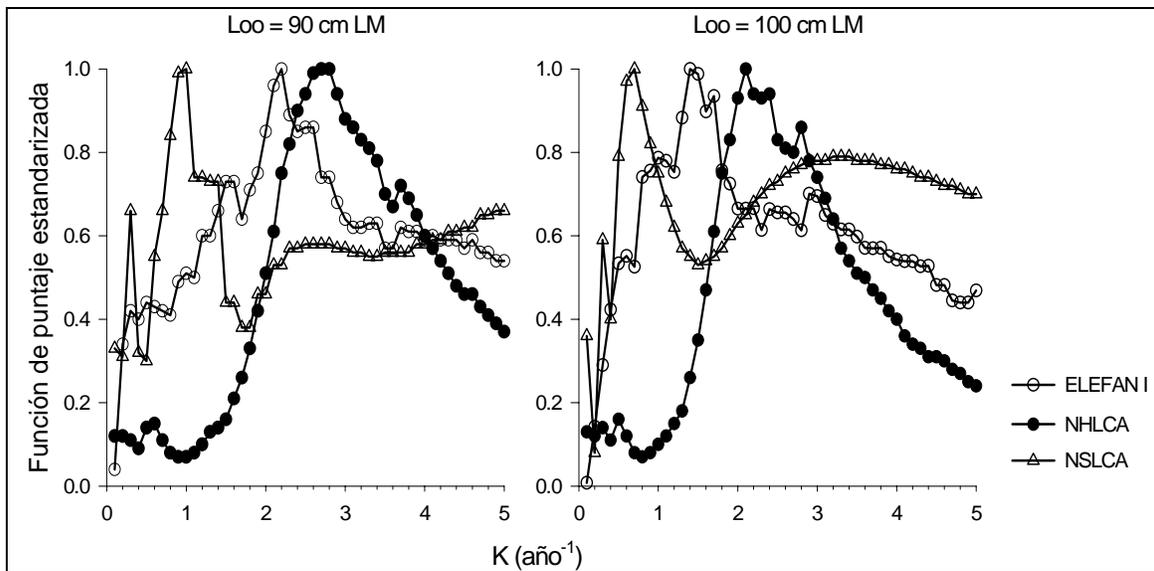


Figura 5.18. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para dos valores de L_∞ según los resultados de la tabla 5.8. Datos: *D. gigas*. LM: longitud de manto.

Por su parte, la función de puntaje de ELEFAN I presentó para ambos valores de L_∞ una tendencia irregular caracterizada por picos locales de R_n para K bajas y

altas. Sin embargo, el máximo general de R_n es fácilmente distinguible en las dos opciones de análisis (figura 5.18).

El patrón de la función de puntaje de NSLCA para ambos valores de L_∞ es irregular para K menores a 1.0, donde se aprecian máximos locales de S . Para $L_\infty = 90$ cm LM, se presentan valores de S similares de menor magnitud que el máximo general para K desde 2.3 a 2.8, posterior a este intervalo, los valores de S vuelven a incrementarse gradualmente. Mientras que, para $L_\infty = 100$ cm LM, este máximo local a valores altos de K es más amplio, desde 2.8 a 3.9 y de mayor magnitud respecto al obtenido para $L_\infty = 90$ cm. Posterior a este intervalo, se observa una disminución de los valores de S .

e. Cangrejo rojo *Cancer Johngarhi*

La base de datos para *C. johngarhi* se compone de 18,671 individuos capturados en la costa occidental de B. C. S. durante cinco viajes realizados entre octubre de 2002 a mayo de 2003, cada uno de los viajes con una duración promedio de 16 días. De la captura total, 16,135 corresponden a machos con un intervalo de tallas de 35 a 197 mm ancho de caparazón (AC) y 2536 a hembras con un intervalo de tallas de 31 a 187 mm AC (Anexo II).

La distribución de las longitudes de *C. johngarhi* durante el periodo de estudio presenta predominantemente organismos de talla mediana a mayores en el caso de los machos, y para las hembras de tallas medianas, para ambos sexos con escasa representación de tallas pequeñas (figura 5.19). Para los machos, se observan dos modas predominantes a 146.5 y a 151.5 mm AC (figura 5.19A). Mientras que, la distribución de tallas de las hembras presenta una sola moda a una menor talla de 127 mm AC (figura 5.19B).

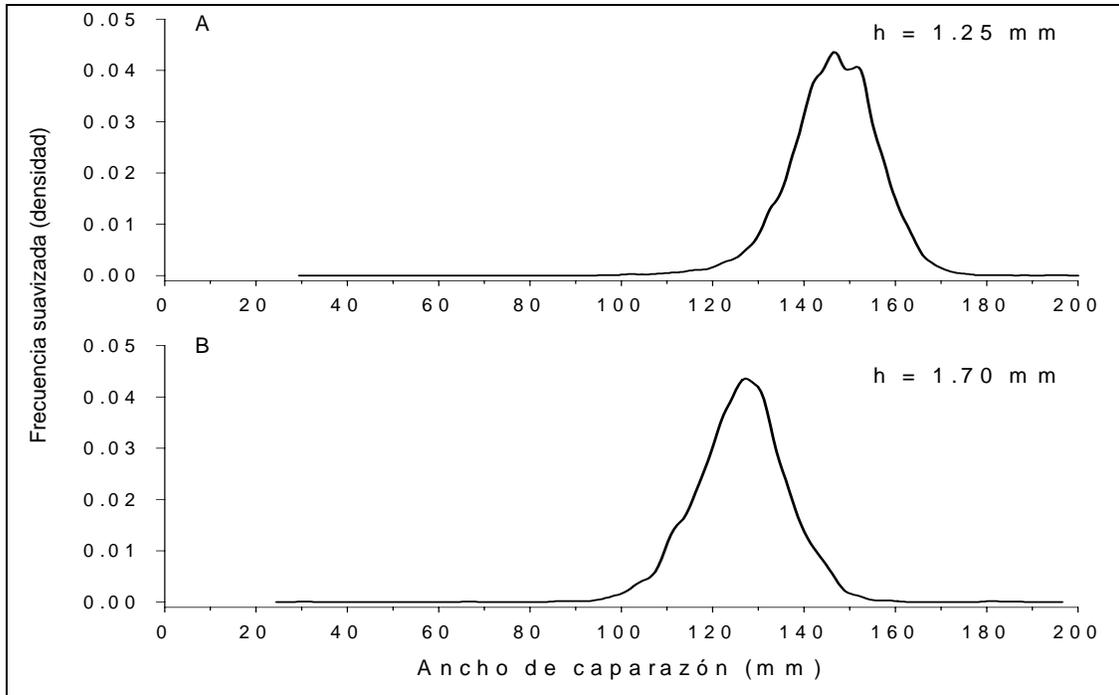


Figura 5.19. Composición total de las longitudes de *C. johngarhi* en la costa occidental de B. C. S., durante octubre de 2002 a mayo de 2003. h : tamaño de intervalo de la regla de referencia óptima gaussiana de Silverman (ec. 21); A: machos, $n = 16135$; B: hembras, $n = 2536$.

La composición de las longitudes por muestra (viaje) fue analizada a través de los estimadores de densidad por kernel utilizando la prueba de Silverman para la determinación del tamaño de intervalo óptimo (Anexo III). Las muestras se reagruparon con un tamaño de intervalo general de 3.4 mm, el cual fue aplicado a ambos sexos (figura 5.20). Con los valores resultantes se realizó el análisis de la distribución de las tallas para *C. johngarhi* por sexo.

Con base en la distribución de las longitudes de la figura 5.20 se aprecia que todos los casos, los machos de *C. johngarhi* presentan tallas mayores para una misma muestra en comparación con las hembras.

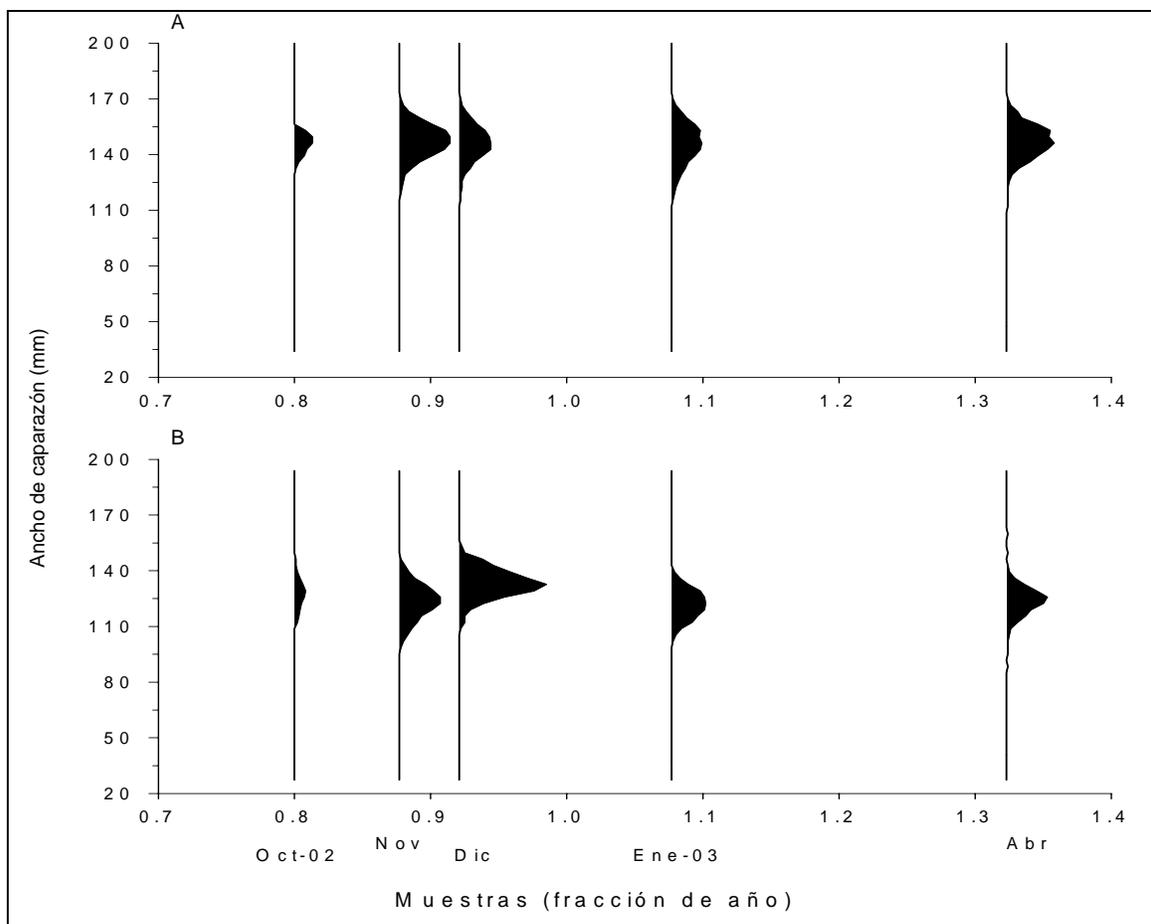


Figura 5.20. Composición mensual de las longitudes para *C. johngarhi* en la costa occidental de B. C. S., durante octubre de 2002 a mayo de 2003. Los viajes se expresan como la fracción de un año con base en su fecha de muestreo. A: machos; B: hembras.

Se utilizó la información presentada en la figura 5.20 para evaluar el desempeño de las funciones de puntaje de los algoritmos en la estimación de los parámetros de crecimiento. La asignación de las fechas de muestreo se realizó considerando la duración de cada viaje en días y agregando a su fecha de inicio de las operaciones de pesca, la mitad de sus correspondientes días transcurridos de acuerdo a las fechas presentadas en el Anexo II referente a esta base de datos.

Las estimaciones de crecimiento por sexos comenzaron en la muestra 1, probando diferentes longitudes iniciales. Para los machos de *C. johngarhi*, se identificó una longitud modal a 142.8 mm AC, ampliándose la búsqueda a dos intervalos de clase hacia arriba y abajo, esto es, para 136.0, 139.4, 146.2 y 149.6 mm. Para las hembras, se identificó a 125.8 mm y de la misma manera, se amplió la

búsqueda para los intervalos 119.0, 122.4, 129.2 y 132.6 mm. Las funciones de puntaje de los algoritmos se calcularon para valores de K desde 0.1 a 3.0 año⁻¹ con L_{∞} desde 185 a 200 mm AC a intervalos de 5 mm.

En la tabla 5.9 se presentan los resultados de las funciones de puntaje máximas para los machos de *C. johngarthi* para cada valor de L_{∞} ensayado en conjunto con el valor de longitud inicial y el valor de K obtenidos (referidos como $K_{pm\acute{a}x}$).

Con base a los resultados de la tabla 5.9, los $K_{pm\acute{a}x}$ de NHLCA y NSLCA para un mismo valor de L_{∞} presentaron cierta variación, donde para un mismo valor de L_{∞} , el $K_{pm\acute{a}x}$ de NSLCA es ligeramente mayor que el obtenido con NHLCA. No se presentó similitud en los $K_{pm\acute{a}x}$ de ELEFAN I respecto a los obtenidos con NSLCA y NHLCA.

Tabla 5.9. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo para diferentes valores de L_{∞} .

Datos: machos de *C. johngarthi*. Muestras disponibles: 5. Muestra inicial: 1.

Algoritmo	L_{∞} (AC, mm)	Longitud inicial (mm)	Puntaje máximo	K (año ⁻¹) ^a
ELEFAN I		149.6	0.140*	0.20
NHLCA	185	139.4	0.746*	1.80
NSLCA		N.A	1.0**	2.10-2.20
ELEFAN I		149.6	0.140*	0.20
NHLCA	190	136.0	0.717*	1.60
NSLCA		N.A	1.0**	1.50-1.60
ELEFAN I		149.6	0.140*	0.20
NHLCA	195	136.0	0.732*	1.50
NSLCA		N.A	1.0**	1.90-2.00
ELEFAN I		149.6	0.140*	0.20
NHLCA	200	136.0	0.726*	1.50
NSLCA		N.A	1.0**	1.70

^aReferidos en el texto como $K_{pm\acute{a}x}$: valor de K al puntaje máximo.

AC: ancho de caparazón. N.A: no aplica; *valores absolutos; **valores estandarizados por el programa.

El algoritmo de ELEFAN I obtuvo el mismo $K_{pm\acute{a}x}$ con igual magnitud en los valores de R_n para las diferentes de L_{∞} probadas. Además, la longitud inicial al puntaje máximo fue en todos los casos para el intervalo de longitud máximo probado. Estas combinaciones de estimación condicionan que para diferentes L_{∞} ,

las curvas de crecimiento al puntaje máximo pasen por las mismas longitudes. Cabe mencionar que con longitudes iniciales más pequeñas para los diferentes valores de L_{∞} se obtuvieron valores de K al puntaje máximo alrededor de 1.0 con la magnitud de los valores de R_n ligeramente menor a los presentados en la tabla 5.9.

Con NHLCA se obtuvo un intervalo estrecho de $K_{pm\acute{a}x}$ de 1.5 a 1.8 con una tendencia a aumentar hacia la L_{∞} menor probada (tabla 5.9). La modificación de la longitud inicial con las diferentes L_{∞} no varió de manera notable el intervalo de valores de K al puntaje máximo. En la mayoría de los casos, la longitud inicial al puntaje máximo se alcanzó para el primer intervalo de clase ensayado, excepto para $L_{\infty} = 185$ mm AC donde se alcanzó para el siguiente intervalo. La magnitud de los valores de R_s es similar y ligeramente más alta para $L_{\infty} = 185$ mm AC.

Los valores máximos en la función de puntaje de NSLCA se alcanzaron para $K_{pm\acute{a}x}$ desde 1.5 a 2.2. Para la mayoría de los valores de L_{∞} probados el puntaje máximo se alcanzó para dos $K_{pm\acute{a}x}$ consecutivos (tabla 5.9).

El análisis gráfico de las funciones de puntaje de los algoritmos sobre los valores de K explorados se realizó para $L_{\infty} = 185$ y 200 mm AC para las longitudes iniciales con las que se obtuvieron los puntajes máximos (en su caso) de acuerdo con los resultados de la tabla 5.9 (figura 5.21).

De acuerdo con los resultados de la figura 5.21, el comportamiento de la función de puntaje de NHLCA sobre los valores de K explorados es el más informativo de los algoritmos para ambas L_{∞} ensayadas, aunque con ligeras irregularidades para valores de K menores de 1.0. Posterior a este valor, los valores de R_s aumentan hasta alcanzar el máximo y comienza a disminuir para los siguientes valores de K . El patrón de la función de puntaje de NSLCA es similar, sin embargo, para valores de K mayores, la disminución de los valores de S es menos notable.

La función de puntaje de ELEFAN I es poco informativa para ambos valores de L_{∞} ensayados ya que se presentaron variaciones mínimas en el puntaje para el intervalo de valores de K explorado (figura 5.21).

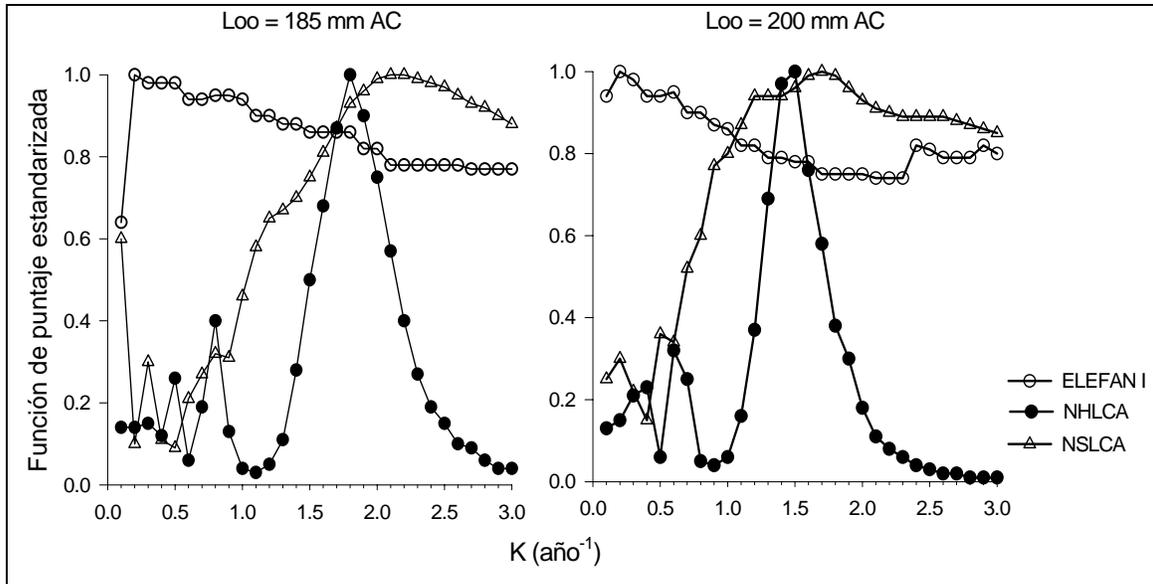


Figura 5.21. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para dos valores de L_{∞} según los resultados de la tabla 5.9. Datos: *C. johngarathi*, machos. AC: ancho de caparazón.

En la tabla 5.10 se presentan los resultados de las funciones de puntaje máximas para las hembras de *C. johngarathi* para cada valor de L_{∞} ensayado en conjunto con el valor de longitud inicial y el valor de K correspondiente (referidos como $K_{pm\acute{a}x}$).

De acuerdo con los resultados presentados en la tabla 5.10 para las hembras de *C. johngarathi*, los $K_{pm\acute{a}x}$ de NHLCA y ELEFAN I fueron similares para el intervalo de valores de L_{∞} explorados. Mientras que, para NSLCA para un mismo valor de L_{∞} alcanzó $K_{pm\acute{a}x}$ mayores respecto a los obtenidos con NSLCA y NHLCA.

El algoritmo de ELEFAN I obtuvo $K_{pm\acute{a}x}$ desde 1.1 hasta 1.7 con poca variación en los valores absolutos de R_n al igual que los valores de longitud inicial. Este efecto en los valores de R_n para los diferentes $K_{pm\acute{a}x}$, indica que las curvas de crecimiento al puntaje máximo pasan por longitudes cercanas que se encuentran dentro del mismo intervalo de clase a través de las muestras, por lo que suman el mismo puntaje, dado que cada intervalo de clase tiene un puntaje específico y éste no varía en función de los parámetros de la FCVB que se estén ensayando.

Con NHLCA se obtuvo un intervalo estrecho de $K_{pm\acute{a}x}$ desde 1.2 hasta 1.4 con los valores de longitud inicial similares que corresponden al primer y segundo

intervalo de clase explorado. Los valores absolutos de R_s van disminuyendo su magnitud al aumentar el valor de L_{∞} , por lo que el máximo general se obtuvo para $L_{\infty} = 185$ mm AC (tabla 5.10).

Tabla 5.10. Funciones de puntaje máximas para cada algoritmo para diferentes valores de L_{∞} .

Datos: hembras de *C. johngarthi*. Muestras disponibles: 5. Muestra inicial: 1.

Algoritmo	L_{∞} (AC, mm)	Longitud inicial (mm)	Puntaje máximo	K (año ⁻¹) ^a
ELEFAN I	185	125.8	0.178*	1.70
NHLCA		122.4	0.754*	1.40
NSLCA		N.A	1.0**	2.30-2.40
ELEFAN I	190	129.2	0.177*	1.40
NHLCA		119.0	0.733*	1.30
NSLCA		N.A	1.0**	1.80
ELEFAN I	195	129.2	0.177*	1.20
NHLCA		119.0	0.700*	1.20
NSLCA		N.A	1.0**	1.70-1.80
ELEFAN I	200	129.2	0.177*	1.10
NHLCA		119.0	0.595*	1.20
NSLCA		N.A	1.0**	1.50-1.60

^aReferidos en el texto como $K_{pm\acute{a}x}$: valor de K al puntaje máximo.

AC: ancho de caparazón. N.A: no aplica; *valores absolutos; **valores estandarizados por el programa.

Los $K_{pm\acute{a}x}$ de NSLCA presentaron un intervalo amplio desde 2.4 a 1.5. En la mayoría de los casos, se obtuvieron dos $K_{pm\acute{a}x}$ consecutivos (tabla 5.10).

Cabe destacar que con ELEFAN I y NHLCA se obtuvo poca variación en los valores de K al puntaje máximo en función de los valores de longitud inicial probados. Sin embargo, la magnitud de los valores absolutos para dichas opciones de estimación fue menor en comparación con lo presentado en la tabla 5.10.

El desempeño gráfico de las funciones de puntaje para las hembras de *C. johngarthi* sobre el intervalo explorado de K se realizó para $L_{\infty} = 180$ y 200 mm AC para las longitudes iniciales con las que se obtuvieron los puntajes máximos (en su caso) de acuerdo con los resultados de la tabla 5.10 (figura 5.22).

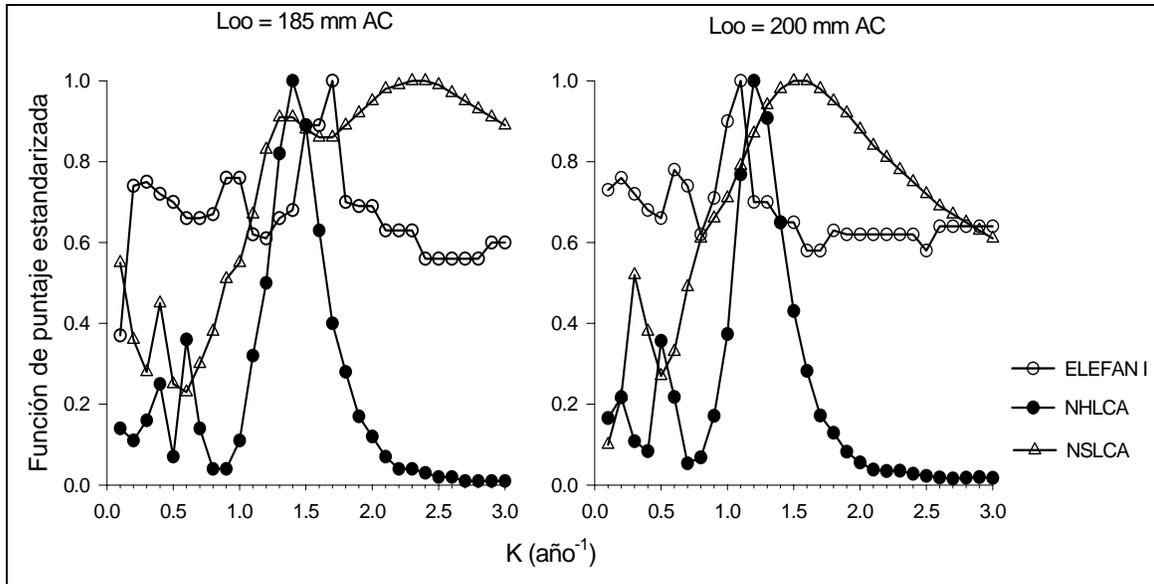


Figura 5.22. Funciones de puntaje estandarizadas de ELEFAN I, NHLCA y NSLCA para dos valores de L_{∞} según los resultados de la tabla 5.10. Datos: *C. johngarhi*, hembras. AC: ancho de caparazón.

Los perfiles de la función de puntaje de NHLCA son de tipo informativo con ambas L_{∞} ya que una vez que alcanza el máximo valor de R_s , disminuye para los siguientes valores de K , además, coinciden en los máximos locales de R_s para valores de K menores a 1.0 (figura 5.22).

El patrón de la función de puntaje de NSLCA para cada valor de L_{∞} presentó un patrón levemente diferente sobre el intervalo de K explorado. Con $L_{\infty} = 200$ mm AC, el valor de S es fácilmente distinguible con un pico máximo local de baja magnitud para K menor a 0.5. Mientras que, con $L_{\infty} = 185$ mm AC, se observa además un pico local de S de magnitud importante para un valor de K cercano al alcanzado con $L_{\infty} = 200$ mm AC al puntaje máximo.

La función de puntaje de ELEFAN I con ambos valores de L_{∞} ensayados presentó poca variación hacia valores bajos y altos de K dentro del intervalo explorado. Sin embargo, el máximo R_n es fácilmente reconocible para cada valor de L_{∞} probado (figura 5.22).

6. DISCUSIÓN

Desde que existen varios métodos indirectos para estimar los grupos de edad y crecimiento sobre distribuciones de frecuencia de tallas simuladas y reales y a que no hay una guía para que el usuario juzgue cuándo y en qué situaciones un método es el apropiado para usar, tradicionalmente las investigaciones realizadas se han enfocado a caracterizar su comportamiento en términos de su precisión y desempeño (Hampton y Majkowski, 1987; Rosenberg y Beddington, 1987; Basson et al., 1988; Isaac, 1990).

En estimaciones del crecimiento, el desempeño está asociado con la forma en la cual un algoritmo ajusta las distribuciones de longitud con el supuesto de que los organismos crecen de acuerdo a la función de crecimiento de von Bertalanffy (FCVB), y cómo el crecimiento a lo largo de la historia de vida puede ser razonablemente interpretado por los algoritmos (Defeo *et al.*, 1992; Leonce-Valencia y Defeo, 1997). Esto significa que para cada aplicación particular, se deben conocer los supuestos de los métodos aplicados, sus algoritmos, la forma de ajuste, las características del ciclo de vida y biología de la población. Así, la elección del método apropiado para estimar el crecimiento dependerá de las características particulares de cada población que se estudie.

En el presente estudio se dispuso de distribuciones de frecuencia de longitudes (DFL) simuladas y reales. Para el primer caso, el desempeño de ELEFAN I, NSLCA y NHLCA se evaluó a través de la obtención de los parámetros de la FCVB con los cuales las DFL fueron simuladas ('valores reales'). Con las bases de datos reales, el desempeño se evaluó a través de la consistencia de los resultados con las estrategias de vida de las especies analizadas. En ambos casos, una vez que se obtuvo el valor máximo de la función de puntaje de cada algoritmo para una combinación de parámetros, se estudiaron sus perfiles resultantes sobre los valores de K explorados. Finalmente, se elaboró un cuadro comparativo que considera los atributos de cada DFL, las estrategias de vida de las especies estudiadas y como los algoritmos utilizados respondieron a esta información.

6.1. DISTRIBUCIONES DE FRECUENCIAS DE LONGITUD SIMULADAS

La selección dependiente de la talla fue analizada en las DFL simuladas con y sin selectividad sobre algún grupo de tallas, donde los resultados obtenidos de los parámetros de la FCVB con NSLCA y NHLCA sugieren que éstos son más adecuados en las DFL con selectividad. Mientras que, ELEFAN I fue más preciso en las DFL sin selectividad que NSLCA y NHLCA. Sin embargo, los estimados de estos algoritmos estuvieron sólo ligeramente sesgados.

Defeo *et al.* (1992) evaluaron el desempeño de ELEFAN I y SLCA con y sin inclusión de las tallas no comerciales de un bivalvo (menores a 30 mm) e indican que ELEFAN I tuvo un mejor desempeño cuando toda la estructura poblacional fue considerada, mientras que, SLCA excedió los estimados de referencia (medido con el índice ϕ). Cuando se excluyeron las tallas no comerciales, SLCA presentó un mejor desempeño que ELEFAN I, aunque los estimados de este algoritmo estuvieron dentro del intervalo de referencia.

Otros análisis sobre DFL simuladas para evaluar la precisión de ELEFAN I y SLCA han sido realizados por Rosenberg y Beddigton (1987) y Basson *et al.* (1988) e indican que SLCA es de los más precisos para estimar los parámetros de la FCVB, especialmente cuando el orden de magnitud de los valores esperados son conocidos. Por su parte, Isaac (1990) menciona que el algoritmo de SLCA provee estimados más precisos de K cuando la variabilidad en los patrones de crecimiento es alta, y cuando la selección dependiente de la talla o con periodos de reclutamiento largos, los estimados de L_{∞} son más precisos que ELEFAN I.

Las evaluaciones de la precisión de estos autores sobre ELEFAN I son válidas y coinciden en mayor medida con los resultados de este estudio. Sin embargo, respecto a las evaluaciones del desempeño de SLCA, estos autores lo analizaron en su forma original y asumen que la función de puntaje (S_{max}) puede ser interpretada como un criterio de la bondad del ajuste. Pauly y Arreguín-Sánchez (1995) mostraron que la función de puntaje que originalmente propuso Shepherd (1987) en SLCA no es un buen índice de la bondad del ajuste ya que presenta un sesgo, donde los

valores de S_{max} aumentan conforme se incrementa K . Este sesgo representa una de las mayores restricciones de SLCA. Este efecto no fue identificado en los trabajos de Rosenberg y Beddington (1987) y Basson *et al.* (1988) ya que utilizaron un intervalo de exploración estrecho de valores de K . Así concluyen que la precisión de SLCA es mejor cuando el orden de magnitud de los parámetros de crecimiento es conocido.

La función de puntaje de SLCA fue corregida para que alcance un sólo valor máximo para cualquier intervalo de K que se explore en el NSLCA por Pauly y Arreguín-Sanchez (1995) y en el NHLCA se utiliza una función análoga a la usada en ELEFAN I.

Por otro lado, ambos algoritmos conservan la función de prueba de la versión original de SLCA, la función sinusoidal (ec. 13) que es modulada por los parámetros de la FCVB. Así, los puntajes dentro de cada muestra producen picos positivos y negativos. En el caso de NSLCA, el uso de contadores (valores agregados a S (ec. 17)) para el total de las muestras en S_{max} (ec. 16), lo hace sensible a los valores específicos de las frecuencias dentro de las muestras. Mientras que, NHLCA utiliza un contador que almacena los puntajes cuando la curva de crecimiento pasa sobre la matriz $S(l,i)$ y a través de una rutina de exploración de valores como la utilizada por ELEFAN I, encuentra la combinación de parámetros con el puntaje más alto. En este caso en la exploración de valores de K y L_{∞} hay efecto dentro y entre muestras, lo cual hace más consistente la estimación.

Tomando en cuenta lo anterior, los resultados sugieren que tanto NSLCA como NHLCA son adecuados para analizar DFL con y sin selectividad sobre algún grupo de tallas, aunque, este último, mostró una ventaja sobre ELEFAN I y NSLCA, en el sentido de que la función de puntaje que utiliza NHLCA obtuvo perfiles de su función de puntaje más informativas, caracterizados en la mayoría de los casos, por la localización de un sólo máximo para el intervalo de valores de K explorado (dado un valor L_{∞}).

6.1.1. Sin selectividad, todas las tallas bien representadas

De manera general, para las DFL simuladas sin selectividad con una (DFL1C), dos (DFL2C) y tres (DFL3C) cohortes, los métodos ELEFAN I, NSLCA y NHLCA obtuvieron los $K_{pm\acute{a}x}$ para el K_{real} o cercano a éste (tabla 5.1). El comportamiento de la función de puntaje de ELEFAN I sobre el intervalo de valores de K explorado fue el más preciso al obtener formas de campana bien definidas con el valor máximo de R_n fácilmente reconocible para el $K_{real} = 2.4 \text{ año}^{-1}$ (figura 5.2).

En el caso de ELEFAN I, los valores máximos absolutos de R_n disminuyeron al aumentar el número de cohortes. Este efecto numérico en la función de puntaje de ELEFAN I se centra en cambios en la SPD en la relación SPE/SPD (ec. 12). Ya que para las DFL2C y DFL3C, los 'picos disponibles' por donde podrían pasar las curvas de crecimiento aumentan, mientras que, la SPE cambia en menor magnitud dado que se obtiene el mismo $K_{pm\acute{a}x}$, por lo que la trayectoria de la curva al iniciar en la primera muestra para cada DFL es la misma. Por otro lado, al modificar la muestra inicial se afecta principalmente a la SPE, dado que la SPD para una misma DFL permanece constante y las longitudes alcanzadas por una curva de crecimiento para el $K_{pm\acute{a}x}$ no pasa por las longitudes predominantes de las muestras previas, lo que resulta en valores de SPE menores y por ende en una disminución en los valores absolutos de R_n .

El perfil de función de puntaje de NHLCA para las DFL simuladas sin selectividad sobre los valores de K explorados, generó formas de campana menos precisas que ELEFAN I y para un mismo $K_{pm\acute{a}x}$ ligeramente sobreestimado respecto al K_{real} cuando las estimaciones comenzaron en la primera muestra. En estos casos, y al igual que lo obtenido con ELEFAN I, los valores absolutos de R_s disminuyen al aumentar el número de cohortes (tabla 5.1).

Esta coincidencia es debida a la similitud de ELEFAN I y NHLCA en la búsqueda del valor máximo de sus respectivas funciones de puntaje, ya que NHLCA también se basa en el cálculo de un valor que análogo a la SPD de ELEFAN I, almacena la sumatoria de todos los valores positivos que una curva de crecimiento dentro del

intervalo de parámetros de crecimiento establecido, la SVPA, y en una sumatoria que análoga a la SPE de ELEFAN I, almacena los valores positivos y negativos que una curva de crecimiento dada una combinación de parámetros efectivamente alcanza, la SPA (ec. 18).

De esta manera, el efecto numérico en el cálculo de los valores de R_s de NHLCA se centra en el incremento de la SVPA al aumentar el número de cohortes en las DFL simuladas en conjunto con variaciones mínimas en la SVA, lo que resulta en una disminución de los valores de R_s , dado que el $K_{pm\acute{a}x}$ cuando se inicia en la primera muestra es el mismo ($K_{pm\acute{a}x} = 2.6 \text{ año}^{-1}$).

Sin embargo, y a diferencia de ELEFAN I, la función de puntaje de NHLCA cuando se modificó la muestra inicial, no fue consistente con lo previamente obtenido al subestimar en todos los casos el K_{real} , respondiendo a la información predominante de las muestras previas que no presentan información de tallas mayores, por lo que son consideradas como evidencia a favor de valores de K bajos, lo que explica que su función de puntaje sea máxima, aunque de menor magnitud que al iniciar en la primera muestra, para un valor de K menor respecto a K_{real} .

El patrón de la función de puntaje de NSLCA para los tres tipos de DFL simuladas presentó valores máximos locales de magnitud variada para K bajas. Sin embargo, el máximo general resultó para el K_{real} con la DFL3C y ligeramente subestimado para las restantes.

6.1.2. Con selectividad sobre algún grupo de tallas

Los tres tipos de DFL simuladas presentan tres reclutamientos (figura 5.3): sin juveniles, sólo adultos (DFL3CA); sin adultos, sólo juveniles (DFL3CJ) y sin juveniles ni adultos, sólo tallas medianas (DFL3CM).

El algoritmo de ELEFAN I subestimó el K_{real} para los tres tipos de DFL con selectividad (tablas 5.2 a 5.4). Asimismo, los perfiles de su función de puntaje presentaron en su mayoría tendencias poco informativas (figuras 5.4 a 5.6).

Para analizar el desempeño de la función de puntaje de ELEFAN I tómesese de referencia la DFL3C que presenta tres reclutamientos al igual que los tres tipos de DFL simuladas con selectividad, pero con todos los grupos de tallas bien representados y la función de puntaje de este algoritmo fue máxima para el K_{real} (tabla 5.1) y el patrón de su función de puntaje presentó un comportamiento de tipo informativo (figura 5.2). De esta manera, el algoritmo de ELEFAN I es afectado por la falta de información de algún grupo de tallas, sobretodo a la ausencia de juveniles, como es el caso de la DFL3CA y la DFL3CM donde obtiene $K_{pmáx}$ subestimados en conjunto con perfiles poco informativos. Mientras que, con juveniles y poca representatividad de adultos (DFL3CJ), con la disminución del valor de L_{∞} se obtuvo el máximo valor de R_n para un valor de K ligeramente subestimado respecto a K_{real} y el perfil de la función de puntaje es de tipo informativo (figura 5.5). Este efecto debido a la ausencia de juveniles se corrobora con los resultados de la DFL3CM para la cual también se disminuyó el valor de L_{∞} y la función de puntaje máxima y su perfil sobre los valores de K explorados resultaron subestimados y poco informativos.

El algoritmo de NHLCA obtuvo $K_{pmáx}$ desde ligeramente subestimados hasta sobreestimados respecto al K_{real} en los tres tipos de DFL simuladas con selectividad. Para la DFL3CA se obtuvo un $K_{pmáx}$ ligeramente subestimado con un comportamiento de tipo informativo en su función de puntaje (figura 5.4). Mientras que, con la DFL3CJ y la DFL3CM, los $K_{pmáx}$ obtenidos tienen relación con la modificación de los valores de L_{∞} ensayados. De esta manera, para valores de L_{∞} bajos tiende a $K_{pmáx}$ altos y al aumentar los valores de L_{∞} tiende al K_{real} (tablas 5.3 y 5.4). El comportamiento de la función de puntaje sobre los valores de K resultó también de tipo informativo, aunque comparativamente el obtenido para la DFL3CM presentó mejores tendencias y los $K_{pmáx}$ estuvieron más cercanos al K_{real} (figuras 5.5 y 5.6).

Los $K_{pm\acute{a}x}$ de NHLCA para las DFL con selectividad resultaron ligeramente diferentes respecto a lo obtenido con la DFL3C donde todas las tallas se encuentran bien representadas.

Se identificó que el algoritmo de NHLCA presenta variaciones en los $K_{pm\acute{a}x}$ que tienen relación con modificación de la muestra inicial a la cual las curvas de crecimiento son fijadas, así como a la información que cada DFL simulada contiene. Para explicar lo anterior, es necesario considerar cuando se conserva el número de muestras disponibles y se elige una muestra posterior a la primera, tanto ELEFAN I como NHLCA asumen que las muestras anteriores continúan a la última muestra. Esto es, se reacomodan en el tiempo asignándoles una nueva 'fecha de muestreo' posterior a la última muestra. Con base en este reacomodo se trazan las curvas de crecimiento y se calculan las funciones de puntaje para todas las combinaciones de los parámetros de crecimiento que se estén ensayando.

Así, para la DFL3CA y DFL3M cuando se inició en la muestra 1, las curvas de crecimiento con las diferentes longitudes iniciales obtienen el puntaje máximo cuando siguen la progresión modal del primer reclutamiento en conjunto con K altas debido a que la información predominante hacia tallas medianas de las muestras del segundo y tercer reclutamiento obtienen puntajes menores. Lo contrario ocurre con muestra inicial 7, dado que la información predominante de los dos primeros reclutamientos al final de la distribución constituyen evidencia a favor de valores bajos de K . Un efecto intermedio se obtuvo con muestra inicial 4, donde las curvas de crecimiento obtienen los puntajes máximos generales cuando la información del primer reclutamiento se traslada al final de la distribución y se obtienen $K_{pm\acute{a}x}$ cercanos al K_{real} en conjunto con valores de L_{∞} cercanos a $L_{\infty real}$.

Lo anterior, también explica que para la DFL3CJ, los máximos puntajes se obtuvieran con muestra inicial 1 en conjunto con valores de K y L_{∞} cercanos a sus 'valores reales', ya que la trayectoria de las curvas de crecimiento siguen la información del primer y segundo reclutamientos, por la falta de tallas adultas, y con muestra inicial 4 y 7 los valores de K resultaron subestimados ya que las curvas de crecimiento obtienen el puntaje máximo (aunque de menor magnitud) cuando se

evalúa la información de las tallas pequeñas y medianas de los dos reclutamientos al final de la distribución.

Con ELEFAN I los $K_{pm\acute{a}x}$ tuvieron poca variación con la modificación de la muestra inicial. Con este algoritmo, las diferencias sólo se presentaron en los valores absolutos máximos de su función para cada muestra inicial ensayada obteniéndose los máximos generales al iniciar en la muestra 1.

La función de puntaje de NSLCA para la DFL3CA obtuvo el K_{real} . Esto coincide con lo obtenido para la DFL3C. Para la DFL3CJ y la DFL3CM se identificó el mismo patrón que el descrito para NHLCA respecto a la variación de los $K_{pm\acute{a}x}$ con la modificación de los valores de L_{∞} . Esto es, obtiene $K_{pm\acute{a}x}$ sobreestimados con la disminución del valor de L_{∞} , y cercanos al K_{real} conforme los valores de L_{∞} tienden al $L_{\infty real}$. Sin embargo, se presentó mayor variación en los $K_{pm\acute{a}x}$ desde 5.0 hasta 2.0 año⁻¹ con la modificación de L_{∞} (tablas 5.3 y 5.4).

Respecto a los perfiles de la función de puntaje del algoritmo de NSLCA, éstos presentaron tendencias informativas y similares para la DFL3CJ y la DFL3CM para los casos en los que se obtuvieron $K_{pm\acute{a}x}$ cercanos a K_{real} , no así para los perfiles con valores de $K_{pm\acute{a}x}$ sobreestimados (figuras 5.5 y 5.6). Mientras que, para la DFL3CA al igual que para la DFL3A los perfiles se caracterizaron por un mínimo local en las funciones de puntaje para K bajas, sin embargo, el máximo general es fácilmente distinguible (figuras 5.2 y 5.4).

Debido a la implementación del algoritmo NSLCA, en el programa FISAT no se puede evaluar la modificación de la longitud inicial. Por lo anterior, el algoritmo de NHLCA presentó un mejor desempeño que ELEFAN I al analizar distribuciones donde los grupos de tallas no están bien representados. El algoritmo de NSLCA presentó un buen desempeño en su función de puntaje para la DFL sin adultos y sin juveniles ni adultos, sin embargo, las opciones de estimación son limitadas por la implementación de este algoritmo en el programa FISAT.

6.2. DISTRIBUCIONES DE FRECUENCIAS DE LONGITUD REALES DE ESPECIES CON ESTRATEGIAS DE VIDA DIFERENTES

a. Camarón azul *Litopenaeus stylirostris*

De acuerdo con los resultados obtenidos al analizar la distribución de las longitudes de *L. stylirostris* (figura 5.8), las funciones de puntaje máximas de ELEFAN I, NSLCA y NHLCA no acertaron al valor 'más probable' de $K = 2.5 \text{ año}^{-1}$ en las opciones de estimación analizadas, esto es, con el intervalo de valores de L_{∞} , muestras iniciales y longitudes iniciales probadas. En todos los casos, se obtuvieron valores de K subestimados. Se obtuvo mayor similitud entre los $K_{pm\acute{a}x}$ de NHLCA y NSLCA, con ELEFAN I se obtuvieron $K_{pm\acute{a}x}$ cercanos al mínimo explorado (tabla 5.5).

Isaac (1990) y Gulland y Rosenberg (1992) mencionan que ELEFAN I es uno de los algoritmos más adecuados para especies con ciclo de vida corto y crecimiento rápido. Esta estrategia de vida es típica en camarones tropicales, donde las distribuciones de tallas se caracterizan por una progresión modal clara de las cohortes presentes sobre el tiempo, lo que resulta en el tipo de distribución B (figura 2.1B) de acuerdo con Shepherd *et al.* (1987).

La distribución de las longitudes de *L. stylirostris* analizada en este estudio esta caracterizada por la predominancia de tallas pequeñas y poca representatividad de las tallas mayores (figura 5.8). Esto dado que el período de estudio es corto, por lo que no se encuentra representada toda la estructura de tallas. Gulland y Rosenberg (1992) sugieren que los muestreos para este tipo de especies deben ser mensuales o en periodos más cortos hasta obtener el patrón general de las tallas.

Pauly *et al.* (1981) aplicaron el ELEFAN I a 16 stocks diferentes de camarones y encontraron que cuando las distribuciones de tallas exhibían sesgo sobre algún grupo de tallas, ELEFAN I obtuvo valores no razonables de los parámetros de crecimiento en conjunto con bajos valores en la función de puntaje máxima.

Lo anterior explica los resultados obtenidos con ELEFAN I (tabla 5.5), donde dado un valor fijo de L_{∞} se obtuvieron siempre $K_{pm\acute{a}x}$ subestimados y a pesar de que la magnitud de los valores de R_n fue relativamente alta (mayores de 0.5), el perfil de los valores de R_n sobre el intervalo de K ensayado resultó poco informativo (figura 5.9), lo que sugiere que las estimaciones de crecimiento de ELEFAN I no son razonables.

Por otro lado, Isaac (1990), Leonce-Valencia y Defeo (1997) y Arreguín-Sánchez (en prensa) mencionan que el algoritmo de SLCA es más adecuado para especies donde los grupos modales correspondientes a las tallas pequeñas bien representadas en la muestra están claramente diferenciados, refiriéndose específicamente a la función $T(l)$ (ec. 13), la cual es la que utilizan tanto NSLCA como NHLCA. Dado que la distribución de tallas de *L. stylirostris* presenta mayormente individuos de tallas pequeñas, característica de dicha estrategia de vida, los algoritmos NSLCA y NHLCA responden satisfactoriamente a ésta, con $K_{pm\acute{a}x}$ bajos (tabla 5.5), produciendo perfiles informativos de sus respectivas funciones de puntaje sobre los valores de K . Además, con NHLCA los valores absolutos de R_s fueron altos (alrededor de 0.8) y su perfil es más informativo que el obtenido con NSLCA (figura 5.9).

b. Sardina monterrey *Sardinops caeruleus*

En el presente estudio, las estimaciones de crecimiento con las diferentes opciones de análisis consideradas (variación de L_{∞} y longitud inicial; tabla 5.6), ELEFAN I obtuvo valores absolutos similares de R_n , a pesar de que éste fue relativamente más alto para $L_{\infty} = 180$ mm LP y su correspondiente $K_{pm\acute{a}x}$ fue el más alto. Además, el patrón de la función de puntaje presenta una tendencia hacia la sobreestimación que mejora al aumentar el valor de L_{∞} (figura 5.12). El valor absoluto de R_n es similar al máximo general para $L_{\infty} = 200$ mm LP con $K_{pm\acute{a}x} = 0.8$ año⁻¹. Por lo que, esta estimación se considera razonable para *S. caeruleus*.

Siguiendo con lo anterior, NHLCA presentó menos variación en los $K_{pm\acute{a}x}$ con una variación más notable en los valores absolutos de R_s . Además, los perfiles de su función de puntaje son más informativos (figura 5.12), por lo que, en este caso, se

eligió la combinación de parámetros que produjo el valor máximo general de R_s : $L_\infty = 210$ mm LP con $K_{pm\acute{a}x} = 1.0$ año⁻¹.

Con NSLCA, el programa usado en la estimación de los parámetros de crecimiento, calcula la función de puntaje estandarizada a la unidad para un intervalo de K dado un valor de L_∞ , por lo que no es posible con base en la función de puntaje máxima elegir qué valor es más apropiado. Sin embargo, el perfil de su función de puntaje sobre los valores de K fue más informativo para $L_\infty = 210$ mm LP con $K_{pm\acute{a}x} = 1.1$ año⁻¹ (figura 5.12).

La validación del crecimiento de *S. caeruleus* con los tres métodos aplicados se realizó de dos maneras: 1) comparando lo obtenido en este estudio con otros estimados para el Pacífico Oeste Mexicano (POM) incluyendo los basados en estructuras duras, y 2) comparando los estimados con otras regiones. Para esto se elaboró la tabla 6.1 que incluye estimaciones de los parámetros de la FCVB reportadas por diversas fuentes.

Para la validación de las estimaciones de crecimiento de *S. caeruleus* en el POM, se tomaron como referencia los trabajos de Félix-Uraga (1986; 1990) y Hernández-López (2003) (incluidas en la tabla 6.1) ya que los datos corresponden, al igual que este estudio, a las capturas realizadas en el complejo lagunar Bahía Magdalena-Almejas en la costa occidental de B. C. S. (Anexo II). El material analizado por Félix-Uraga (1986; 1990) comprende de 1981 a 1984 y de 1981 a 1987, respectivamente, y el de Hernández-López (2003) de 1981 a 1985. Estos autores estiman el crecimiento de *S. caeruleus* a través de la lectura de otolitos. En el presente estudio se dispuso de los datos de 1985.

Los grupos de edad de *S. caeruleus* identificados así como la longitud modal de cada grupo difieren en ambos estudios para el mismo año. Lo anterior condiciona que se reporten diferentes valores de los parámetros de crecimiento (tabla 6.1). Por ejemplo, para 1985 (período disponible para este estudio), Félix-Uraga (1990) identificó 4 grupos con edades entre 0 y 3 años y estima valores de $L_\infty = 182.8$ mm LP, $K = 0.9045$ año⁻¹ y $t_0 = -0.0164$ año⁻¹. Mientras que, Hernández-López (2003) identificó 5

grupos de *S. caeruleus* con edades entre 0 y 4 años y estima valores de $L_{\infty} = 212.01$ mm LP, $K = 0.25 \text{ año}^{-1}$ y $t_0 = -3.4 \text{ año}^{-1}$.

De manera general, los estimados de los parámetros de la FCVB para el periodo de estudio de Félix-Uraga (1986; 1990) coinciden en mayor medida con los del presente trabajo a través de ELEFAN I, NSLCA y NHLCA. Sin embargo, los valores de K podrían estar sobreestimados dado que la edad máxima calculada es menor que la sugerida para *S. caeruleus* de entre 6 a 7 años. Esto puede atribuirse a la ausencia de las edades 4 a 7 en las muestras.

Cabe mencionar que las longitudes modales estimadas para el grupo de edad 0 de *S. caeruleus* para los años de estudio de Félix-Uraga (1986; 1990) son similares a las longitudes iniciales de las curvas de crecimiento para las cuales se obtuvieron los máximos puntajes de ELEFAN I y NHLCA (tabla 5.6). Mayor variación se presentó entre las longitudes modales para el grupo de edad 0 estimados por Hernández-López (2003).

La variabilidad en los estimados de los valores modales del grupo de edad 0 pueden atribuirse a que este grupo de edad no se encuentra completamente reclutado a la pesquería (Félix-Uraga, 1990). Este efecto puede observarse en la figura 5.10, donde la composición anual de las longitudes presenta un sesgo negativo, con baja representatividad para los organismos pequeños y alta para tallas mayores.

Una mayor variabilidad se aprecia al comparar los parámetros de crecimiento para *S. caeruleus* en las diferentes áreas incluidas en la tabla 6.1. Los estimados para el Golfo de California (GC) se caracterizan por valores de K y L_{∞} menores a los estimados en Estados Unidos (EU) y Canadá (CA). Mientras que, los del POM se caracterizan por valores de K más altos y L_{∞} menores.

Tabla 6.1. Parámetros del modelo de crecimiento de von Bertalanffy para *S. caeruleus* en distintas áreas del Pacífico Oeste y Golfo de California, México.

Área ^a	Método ^b	K (año ⁻¹)	L _∞ (LP; cm)	t ₀ (año ⁻¹)	T _{máx} (año) ^c	ϕ' ^d	Referencia
CB		0.52	29.3		6	2.65	Pauly 1978
CB		0.52	30.0		6	2.67	Pauly 1978
CB		0.55	29.1		5	2.67	Pauly 1978
CB		0.57	25.1		5	2.56	Pauly 1978
CB	RNL	0.53	30.2		6	2.68	Pauly 1979
EU	RNL	0.40	29.5	-2.10	5	2.54	Pauly 1978
EU	RNL	0.40	30.5	-0.59	7	2.57	Pauly 1978
EU		0.37	25.9		8	2.39	Erzini 1991
EU		0.46	31.0		7	2.65	Pauly 1978
EU		0.60	29.0		5	2.70	Pauly 1978
EU		0.70	27.0		4	2.71	Pauly 1978
EU		0.59	26.8		5	2.63	Pauly 1979
EU		0.56	26.9		5	2.61	Pauly 1979
EU		0.55	25.7		5	2.56	Pauly 1979
EU		0.54	26.0		6	2.56	Pauly 1979
EU		0.53	27.6		6	2.61	Pauly 1979
EU		0.52	26.1		6	2.55	Pauly 1979
EU		0.44	26.2		7	2.48	Erzini 1991
EU		0.45	29.3		7	2.59	Beverton 1963
EU	RNL	0.35	30.0		9	2.50	Pauly 1980
POM		0.50	26.0		6	2.53	Granados-R 1958
POM		0.34	23.4	-0.26	9	2.27	Cisneros-Mata et al. 1990
POM	OT-LV	1.22	20.3	-0.13	2	2.70	Félix-Uraga 1986
POM	OT-LV	0.90	17.6	-0.02	3	2.44	Félix-Uraga 1990
POM	OT-LV	1.28	17.0	-0.01	2	2.57	Félix-Uraga 1990
POM	OT-LV	1.12	17.7	-0.01	3	2.54	Félix-Uraga 1990
POM	OT-LV	1.10	17.2	-0.01	3	2.51	Félix-Uraga 1990
POM	OT-LV	0.90	18.3	-0.02	3	2.48	Félix-Uraga 1990
POM	OT-LV	0.83	18.3	-0.02	4	2.44	Félix-Uraga 1990
POM	OT-LV	1.74	18.0	-0.01	2	2.75	Félix-Uraga 1990
POM	OT-LV	1.00	17.7	-0.02	3	2.50	Félix-Uraga 1990
POM	OT-GH	0.11	24.7	-9.22	19	1.81	Hernández-López 2003
POM	OT-GH	0.73	17.9	-0.57	4	2.37	Hernández-López 2003
POM	OT-GH	0.27	19.3	-4.48	7	2.00	Hernández-López 2003
POM	OT-GH	0.62	17.9	-1.29	4	2.30	Hernández-López 2003
POM	OT-GH	0.25	21.2	-3.45	9	2.05	Hernández-López 2003
GC	SLCA	0.34	27.0	-0.69	8	2.39	De Anda-M et al. 1999
GC	SLCA	0.32	26.0	-0.53	9	2.34	De Anda-M et al. 1999
GC	SLCA	0.38	25.7	-0.30	8	2.40	De Anda-M et al. 1999
GC	SLCA	0.38	25.7	-0.38	8	2.40	De Anda-M et al. 1999
GC	SLCA	0.36	25.3	-0.78	8	2.36	De Anda-M et al. 1999
GC	SLCA	0.32	24.1	-0.65	9	2.27	De Anda-M et al. 1999
GC	SLCA	0.39	24.4	-0.32	7	2.37	De Anda-M et al. 1999
GC	SLCA	0.31	26.3	-0.60	9	2.33	De Anda-M et al. 1999
GC	SLCA	0.37	23.4	-0.65	7	2.31	De Anda-M et al. 1999

Tabla 6.1. Continuación.

Área ^a	Método ^b	K (año ⁻¹)	L _∞ (LP; cm)	t ₀ (año ⁻¹)	T _{máx} (año) ^c	ϕ' ^d	Referencia
GC	SLCA	0.39	25.2	-0.08	8	2.39	De Anda-M et al. 1999
GC	SLCA	0.32	24.5	-0.87	9	2.28	De Anda-M et al. 1999
GC	SLCA	0.39	23.0	-0.10	8	2.31	De Anda-M et al. 1999
GC	SLCA	0.33	25.9	-0.19	9	2.35	De Anda-M et al. 1999
GC	SLCA	0.38	27.4	-0.96	7	2.46	De Anda-M et al. 1999
GC	SLCA	0.37	27.6	-0.93	7	2.45	De Anda-M et al. 1999
GC	SLCA	0.32	25.4	-0.97	8	2.31	De Anda-M et al. 1999
GC	SLCA	0.34	25.2	-0.11	9	2.33	De Anda-M et al. 1999
GC	SLCA	0.31	26.3	-0.72	9	2.33	De Anda-M et al. 1999
GC	ELEFAN I	0.43	31.0	-0.21	7	2.62	Estrada-G et al. 1986
GC	OT	0.34	23.6	-0.26	9	2.28	Estrada-G et al. 1986
GC	ELEFAN I	0.60	27.0	-0.15	5	2.64	Cisneros-Mata et al. 1990
GC	ELEFAN I	0.43	30.0	-0.40	7	2.59	Cisneros-Mata et al. 1991
GC	ELEFAN I	0.43	29.0	-0.40	7	2.56	Nevárez-M et al. 1993
GC	ES-FW	0.41	23.5	-0.13	7	2.35	Gallardo-C et al. 1991
GC	ES-BeH	0.43	23.5	-1.03	6	2.38	Gallardo-C et al. 1991
GC	ES-TA	0.36	23.8	-1.63	7	2.31	Gallardo-C et al. 1991
GC	ES-BeH	0.38	23.6	-1.42	6	2.33	Gallardo-C et al. 1991
GC	ES-TA	0.33	23.9	-1.82	7	2.28	Gallardo-C et al. 1991
GC	ES-BeH	0.35	23.9	-1.62	7	2.30	Gallardo-C et al. 1991
GC	OT-GH	0.28	26.6	-0.60	10	2.30	Jiménez-R 1991
GC	OT-FW	0.30	26.6		10	2.33	Jiménez-R 1991
GC	OT	0.33	26.6	-1.66	7	2.37	Jiménez-R 1991
GC	OT-RNL	0.55	24.4	-0.74	5	2.52	Jiménez-R 1991
GC	PM	0.27	26.6		11	2.28	Jiménez-R 1991
GC	ELEFAN I	0.45	30.0		7	2.61	Jiménez-R 1991
GC	GH	0.40	26.0	-0.23	7	2.43	Jiménez-R 1991
GC	FW	0.45	25.8		7	2.48	Jiménez-R 1991
GC	VB	0.59	25.8		5	2.59	Jiménez-R 1991
GC	RNL	0.47	25.9	-0.21	6	2.50	Jiménez-R 1991
GC	PM	0.68	29.5	-0.82	4	2.77	Jiménez-R 1991
GC	ELEFAN I	0.44	29.6		7	2.59	Jiménez-R 1991
POM	ELEFAN I	0.80	20.0	0.0	4	2.51	Este estudio
POM	NSLCA	1.00	21.0	0.0	3	2.64	Este estudio
POM	NHLCA	1.10	21.0	0.0	3	2.69	Este estudio

^aCB: Columbia Británica; EU: Estados Unidos; POM: Pacífico Oeste Mexicano; GC: Golfo de California.

^bRNL: regresión no lineal; OT: otolitos; LV: López-Veiga; GH: Gulland-Holt; ES: escamas; FW: Ford-Walford; BeH: Beverton-Holt; TA: Tomlinson-Abrahamson; VB: von Bertalanffy; PM: progresión modal.

^cEcuación empírica de Pauly (1984) para estimar la longevidad (edad máxima): $T_{max} = (3/K) + t_0$

^dÍndice de desempeño del crecimiento (Pauly y Munro, 1984) calculada con la ecuación 5.

LP: longitud patrón.

Los espacios en blanco representan información no especificada por los autores.

Una mejor caracterización de las diferencias en los valores de los parámetros de la FCVB para *S. caeruleus* por área se aprecia en la figura 6.1. Considerando la relación de K y L_{∞} (figura 6.1A), no se aprecia una separación marcada entre las estimaciones más norteñas (CA y EU) y las del GC, éstas se agruparon en la parte superior de la figura; mientras que, las estimaciones para el POM, incluidas las de este estudio, se ubicaron en la parte inferior.

Sin embargo, considerando la distribución de K y L_{∞} de forma independiente, la separación por área se hace evidente (figura 6.1B-C). Con base en éstas, se tiene que los valores de L_{∞} son los que condicionan la separación entre las estimaciones más norteñas (CA y EU) respecto a las del GC (figura 6.1B) ya que sus valores de K se agruparon (figura 6.1C). Mientras que, las estimaciones del POM continúan separadas del resto con valores de L_{∞} menores y K mayores.

Considerando la distribución de los valores del índice ϕ' se aprecian dos grandes grupos (figura 6.1D), uno por los valores norteños (CA y EU) y el segundo por los del GC y los del POM. Estas agrupaciones son debidas a que se calculan valores similares del índice para conjuntos de L_{∞} y K diversos. En este caso, K altos en conjunto con L_{∞} bajos (caso POM) obtienen valores similares de ϕ' para una combinación inversa (caso GC) y los correspondientes a las áreas norteñas (CA y EU), se separan de aquellas por la diferencia entre los valores de L_{∞} que son más altos.

En la figura 6.1A se aprecia además un pequeño grupo que se separa del resto, formado por estimaciones del POM que corresponden a tres estimaciones que reporta Hernández-López (2003) con valores de K y ϕ' bajos (figura 6.1C-D). Esta separación esta influenciada por sus valores de t_0 , los cuales no son razonables para la especie (tabla 6.1).

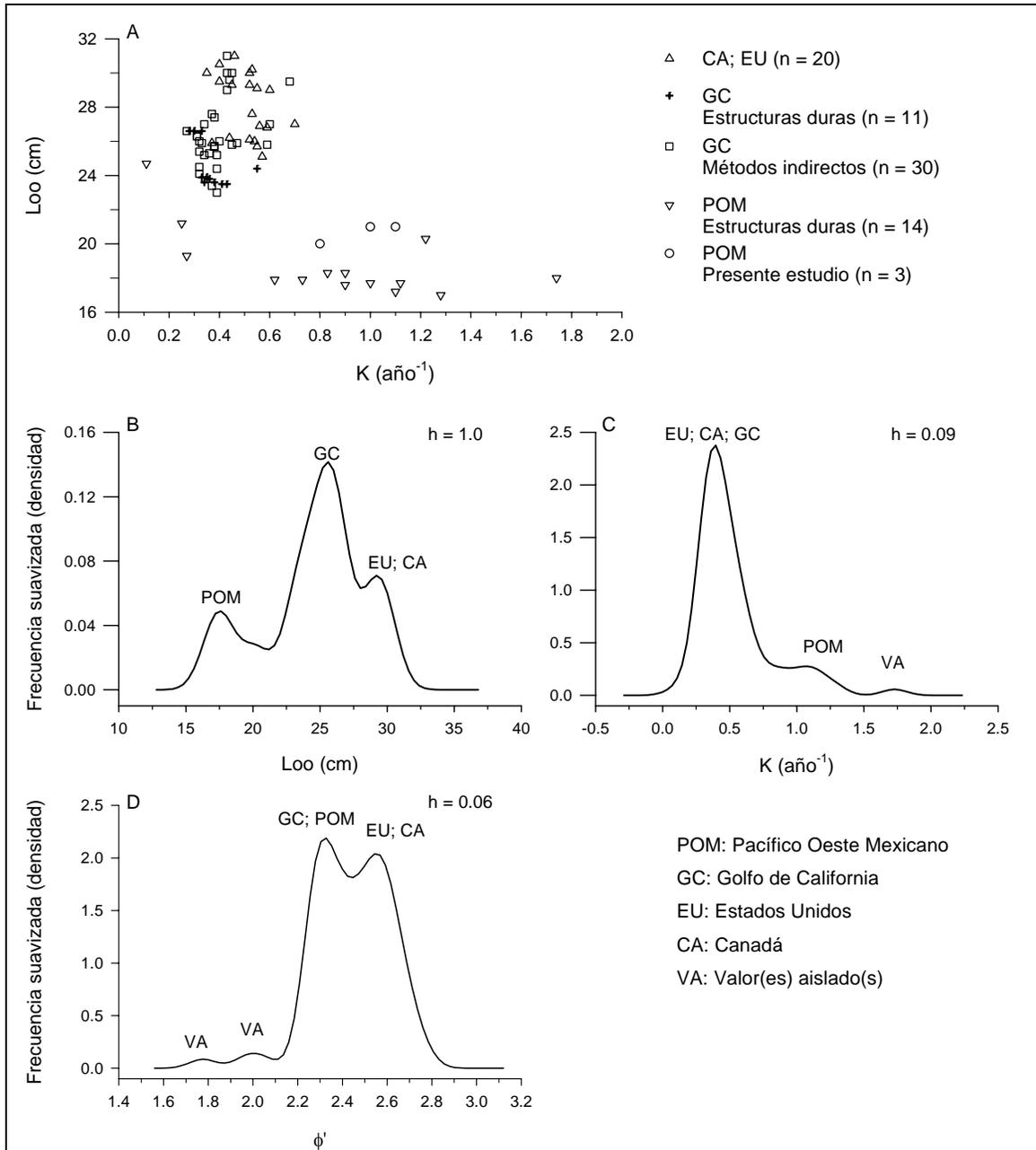


Figura 6.1. Estimados de los parámetros de crecimiento para *S. caeruleus* de distintas áreas. A: Relaciones K- L_{∞} . Distribución de los valores de L_{∞} (B); K (C) y ϕ' (D). h = tamaño de intervalo de la regla de referencia óptima gaussiana de Silverman (ec. 21).

El análisis anterior, sugiere que *S. caeruleus* presenta un metabolismo que probablemente difiere entre las áreas de su distribución. Esta observación coincide con algunos autores (Félix-Uraga, 1990; De Anda-Montáñez *et al.*, 1999).

c. Bagre estuarino *Cathorops melanopus*

Las estimaciones de crecimiento para *C. melanopus* obtenidas con las opciones de análisis consideradas (variación de muestra inicial, longitud inicial y L_{∞}) fueron muy similares para NSLCA y NHLCA, ya que obtienen el mismo $K_{pm\acute{a}x}$ para L_{∞} desde 240 a 300 mm LP. Sin embargo, estos algoritmos son consistentes para diferentes valores de L_{∞} con $K_{pm\acute{a}x} = 0.4 \text{ año}^{-1}$. Con NHLCA, los valores máximos de R_s para las opciones de análisis consideradas tuvieron poca variación (tabla 5.7). Comparando los perfiles de sus respectivas funciones de puntaje sobre los valores de K explorados, el de NHLCA fue más informativo (figura 5.15).

De acuerdo a lo anterior, se consideran razonables para describir el crecimiento de *C. melanopus* a través de NSLCA y NHLCA lo obtenido con $L_{\infty} = 280 \text{ mm LP}$ para $K_{pm\acute{a}x} = 0.4 \text{ año}^{-1}$ (tabla 5.7).

En el caso de ELEFAN I obtuvo en todos los casos $K_{pm\acute{a}x}$ mayores a 1.0 año^{-1} . Asimismo, los perfiles de su función de puntaje presentaron tendencias similares para los valores de L_{∞} explorados (figura 5.15). Por lo que se escogió para análisis subsecuentes la combinación de parámetros que produjo el máximo valor de R_n , estos son: $L_{\infty} = 260 \text{ mm LP}$ y $K_{pm\acute{a}x} = 1.6 \text{ año}^{-1}$ (tabla 5.7).

Como se mencionó anteriormente, diversos estudios sugieren que la función de prueba $T(l)$ (ec. 13) que usó Shepherd (1987) para la estimación de los parámetros de crecimiento (la cual utilizan tanto NSLCA como NHLCA) tiene mejor desempeño en especies de vida larga con crecimiento lento o para especies donde las modas de los grupos jóvenes son claras en la DFL (Isaac, 1990; Gulland y Rosenberg, 1992; Leonce-Valencia y Defeo, 1997; Arreguín-Sanchez, en prensa). La distribución de tallas para especies con esta estrategia de vida se caracteriza por modas evidentes entre los organismos más pequeños con algún grado de traslapamiento entre los individuos más grandes, la cual esta en función de la duración de los períodos de desove, lo que resulta en el tipo de distribución C (figura 2.1C) de acuerdo con Shepherd *et al.* (1987). La distribución de tallas de *C. melanopus* presenta similitud con este tipo (figura 5.13).

El proceso de reestructuración de tallas que realiza ELEFAN I no es el más recomendable para este tipo de distribuciones ya que este algoritmo puede identificar modas falsas entre los peces más grandes y por consiguiente generar respuestas equivocadas (Gulland y Rosenberg, 1992; Arreguín-Sánchez, en prensa). En este caso, como se verá más adelante, sobreestimación de K .

La validación del crecimiento de *C. melanopus* con los tres métodos aplicados se realizó de dos maneras: 1) comparando lo obtenido en este estudio con otros estimados para la laguna de Tampamachoco, Ver., y 2) comparando los estimados en otras lagunas del Golfo de México incluyendo los basados en estructuras duras. Para esto se elaboró la tabla 6.2 que incluye estimaciones de los parámetros de la FCVB reportadas por diversas fuentes.

Con relación a la validación de las estimaciones de crecimiento de *C. melanopus* en Tampamachoco, Ver., se tomaron como referencia los estudios de Salgado-Ugarte (1985) y Galindo-Cortes (2002) dado que la base de datos que utilizan estos autores es la misma que se dispuso para este estudio (Anexo II).

Salgado-Ugarte (1985) analizó la distribución mensual de las tallas de *C. melanopus* a través de histogramas tradicionales. Con los valores modales de los grupos de edad presentes en la muestra de enero de 1981 estimó los parámetros de la FCVB. Por su parte, Galindo-Cortes (2002) utilizó los estimadores de densidad por kernel (EDK) y aplicó varios métodos para la estimación de los parámetros de la FCVB. Con base en la distribución mensual de las tallas resultantes de los EDK por medio de las rutinas ELEFAN I y Análisis de progresión modal del programa FISAT ver. 1.0 (Gayanilo *et al.*, 1993) y, con los valores modales de los grupos de edad presentes en noviembre y diciembre de 1980 por métodos lineales y no lineales (tabla 6.2).

Tabla 6.2. Parámetros del modelo de crecimiento de von Bertalanffy para *C. melanopus* en distintos sistemas lagunares del Golfo de México.

Área ^a	Método ^b	K (año ⁻¹)	L _∞ (cm)	t ₀ (año ⁻¹)	Intervalo de talas (cm)	T _{máx} (año) ^c	ϕ ^d	Referencia
TA, Ver	BH-FW	0.37	26.0 LP	0.0	4.7-24.1	8	2.40	Salgado-Ugarte 1985
TA, Ver	BH-FW-GH	0.28	32.2 LP	-1.0	4.7-24.1	10	2.46	Galindo-Cortes 2002
TA, Ver	RNL	0.29	31.3 LP	-0.9	4.7-24.1	9	2.46	Galindo-Cortes 2002
TA, Ver	BH-FW-GH	0.31	31.1 LP	-0.9	4.7-24.1	9	2.48	Galindo-Cortes 2002
TA, Ver	RNL	0.32	31.0 LP	-0.9	4.7-24.1	8	2.49	Galindo-Cortes 2002
TA, Ver	ELEFAN I	0.50	31.2 LP	0.0	4.7-24.1	6	2.69	Galindo-Cortes 2002
TA, Ver	PM	0.32	31.2 LP	0.0	4.7-24.1	9	2.49	Galindo-Cortes 2002
EC, Ver	CA-FH-BeH	0.31	36.0 LP	-0.5		9	2.60	Méndez-Salceró et al. 1982
TO, Ver	CA	0.10	40.1 LP	-0.4	5.0-24.0	30	2.21	Vidal 1985
SO, Ver	OT-FW-BeH	0.19	32.5 LP	-0.7	4.0-24.2	15	2.30	Clayen 1988
EC, Ver	VE-FW-BeH	0.16	28.9 LP	-0.7	4.0-24.2	18	2.14	Clayen 1988
PA, Camp	ELEFAN I	0.65	37.5 LT	0.0	3.4-32.4	5	2.96	Cabrera-Díaz 1995
PA, Camp	SLCA	0.87	33.6 LT	-0.1	3.4-32.4	3	2.99	Cabrera-Díaz 1995
PA, Camp	BH-FW-GH	0.32	31.4 LT	-0.5	3.4-32.4	9	2.50	Galindo-Cortes 2002
PA, Camp	RNL	0.35	26.2 LT	-0.7	3.4-32.4	8	2.39	Galindo-Cortes 2002
PA, Camp	BH-FW-GH	0.22	31.9 LT	-1.3	3.4-32.4	12	2.35	Galindo-Cortes 2002
PA, Camp	RNL	0.24	30.3 LT	-1.3	3.4-32.4	11	2.34	Galindo-Cortes 2002
PA, Camp	BH-FW-GH	0.63	31.6 LT	-0.1	3.4-32.4	5	2.80	Galindo-Cortes 2002
PA, Camp	RNL	0.59	29.9 LT	-0.4	3.4-32.4	5	2.72	Galindo-Cortes 2002
PA, Camp	ELEFAN I	0.50	37.0 LT	0.0	3.4-32.4	6	2.84	Galindo-Cortes 2002
PA, Camp	PM	0.53	37.0 LT	0.0	3.4-32.4	6	2.86	Galindo-Cortes 2002
TA, Ver	ELEFAN I	1.60	26.0 LP	0.0	4.7-24.1	2	2.46	Este estudio
TA, Ver	NSLCA	0.40	28.0 LP	0.0	4.7-24.1	8	2.46	Este estudio
TA, Ver	NHLCA	0.40	28.0 LP	0.0	4.7-24.1	8	3.03	Este estudio

^aTA: Tampamachoco; EC: Estero Casitas; TO:Tonalá; PA: Pom-Atasta; Ver: Veracruz; Camp: Campeche.

^bBH: Bhattacharya; FW: Ford-Walford; GH: Gulland-Holt; RNL: regresión no lineal; PM: progresión modal; CA: Cassie; BeH: Beverton-Holt; OT: otolitos; VE: vértebras.

^cEcuación empírica de Pauly (1984) para estimar la longevidad: T_{max} (edad máxima)= (3/K) + t₀

^dÍndice de desempeño del crecimiento (Pauly y Munro, 1984) calculada con la ecuación 5.

LP: Longitud patrón; LT: Longitud total.

Los espacios en blanco representan información no especificada por los autores.

De manera general, los estimados de los parámetros de la FCVB obtenidos con NSLCA y NHLCA coinciden tanto con los estimados para Tampamachoco, Ver., así como para otros sistemas lagunares del Golfo de México. Mientras que, con ELEFAN I el valor de *K* resultó de mayor magnitud, tanto para Tampamachoco, Ver., como para otras áreas del Golfo de México (tabla 6.2). Con relación a las diferencias entre

los estimados de Galindo-Cortes (2002) con ELEFAN I con los del presente estudio, es necesario considerar que los perfiles de la función de puntaje de ELEFAN I obtenidos sobre los valores de K explorados, se presentaron picos máximos locales de R_n de magnitud ligeramente menor al puntaje máximo para K bajos entre 0.4 y 0.5 año⁻¹ (figura 5.15). Por lo que, los estimados de los parámetros de la FCVB de Galindo-Cortes (2002) corresponden a dicha región de valores de R_n .

Cabe mencionar que las longitudes iniciales estimadas para el primer grupo de edad de *C. melanopus* reportados por Salgado-Ugarte (1985) y Galindo-Cortes (2002) son similares a las longitudes iniciales de las curvas de crecimiento para las cuales se obtuvieron los puntajes máximos de NHLCA (tabla 5.7).

Una comparación más específica entre las estimaciones de crecimiento de *C. melanopus* en diversos sistemas lagunares del Golfo de México puede apreciarse en la figura 6.2. En ésta, se confirma lo expuesto anteriormente, los estimados de los parámetros de la FCVB para *C. melanopus* son similares entre las áreas de estudio, excepto lo obtenido con ELEFAN I en este estudio y lo reportado por Vidal (1985) (figura 6.2A), donde sus estimaciones corresponden al valor de L_∞ es el más alto y el de K el más bajo reportado para esta especie. Considerando el intervalo de tallas que este autor reporta, dicho valor de L_∞ podría estar sobreestimado y por consiguiente el valor de K subestimado (tabla 6.2).

Considerando la distribución de los valores de L_∞ se formaron dos grupos, uno con los valores para sistemas lagunares de Veracruz, incluyendo los del presente estudio y los correspondientes a Campeche con un valor modal más alto (figura 6.2B). Esta separación es debida a que las estimaciones del primer grupo hacen referencia a la longitud patrón y los del segundo a la longitud total (tabla 6.2). Sin embargo, considerando la distribución de los valores de K , no se aprecian diferencias entre las áreas y los valores modales altos corresponden a observaciones aisladas cada una con un valor (figura 6.2C).

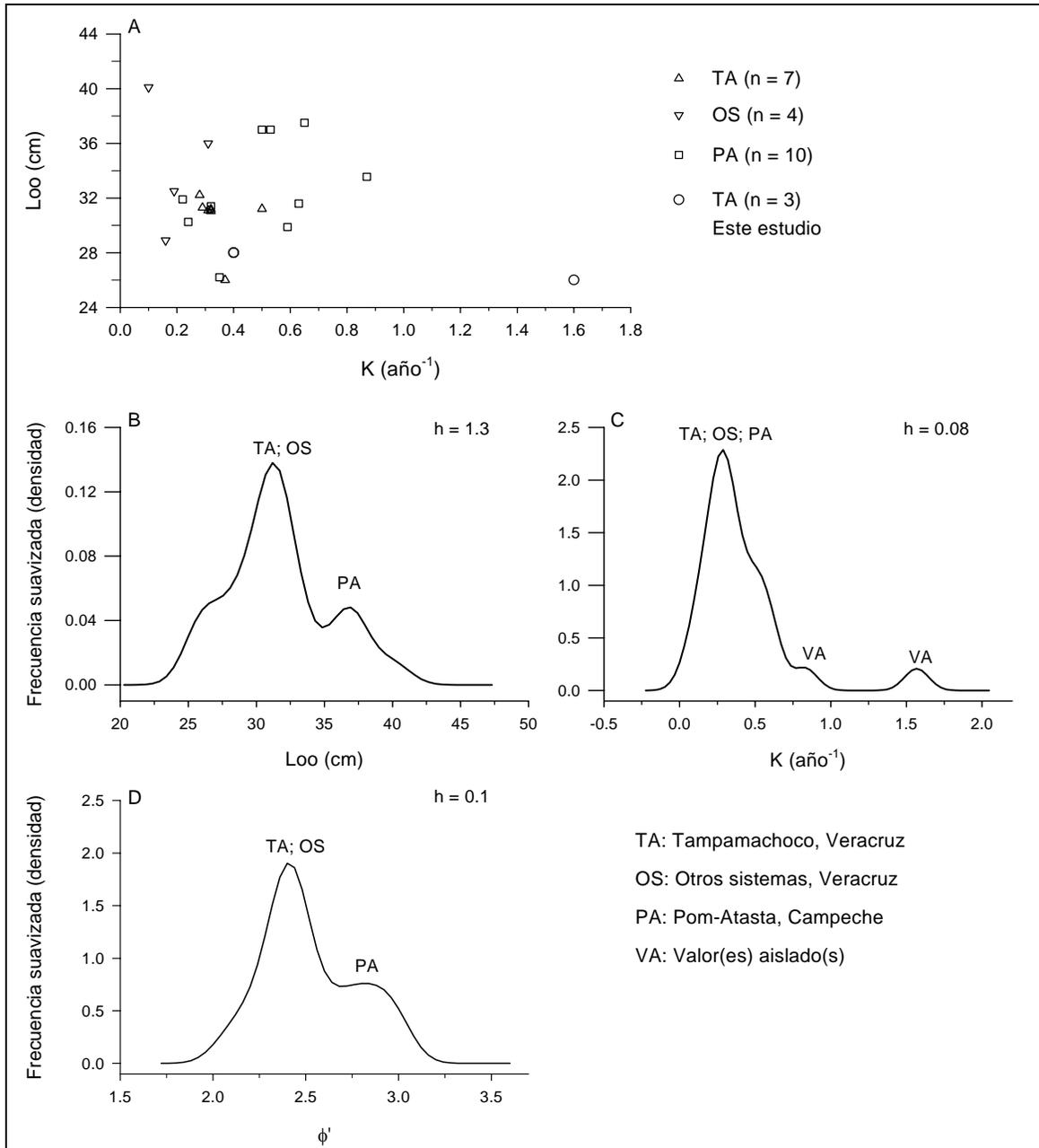


Figura 6.2. Estimados de los parámetros de crecimiento para *C. melanopus* de distintas áreas del Golfo de México. A: Relaciones $K-L_{\infty}$. Distribución de los valores de L_{∞} (B); K (C) y ϕ' (D). h = tamaño de intervalo de la regla de referencia óptima gaussiana de Silverman (ec. 21).

Por último, la distribución de los valores del índice ϕ' (figura 6.2D), esta en función de los valores de $L_{\infty i}$ y como se explicó anteriormente, es debida a que unos consideran la longitud patrón (caso TA, OS) y otros la longitud total (caso PA).

d. Calamar gigante *Dosidicus gigas*

En general, los cefalópodos presentan un ciclo de vida corto con altas y variables tasas de crecimiento con pulsos de abundancia irregulares (Pierce y Guerra, 1994). *D. gigas* es considerado como el más grande calamar de los que se explotan comercialmente. Dentro del Golfo de California se han registrado tallas para *D. gigas* de 86 cm de LM en Guaymas, Son. (Hernández-Herrera *et al.*, 1998). Markaida (2001) registra una talla máxima de 87.5 cm LM para un ejemplar capturado en Santa Rosalía, B. C. S. en agosto-96. En este estudio, el organismo más grande fue de 90 cm LM capturado en la misma zona en julio-02 (Anexo II).

Respecto a las estimaciones del crecimiento de *D. gigas* obtenidas en este estudio con los algoritmos de ELEFAN I, NSLCA y NHLCA en las opciones de análisis consideradas (variación de L_{∞} y longitud inicial), se obtuvo un amplio intervalo de $K_{pm\acute{a}x}$. Los $K_{pm\acute{a}x}$ más bajos se obtuvieron con NSLCA (0.7 a 1.0) y los más altos con NHLCA (2.1 a 2.8), valores intermedios de $K_{pm\acute{a}x}$ resultaron con ELEFAN I (1.4 a 2.2). Los valores absolutos de los puntajes máximos de ELEFAN I y NHLCA fueron de magnitud similar en relación con valores de L_{∞} probados (tabla 5.8), y el perfil de la función de puntaje de NHLCA presentó un mejor comportamiento sobre los valores de K explorados comparado con los obtenidos para ELEFAN I y NSLCA (figura 5.18).

El amplio intervalo de $K_{pm\acute{a}x}$ obtenido con los algoritmos es debido a la distribución compleja de las longitudes que presentan las muestras de *D. gigas* (figura 5.17). En ésta, los organismos pequeños (menores de 50 cm LM) y grandes (mayores de 70 cm LM) se encuentran bien diferenciados. Mayor variabilidad se observa para las longitudes intermedias (entre 50 y 70 cm LM), en el sentido de que algunas muestras presentan información con tendencia hacia algún extremo del intervalo de tallas e incluso sobre ambos. Aunque de manera general, este intervalo de tallas se encuentra poco representado en la distribución (figura 5.16).

De esta manera, con NSLCA los valores máximos de su función de puntaje se obtuvieron al considerar la información de las tallas pequeñas de *D. gigas* con $K_{pm\acute{a}x}$ bajos. Esto debido a que el primer término de la función $T(l)$ (ec. 13) toma

valores entre 1 y 0 (en $L_t = 0$ y cercano a $L_t = L_\infty$, respectivamente) y por tanto asigna un peso mayor en la evaluación a las longitudes pequeñas (con valores cercanos a 1) sobre las mayores (con valores cercanos a L_∞) (Fernández, 2005). Este efecto se encuentra atenuado en NHLCA por el diseño de la función de maximización, R_s (ec. 18), basada en la proyección de curvas de crecimiento.

ELEFAN I y NHLCA obtuvieron los puntajes más altos cuando las curvas de crecimiento pasan por longitudes mayores, lo cual explica que se obtengan $K_{pm\acute{a}x}$ mayores. Sin embargo, dada la variabilidad de los $K_{pm\acute{a}x}$ entre estos algoritmos, ambos identifican diferentes cohortes en la distribución de *D. gigas*, la cual esta condicionada por la información de las tallas intermedias. Las curvas de crecimiento con los mayores puntajes para los diferentes valores de K pasan por longitudes cercanas hasta la muestra de 3 (junio-02), a partir de ésta, las curvas se separan, las de ELEFAN I alcanzan los mayores puntajes al seguir a las longitudes alrededor de 60 cm LM y con las de NHLCA esto ocurre para las de 70 cm LM.

Considerando la proyección de las curvas de crecimiento de ELEFAN I y NHLCA, se tiene que éstas pasan por longitudes similares para los diferentes valores de K explorados, en respuesta a la variación de L_∞ . Por lo cual, se sugiere como la mejor representación del crecimiento de *D. gigas* lo obtenido con ELEFAN I para $L_\infty = 95$ cm LM y $K_{pm\acute{a}x} = 1.8$ año⁻¹; con NHLCA para $L_\infty = 100$ cm LM y $K_{pm\acute{a}x} = 2.1$ año⁻¹ y por último, con NSLCA basados en el perfil de su función de puntaje, la combinación: $L_\infty = 90$ cm LM con $K_{pm\acute{a}x} = 1.0$ año⁻¹.

Los primeros estudios para estimar el crecimiento de *D. gigas* en el Golfo de California se basaron en el modelo de von Bertalanffy (1938) a través del análisis de la distribución de la frecuencia de tallas (Ehrhardt *et al.*, 1982; 1983; Hernández-Herrera *et al.*, 1998). Recientemente se ha utilizado la lectura de marcas de crecimiento diarias en estructuras duras como los estatolitos, y se aplican otros modelos de crecimiento como el modelo logístico (Markaida, 2001).

La validación de los estimados de crecimiento de *D. gigas* se realizó a través de la comparación con otros estudios en el Golfo de California, incluyendo los basados en estructuras duras (tabla 6.3).

Tabla 6.3. Parámetros del modelo de crecimiento de von Bertalanffy para *D. gigas* en el Golfo de California.

Método ^a	K (año ⁻¹)	L _∞ (LM; cm)	t ₀ (año ⁻¹)	L _{max} (LM; cm) ^b	T _{max} (año) ^c	φ ^d	Referencia	Comentarios
HC-TA	2.38	77.3	-0.05	65.9	1.2	4.15	Ehrhardt et al. 1982	Cohorte 1
HC-TA	1.87	71.0	-0.01	55.5	1.6	3.98	Ehrhardt et al. 1982	Cohorte 2
HC-TA	3.05	59.7	-0.07	41.1	0.9	4.04	Ehrhardt et al. 1982	Cohorte 3
HC-TA	5.08	35.2	-0.07	32.4	0.5	3.80	Ehrhardt et al. 1982	Cohorte 4
HC-TA	1.55	92.0	-0.02	75.0	1.9	4.12	Ehrhardt et al. 1983	Cohorte 1
HC-TA	0.98	99.9	-0.02	55.0	3.1	3.99	Ehrhardt et al. 1983	Cohorte 3
HC-TA	0.65	152.3	-0.03	45.0	4.6	4.18	Ehrhardt et al. 1983	Cohorte 5
ELEFAN I	1.20	96.0	0.00		2.5	4.04	Pauly 1985	
BH	0.80	87.0	-0.12	86.0	3.6	3.78	Hernández-Herrera et al. 1998	n = 1934
ES	0.83	145.7	-0.20	73.9	3.4	4.25	Markaida 2001	Machos (n = 146)
ES	0.64	174.7	-0.16	87.5	4.5	4.29	Markaida 2001	Hembras (n = 299)
ELEFAN I	1.80	95.0	0.00	90.0	1.7	4.21	Este estudio	
NSLCA	1.00	90.0	0.00	90.0	3.0	3.91	Este estudio	
NHLCA	2.10	100.0	0.00	90.0	1.4	4.32	Este estudio	

^aHC: Harding y Cassie; TA: Tomlinson-Abrahamson; BH: Bhattacharya; ES: estatolitos.

^bLongitud máxima observada.

^cEcuación empírica de Pauly (1984) para estimar la longevidad: T_{max} (edad máxima) = (3/K) + t₀

^dÍndice de desempeño del crecimiento (Pauly y Munro, 1984) calculada con la ecuación 5.

LM: Longitud de manto.

Los espacios en blanco representan información no especificada por los autores.

Ehrhardt *et al.* (1982; 1983) identificaron 4 y 5 cohortes, respectivamente, de *D. gigas* en el Golfo de California. Los valores estimados de L_∞ y K presentaron gran variabilidad entre las cohortes identificadas. Al respecto, estos autores mencionan que los estimados de los parámetros de la FCVB para las cohortes 3 y 4 de 1982, los valores de K fueron sobreestimados debido a la poca representación de organismos de tallas mayores con valores de L_∞ subestimados (compárense las longitudes máximas observadas). Mientras que, los estimados para la cohorte 5 de 1983, por el mismo efecto resultó en un valor sobreestimado de L_∞ en conjunto con un valor de K bajo. Los valores de K y L_∞ para estas cohortes corresponden a los máximos y mínimos, respectivamente, incluidos en la tabla 6.3. Por lo que, dichas estimaciones

son válidas únicamente para su periodo de análisis. Cabe mencionar, que para dos cohortes, no incluidas en la tabla 6.3, Ehrhardt *et al.* (1983) obtienen relaciones lineales entre la edad y la talla de *D. gigas*.

De la misma manera, las estimaciones de los parámetros de la FCVB de Markaida (2001) a través de la lectura de los incrementos en los estatolitos de *D. gigas* resultaron en valores de L_{∞} sobreestimados respecto a la talla máxima observada (tabla 6.2). Este autor aplicó otros modelos de crecimiento, como el logístico, con el que obtiene estimaciones razonables del crecimiento de *D. gigas*.

Tomando en cuenta lo anterior, las estimaciones del crecimiento de *D. gigas* obtenidas en este estudio presentan poca variación con las cohortes identificadas por Ehrhardt (1982; 1983), éstas son, con las cohortes 1 y 2 y 1 y 3, respectivamente, así como con los estimados de Hernández-Herrera (1998) y Pauly (1985). Esto puede apreciarse en la figura 6.3A, donde se presenta la relación de los valores de L_{∞} y K incluidos en la tabla 6.3. En esta figura se incluyen las curvas de crecimiento correspondientes y se agrega a efectos comparativos el ajuste del modelo logístico obtenido por Markaida (2001) para ambos sexos. En este caso, se excluyeron las estimaciones de las cohortes de Ehrhardt (1982; 1983) con valores de L_{∞} y K no razonables descritas anteriormente (figura 6.3B).

De acuerdo a la figura 6.3B, las curvas de crecimiento estimadas a partir del modelo de von Bertalanffy se separan básicamente en dos grandes grupos, uno representado por las estimaciones de Markaida (2001) con valores de L_{∞} mayores de 100 cm LM y las restantes con valores menores de 100 cm LM. Las curvas de crecimiento con valores de K mayores a 1.5 año^{-1} (consultar tabla 6.3) alcanzan más del 90% de la L_{∞} para edades entre 1.3 a 1.5 años (incluido el modelo logístico de Markaida, 2001); mientras que, las curvas con valores de K cercanos a 1.0 año^{-1} esto ocurre entre 2.0 a 2.5 años. Por último, las curvas con valores de K bajos se proyectan a más de 2.5 años.

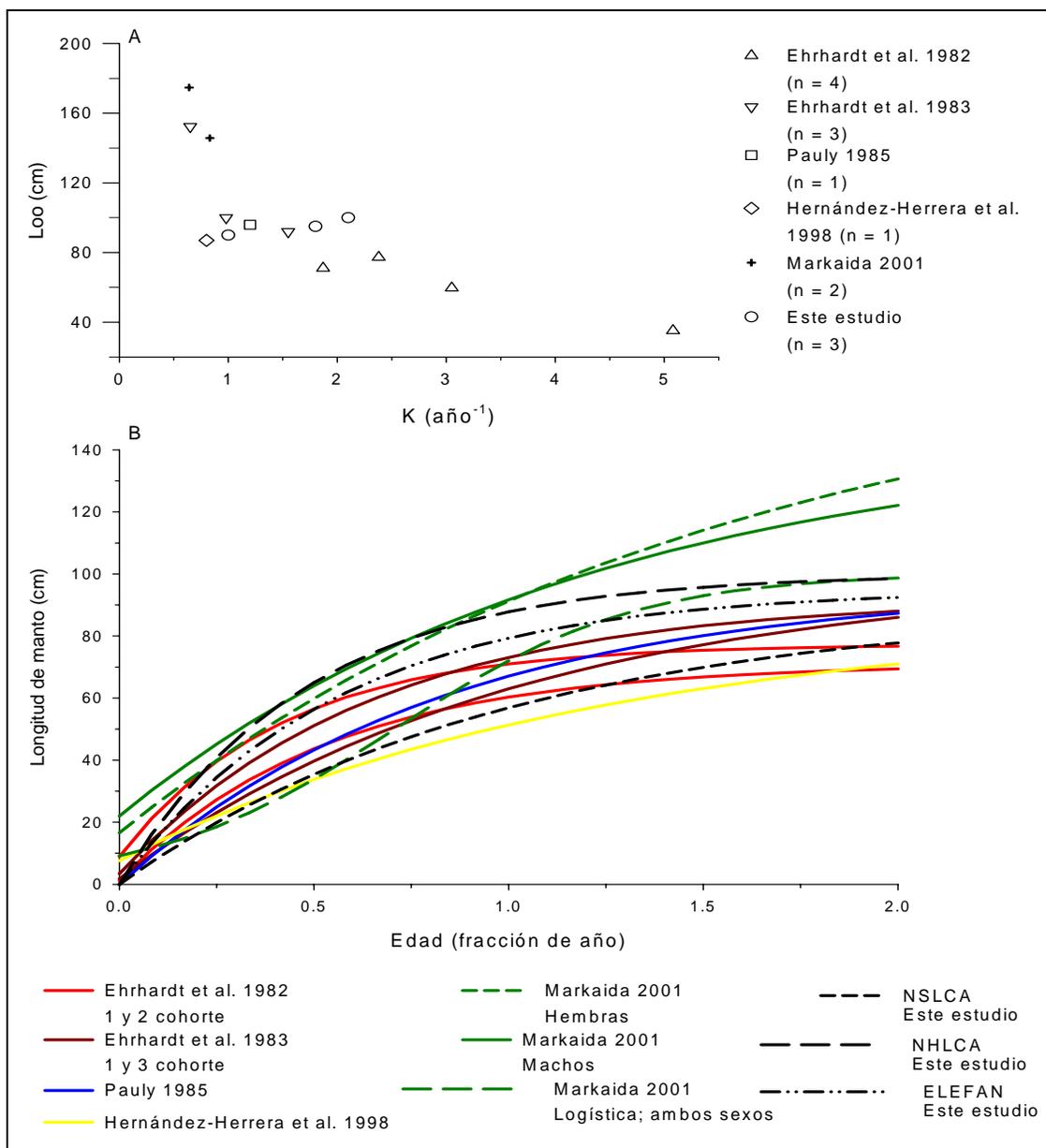


Figura 6.3. Estimados de los parámetros de crecimiento para *D. gigas* en el Golfo de California obtenidas de diversas fuentes. A: Relaciones $K-L_{\infty}$. Relaciones edad-longitud (B). Ver detalles en el texto.

El análisis anterior sugiere que *D. gigas* probablemente no viva más de dos años cuando el crecimiento alcanza la asintótica de la curva. Esto concuerda con Ehrhardt et al. (1982) y Hernández-Herrera et al. (1998). No así con Ehrhardt et al. (1983) y Markaida (2001) que sugieren una edad máxima menor a un año.

e. Cangrejo rojo *Cancer johngarhi*

Los estudios sobre *C. johngarhi* son escasos. Esta especie no es explotada comercialmente, pero se ha registrado en prospecciones realizadas con redes de arrastre y trampas en la costa occidental de B. C. S. (Leija-Tristán *et al.*, 1992). En la Bahía de La Paz y Bahía Magdalena, esta especie fue la más abundante en prospecciones realizadas con trampas (Fiol-Ortiz y Cervantes-Díaz, 1996; Sánchez-Ortiz, *et al.* 1997), por lo que *C. johngarhi* es considerado por su abundancia y talla como un recurso con potencial para sustentar una pesquería comercial (López-Rocha, 2004).

Arreguín-Sánchez *et al.* (2003) reportan estimaciones preliminares del crecimiento para *C. johngarhi* (ambos sexos) a través del algoritmo de ELEFAN I con valores de $L_{\infty} = 180$ mm AC y $K = 0.58$ año⁻¹.

En este estudio las estimaciones de crecimiento para *C. johngarhi* se realizaron por sexo. Para los machos, se obtuvo un amplio intervalo de $K_{pm\acute{a}x}$ con los tres algoritmos. La función de puntaje máxima de ELEFAN I coincidió en todas las opciones de estimación analizadas con $K_{pm\acute{a}x}$ bajos. Mientras que, NSLCA y NHLCA coincidieron con $K_{pm\acute{a}x}$ altos.

Para las hembras, los algoritmos de ELEFAN I y NHLCA coincidieron en valores $K_{pm\acute{a}x}$ altos, aunque comparativamente menores que los obtenidos para las machos con NHLCA; mientras que, NSLCA obtuvo $K_{pm\acute{a}x}$ más altos (tabla 5.9 y 5.10). El patrón de la función de puntaje de NHLCA sobre los valores de K explorados fue el más consistente para los valores de L_{∞} probadas para machos y hembras en comparación con ELEFAN I y NSLCA (figuras 5.21 y 5.22).

Al comparar los $K_{pm\acute{a}x}$ de cada algoritmo entre machos y hembras de *C. johngarhi* con NHLCA para un mismo valor de L_{∞} , se obtuvo en todos los casos $K_{pm\acute{a}x}$ más bajos para las hembras. Con NSLCA no se obtuvo un patrón claro, para $L_{\infty} = 185$ y 190 mm AC, los $K_{pm\acute{a}x}$ son más altos para las hembras y para $L_{\infty} = 195$ y 200 mm AC resultaron levemente más bajos para las hembras. Con ELEFAN I los $K_{pm\acute{a}x}$ para las hembras son más altos que para los machos. Sin embargo, los

perfiles obtenidos en la función de puntaje para los machos sugieren una tendencia subestimada respecto a los valores de K explorados (figura 5.21).

En el caso de ELEFAN I y NHLCA se identificó que las estimaciones $K_{pm\acute{a}x}$ varían con la modificación de la longitud inicial. De esta manera, para los machos se obtuvieron $K_{pm\acute{a}x}$ bajos entre 0.7 a 0.8 año⁻¹ para L_{∞} desde 185 a 200 mm AC con longitudes iniciales menores entre 50 a 70 mm AC, pero debido a la poca representatividad de organismos a dichas tallas, los valores absolutos de las funciones de puntaje fueron en consecuencia bajos. En estas opciones de estimación, el perfil de la función de puntaje de NHLCA sobre los valores de K resultó informativo. En la figura 5.21 se observa que la función de puntaje de NHLCA presenta picos máximos locales para valores de K que coinciden con el intervalo obtenido para longitudes iniciales menores a las probadas.

Para las hembras se detectó el mismo efecto en los $K_{pm\acute{a}x}$ con la modificación de la longitud inicial hacia tallas menores entre 40 a 60 mm AC obteniendo valores entre 0.5 a 0.6 año⁻¹ para L_{∞} desde 185 a 200 mm AC, y de la misma manera, debido a la poca representatividad de organismos a dichas tallas, las funciones de puntaje resultaron de menor magnitud. En la figura 5.22 se observa que los tres algoritmos presentan máximos locales para dicho intervalo de valores de K que además, coincide con la estimación preliminar de los parámetros de crecimiento obtenidos por Arreguin-Sánchez *et al.* (2003).

Las estimaciones de crecimiento obtenidas en el presente estudio están en función de la composición de tallas que presentan las muestras, caracterizadas por una sola moda con poca variación en su posición respecto al tiempo (figura 5.20). Este tipo de distribución de acuerdo con Gulland y Rosenberg (1992), es típica en pesquerías con una alta selectividad del arte de muestreo o de organismos altamente migratorios que son muestreados en algún punto de sus desplazamientos (Tipo A; figura 2.1A). Esto aunado al escaso número de muestras disponibles (viajes) condiciona que no sea posible realizar un análisis más detallado de las estimaciones resultantes del presente estudio.

6.3. ANÁLISIS COMPARATIVO DE LAS DISTRIBUCIONES DE FRECUENCIA DE LONGITUD UTILIZADAS

El análisis de las DFL simuladas y reales utilizadas en este estudio presentan características particulares. Antes de la elección de algún método en particular para estimar crecimiento, las características de las DFL y el ciclo de vida de la especie deben caracterizarse. De ello dependerá, el éxito en la aplicación de estos métodos.

Particular importancia tiene este aspecto en ELEFAN I y NHLCA, dado el diseño de sus algoritmos están basados en la proyección de curvas de crecimiento sobre la distribución de los puntajes para cada intervalo de longitud y los resultados están en función de la selección de un punto inicial (longitud y muestra inicial). De esta manera, un análisis previo de la estructura de tallas permitirá la identificación de las longitudes potenciales en conjunto con la muestra que correspondan a la moda de algún grupo de edad. De aquí que los mayores puntajes de ELEFAN I y NHLCA se obtuvieron para longitudes iniciales en o cerca de longitudes modales identificadas en el proceso de exploración de los datos.

Para propósitos comparativos del desempeño ELEFAN I, NSLCA y NHLCA en la estimación del crecimiento, se elaboró la tabla 6.4. En esta se incluyen los atributos de cada DFL utilizada y en el caso de las DFL reales se añade una descripción general del ciclo de vida de cada especie. Adicionalmente, se incluyen los resultados respecto a los perfiles de las funciones de puntaje de cada algoritmo.

El desempeño en la estimación del crecimiento con los algoritmos en las DFL simuladas fue evaluado con la obtención de los 'valores reales', asignado la mayor puntuación cuando los algoritmos acertaban en estos (+++); cuando se obtuvieron estimaciones levemente sesgadas (valores subestimados y sobreestimados) se asignó menor puntuación (++) y, cuando los estimados resultaron fuertemente sesgadas se asignó un puntaje mínimo (+). Para las DFL reales, la asignación de la puntuación fue igual pero tomando de referencia la consistencia de los estimados de crecimiento con los atributos de las DFL, las características del ciclo de vida de

las especies y, en su caso, a través de la comparación con lo reportado en la literatura para las especies en cuestión.

Con relación a los perfiles de las funciones de puntaje de cada algoritmo, se estableció que los perfiles informativos donde el valor máximo es fácilmente distinguible, asignar el mayor puntaje (**); perfiles caracterizados por picos locales máximos de la función de puntaje de magnitud similar al máximo general o fuertemente irregular (**), y cuando se obtuvieron tendencias sobreestimadas o subestimadas, esto es, cuando no convergen (*).

De este análisis, se tiene que ELEFAN I obtuvo un buen desempeño en la estimación del crecimiento cuando la estructura de la población esta completa como en el caso de las DFL simuladas sin selectividad y para especies con ciclo de vida corto y crecimiento rápido como *D. gigas*. Un desempeño medio se obtuvo para *S. caeruleus*, con crecimiento relativamente lento. Sin embargo, esta especie al parecer presenta un crecimiento diferencial en sus áreas de distribución y en el Pacífico Oeste mexicano presenta un crecimiento más rápido que en otras áreas, como el Golfo de California. Adicionalmente, los reportes indican que las edades mayores están traslapadas en las muestras.

Por su parte, el algoritmo NSLCA obtuvo un mejor desempeño en las DFL simuladas con selectividad, y para las DFL reales y para especies con ciclo de vida relativamente largo con crecimiento lento como *C. melanopus*. Un desempeño medio se obtuvo con *S. caeruleus* con un crecimiento más rápido que *C. melanopus*.

Lo descrito para NLSCA es válido para NHLCA, pero este último algoritmo, al igual que ELEFAN I, obtuvo un buen desempeño para *D. gigas* y *S. caeruleus*. Además, el desempeño de la función de puntaje de este algoritmo fue el más informativo, aun para la DFL de *L. stylirostris*, donde este método y NSLCA respondieron satisfactoriamente a los atributos de la DFL.

En el caso de *C. johngarthi* dado los atributos de la DFL y el escaso número de estimaciones del crecimiento, no es posible un análisis más detallado.

Tabla 6.4. Desempeño en la estimación del crecimiento de ELEFAN I, NSLCA y NHLCA con relación a las DFL simuladas y reales disponibles para este estudio. Detalles en el texto.

Distribución	Atributos	Estrategia de vida	MÉTODOS					
			ELEFAN I		NSLCA		NHLCA	
			PA	PFP	PA	PFP	PA	PFP
DLF1C	1 cohorte; todas las tallas representadas	Ciclo de vida corto, crecimiento rápido	+++	***	++	**	++	***
DLF2C	2 cohortes; todas las tallas representadas		+++	***	++	**	++	***
DLF3C	1 cohortes; todas las tallas representadas		+++	***	+++	**	++	***
DFL3CA	3 cohortes; sin juveniles, sólo adultos		+	*	+++	**	++	***
DFL3CJ	3 cohortes; sin adultos; sólo juveniles		++	***	+++	***	++	***
DFL3CM	3 cohortes; sin juveniles y sin adultos, sólo tallas medianas		+	*	++	**	++	***
Camarón azul <i>L. stylirostris</i>	Fuertemente sesgada hacia las tallas pequeñas. 5 muestras disponibles	Ciclo de vida corto, crecimiento rápido, periodos de desove reducidos	+	*	+	**	+	***
Sardina monterrey <i>S. caeruleus</i>	Adultos bien representados y pequeños en menor proporción. 8 muestras disponibles	Ciclo de vida medio, alrededor de 6 a 7 años, crecimiento relativamente lento, periodos de desove de algunos meses de duración	++	**	++	**	+++	***

Tabla 6.4. Continuación.

Distribución	Atributos	Estrategia de vida	MÉTODOS					
			ELEFAN I		NSLCA		NHLCA	
			PA	PFP	PA	PFP	PA	PFP
Bagre estuarino <i>C. melanopus</i>	Todas las tallas representadas, predominancia de organismos pequeños en ciertas muestras y los mayores permanecen por más tiempo. 13 muestras disponibles	Ciclo de vida largo, crecimiento lento, período de desove de algunos meses de duración	+	*	+++	**	+++	***
Calamar gigante <i>D. gigas</i>	Distribuciones complejas, los organismos pequeños y grandes se encuentran diferenciados y las tallas medianas con poca representatividad. 11 muestras disponibles	Ciclo de vida corto, crecimiento rápido, periodos de desove reducidos	+++	**	+	**	+++	***
Cangrejo rojo <i>C. jonhgarthi</i>	Distribuciones unimodales con poca representación de organismos pequeños y adultos. Poca variación en la posición de las modas el tiempo. 5 muestras disponibles	Ciclo de vida largo, crecimiento ¿?		*		**		***

PA: parámetros de crecimiento (L_{∞} y K); PFP: perfil de la función de puntaje.

El número de símbolos usados están en función del desempeño de los algoritmos, desde un símbolo que caracteriza un desempeño pobre hasta tres símbolos que caracteriza un buen desempeño.

7. CONCLUSIONES

- ELEFAN I presentó un mejor desempeño que NSLCA y NHLCA en la estimación de los parámetros de crecimiento para las DFL simuladas sin selectividad al acertar en todos los casos al 'valor verdadero' de K . No así para las DFL con selectividad sobre algún grupo de tallas para las cuales subestimó el valor de este parámetro en todas las opciones de estimación.
- NSLCA y NHLCA fueron más adecuados en la estimación de los parámetros de crecimiento para las DFL simuladas con selectividad sobre algún grupo. En las DFL sin selectividad los valores de K estuvieron ligeramente sesgados.
- En las DFL reales para las cuales la estructura de la población analizada presentó una mayor cobertura de información de los grupos de tallas, los algoritmos obtuvieron valores de los parámetros de crecimiento razonables en función del ciclo de vida de las especies.
- ELEFAN I presenta un mejor desempeño para las especies con ciclo de vida corto y crecimiento rápido, como el calamar gigante *D. gigas*.
- NSLCA presenta un mejor desempeño para especies con ciclo de vida más largo y crecimiento lento como el bagre estuarino *C. melanopus*.
- NHLCA presenta buen desempeño tanto para especies con ciclos de vida cortos con crecimiento rápido (calamar gigante) y largos con crecimiento lento (bagre estuarino).
- Los tres algoritmos presentaron un desempeño similar en las estimaciones de crecimiento de la sardina monterrey (*S. caeruleus*) comparado con lo obtenido en el área de estudio.
- En las DFL reales para las cuales la estructura de la población analizada esta sesgada hacia un grupo de tallas, como la del camarón azul *L. stylostris*, NSLCA y NHLCA respondieron satisfactoriamente a los atributos de la DFL con valores de K subestimados.

- Las estimaciones de crecimiento para el cangrejo rojo *C. johngarhi* no pudieron validarse dado que esta DFL esta fuertemente sesgada hacia las tallas medianas y presenta pocas muestras.
- NHLCA mostró una ventaja sobre ELEFAN I y NSLCA respecto a los perfiles de su función de puntaje de las DFL analizadas, caracterizados por tendencias informativas con la localización de un sólo máximo para el intervalo de valores de K explorado.

8. RECOMENDACIONES

Con base en los resultados de este estudio se recomienda:

- a) En la medida de lo posible es necesario diseñar los muestreos con la mayor cobertura temporal y espacial que permitan obtener toda la estructura de la población objetivo.
- b) Cuando las muestras provienen de la captura artesanal o comercial, un muestreo biológico alterno podría aportar información sobre las tallas que no son capturadas por la pesquería.
- c) Realizar un análisis gráfico exploratorio de las distribuciones de longitud, previo a la estimación del crecimiento e identificar los cambios que ocurren entre las muestras. Este análisis puede ser de utilidad para seleccionar el método más adecuado para la estimación del crecimiento.
- d) Los métodos para estimar crecimiento que dependen de la selección previa de un punto inicial de las curvas de crecimiento, esto es, una muestra inicial y una longitud inicial, el análisis gráfico de la estructura de la distribución de las longitudes facilitará la identificación de las muestras y longitudes potenciales que correspondan a un grupo de edad.
- e) Dado que es común aplicar más de un método para estimar el crecimiento, siempre y cuando los estimados de los parámetros sean razonables para la especie de estudio, un análisis gráfico de los perfiles de las funciones de puntaje para el intervalo de valores de los parámetros explorados puede ser usado como un criterio de decisión.

9. LITERATURA CITADA

Abramson, J. J. 1971. Computer programs for fish stock assessment. FAO Fish. Tech. Pap. (101): 80.

Arreguín-Sánchez, F. En prensa. Length-based growth estimation for the red grouper (*Epinephelus morio*) in the North continental shelf of Yucatan, Mexico. Biol. Trop.

Arreguín-Sánchez, F. y D. Pauly 1996. The deep structure of Shepherd's length composition analysis (SLCA) method with a standardized score function, including oscillatory growth. Documento interno, Centro Interdisciplinario de Ciencias Marinas del Instituto Politécnico Nacional, CICIMAR-IPN, La Paz, B. C. S., México, 7p.

Arreguín-Sánchez F., M. Ramírez-Rodríguez, E. F. Balart-Páez y C. E. Suárez-Vidal. 2003. Pesca exploratoria de cangrejos *Cancer johngarthi*, *Cancer anthony*, *Maiopsis panamensis*, *Mursia gaudichaudii* y langostilla *Pleuroncondes planipes* en la costa occidental de Baja California Sur, México. Segundo informe de investigación. Centro Interdisciplinario de Ciencias Marinas del Instituto Politécnico Nacional, CICIMAR-IPN, La Paz, B. C. S., México, 96p.

Basson M., A. A. Rosenberg y A. J. Beddington 1988. The accuracy and reliability of two new methods for estimating growth parameters from length-frequency data. J. Cons. int. Explor. Mer., 44: 277-285.

Behboodian, J. 1970. On modes of a mixture of two normal distributions. Technometrics, 12(1): 131-139.

Beverton, R. J. H. y S. J. Holt. 1957. On the dynamics of exploited fish populations. Fish. Invest. Minist. Agric. Fish. Food (G. B) Ser. II Salmon Freshwater Fish. 19: 533p.

Beverton, R. J. H. 1963. Maturation, growth and mortality of clupeid and engraulid stocks in relation to fishing. Cons. Perm. Int. Explor. Mer. Rapp. P.-V. Réun. 154: 44-67

Beyer J. E. y H. Lassen. 1994. The effect of size-selective mortality on size-at-age of Baltic herring. Dana, 10: 203-234.

Bhattacharya, C. G. 1967. A simple method for resolution of a distribution into Gaussian components. *Biometrics*, 23:115-135.

Bloomfield, P. 1976. *Fourier analysis of time series: an introduction*. John Wiley, N. Y.

Brey, T. y D. Pauly. 1986. *Electronic Length Frequency Analysis. A revised and expanded user's guide to ELEFAN 0, 1 and 2*. ICLARM Contribution 261, 49p.

Cabrera-Díaz, I. 1995. *Ecología y dinámica poblacional de las especies dominantes en el sistema lagunar Pom-Atasta, Campeche, México*. Rep. Ser. Soc. Universidad Autónoma Metropolitana, UAM-Xochimilco, México, 60p.

Cassie, R. M. 1954. Some uses of probability paper in the analysis of size frequency distributions. *Aust. J. Mar. Freshwater. Res.*, 5: 513-522.

Cisneros-Mata, M. A., J. A. De Anda-M., J. Estrada-G., y F. Páez-B. 1990. Evaluación de la pesquería de sardina y crinuda del Golfo de California. *Investigaciones Marinas. CICIMAR*. 5(1): 19.26.

Cisneros-Mata, M. A., M. O. Nevárez-M., G. Montemayor-L., J. P. Santos-M., y R. Morales-A. 1991. *Pesquería de sardina en el Golfo de California 1988/89-1989/90*. Srecretaría de Pesca, Instituto Nacional de Pesca, CRIP Guaymas, Sonora, México, 80p.

Clayen, A. L. 1988. *Estudio sobre algunos parámetros biológicos en el bagre *Arius melanopus* (Günther) en la laguna de Sontecomapan, Ver.* Tesis profesional, UNAM, 45p.

De Anda-Montañez, A., F. Arreguín-Sánchez y S. Martínez-Aguilar. 1999. Length-based growth estimates for pacific sardine (*Sardinops sagax*) in the Gulf of California, Mexico. *CalCOFI Rep.*, 40: 179-183.

Defeo, O., F. Arreguín-Sánchez y J. Sánchez. 1992. Growth study of the yellow clam *Mesodesma macroides*: a comparative analysis of three length-based methods. *Sci. Mar.*, 56(1): 53-59.

Ehrhardt, N. M., P. S. Jacquemin, A. Solís N., F. García B., G. González D., J. Ortiz C. y P. Ulloa R. 1982. Crecimiento del calamar gigante *Dosidicus gigas* en el Golfo de California, México, durante 1980. *Ciencia Pesquera*, 3: 33-40.

Ehrhardt, N. M., P. S. Jacquemin, F. García B., G. González D., J. M. López, D., J. Ortiz C. y A. Solís, N. 1983. On the fishery and biology of the giant squid *Dosidicus gigas* in the Gulf of California, Mexico, p. 306-340. En: J. F. Caddy. (ed.). *Advances in the assessment cephalopods resources*. FAO Fish. Tech. Pap, (231): 452p.

Erzini, K. 1991. A compilation of data on variability in length-age in marine fishes. Working paper 77. Fisheries Stock Assessment, Title XII, Collaborative Research Support Program, Univ. Rhode Island.

Estrada-G., J. J., A Cisneros-M., F. Paez-B., y J. P. Santos-M. 1986. Informe de la temporada de pesca 1984/85 del recurso sardina del Golfo de California. Secretaría de Pesca. Instituto Nacional de la Pesca, CRIP Guaymas, Sonora, México, 160p.

Félix-Uraga, R. 1986. Edad, crecimiento y estructura poblacional de *Sardinops sagax* en Bahía Magdalena durante 1981 a 1984. Tesis de Maestría, Centro Interdisciplinario de Ciencias Marinas, CICIMAR, IPN, México, 160p.

Félix-Uraga, R. 1990. Crecimiento de *Sardinops sagax caerulea* en Bahía de Magdalena, México. *Inv. Mar. CICIMAR*, 5(1): 27-31.

Fernández, J. I. 2005. Fuentes de error en la estimación de parámetros de crecimiento usando métodos indirectos (SLCA). Tesis de Maestría. Instituto de Ciencias del Mar y Limnología, UNAM, México, 78p.

Fiol-Ortiz, J. y J. L. Cervantes-Díaz. 1996. Recurso cangrejo, p. 181-185. En: Casas-Valdez, M. y G. Ponce-Díaz (eds.). *Estudio del potencial pesquero y acuícola de Baja California Sur*. Vol. I, 350 pp. Secretaría del Medio Ambiente Recursos Naturales y

Pesca (SEMARNAP), Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO), Universidad Autónoma de Baja California Sur (UABCS), Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste (CIB), CICIMAR, Centro Regional de Investigaciones Pesqueras (CRIP), Centro de Estudios Tecnológicos del Mar.

Fournier, D. A., J. R. Sibert, J. Majkowsky, y J. Hampton. 1990. MULTIFAN a likelihood-based method for estimating growth parameters and age composition from multiple length frequency data sets illustrated using data for southern bluefin tuna (*Thunnus maccoyii*). Can. J. Fish. Aquat. Sci., 47: 301-317.

Fox, J. 1990. Describing univariate distributions, p. 58-125. En: J. Fox y J. S. Long (eds.). Modern methods of data analysis. Newbury Park, C. A: Sage publications.

Galindo-Cortes, G. 2002. Aplicación de los estimadores de densidad por kernel en el estudio del crecimiento del bagre estuarino *Cathorops melanopus* para dos lagunas del Golfo de México. Rep. Ser. Soc. UAM-Xochimilco, México, 129p.

Gallardo-C., M., A. Laguarda-R., y V. Pérez-A. 1991. Determinación de los parámetros poblacionales: edad, crecimiento y mortalidad natural de la sadina Monterrey *Sardinops sagax caerulea* (Jenyns, 1842) de las poblaciones localizadas en el sur del Golfo de California (Pisces: Clupeidae). Ciencia Pesquera. Inst. Nal. de la Pesca. Sría. de Pesca. México (8): 107-117.

Gayanilo, F. C., Jr., P. Sparre y D. Pauly. 1993. The FISAT User's Guide. International Center for Living Aquatic Resources Management. Danish Institute for Marine Research. FAO. Computerized Information Series (99).

Goeden, G. B. 1978. A monograph of the coral trout, *Plectropomus leopardus* (Lacépède). Res. Bull. Fish. Serv. Queensl., 1: 42.

Granados-R., R. 1958. Aspectos biológicos y económicos de la pesquería de sardina (*Sardinops caerulea* Girard 1854) en aguas del Pacífico. Sec. de Marina, Dir. Gen. de Pesca et. Indust. Conex, 135p.

Guerra, A. y J. L. Sánchez. 1998. Fundamentos de explotación de recursos vivos marinos. Acribia, Zaragoza, España, 249p.

Gulland, J. A. y A. A. Rosenberg. 1992. Examen de los métodos que se basan en la talla para evaluar las poblaciones de peces. FAO. Doc. Tec. Pesca. 323. Roma, FAO, 112p.

Hampton, J. y J. Majkowski. 1987. N, p. 203-216. En: D. Pauly y G. R. Morgan (eds.). Length-Based Methods in Fisheries Research. ICLARM Conf. Proc. 13, 468p. International Center for Living Aquatic Resources Management, Manila, Philippines, and Kuwait Institute for Scientific Research, Safat, Kuwait.

Harding, J. P. 1949. The use of probability paper for the graphical analysis of polymodal frequency distributions. J. Mar. Biol. Assoc. U. K., 28: 141-153.

Härdle, W. y D. W. Scott. 1992. Smoothing by weighted averaging of rounded points. Computational Statistics, 7: 97-128.

Hasselblad, V. 1966. Estimation of parameters for a mixture of normal distributions. Technometrics, 8(3): 431-444.

Hernández-Herrera, A., E. Morales-Bojórquez, M. A. Cisneros-Mata, M. O. Nevárez-Martínez y G. I. Rivera-Parra. 1998. Management strategy for the giant squid (*Dosidicus gigas*) fishery in the Gulf of California, Mexico. CalCOFI Rep., 39: 212-218.

Hernández-López, A. 2003. Edad y reproducción de la sardina monterrey (*Sardinops caeruleus*) de Bahía Magdalena, B. C. S. durante 1981 a 1985. Tesis profesional, UABCS, México, 65p.

Isaac, V. J. 1990. The accuracy of some length-base methods for fish population studies. ICLARM Tech. Rep. 27. 81p.

Izenman, A. J. y C. Sommer. 1988. Philatelic mixtures and multimodal densities. Journal of American Statistical Association, 83: 941-953.

Jiménez-R., J. G. 1991. Análisis comparativo del crecimiento y la estructura poblacional de sardina Monterrey *Sardinops caeruleus* (Girard) en el Golfo de California de las temporadas 1988/89 y 1989/90. Tesis profesional, Univ. Aut. de Guadalajara, Jalisco, México, 60p.

Leija-Tristán A., M. Monteforte, S. Amador y M. Huerta. 1992. Distribución, abundancia y reproducción del cangrejo rojo *Cancer johngarthi* (Decapoda: Cancridae), en Baja California Sur, México. Rev. Biol. Trop., 40(2): 199-207.

Leonce-Valencia, C. y O. Defeo. 1997. Evaluation of three length-based methods for estimating in tropical fishes: The red snapper *Lutjanus campechanus* of the Campeche Bank (Mexico). Sci. Mar., 61(3): 297-303.

López-Rocha, J. 2004. Evaluación del tamaño poblacional del cangrejo *Cancer johngarthi* Carvacho, 1989 en la costa occidental de Baja California Sur, México. Tesis de maestría, IPN-CICIMAR, La Paz, B. C. S., México, 85p.

MacDonald, P. D. 1969. FORTRAN programs for statistical estimation of distribution mixtures: some techniques for statistical analysis of length-frequency data. Tech. Rep. Fish. Res. Board. Can., (29): 45.

MacDonald, P. D. 1987. Analysis of length-frequency distributions, p. 371-284. En: Summerfelt, R. C. y Gordon E. H. (eds.) The age and growth of fish. The Iowa State University Press. Iowa, E. U.

MacDonald, P. D. y P. E. Green. 1985. User's guide to the program MIX: an interactive program for fitting mixtures of distribution. Ichthus Data System. Ontario, Canadá, 28p.

MacDonald, P. D. y T. J. Pitcher. 1979. Age-groups from size-frequency data: a versatile and efficient method of analyzing distribution mixtures. J. Fish. Res. Board. Can. 36: 987-1001.

Markaida, U. 2001. Biología del calamar gigante *Dosidicus gigas* Orbigny, 1835 (Cephalopoda: Ommastrephidae) en el Golfo de California, México. Tesis doctoral.

Centro de Investigación Científica y de Educación Superior de Ensenada, México, 397p.

Martínez-Ramírez, J., E. Mayorga-Saucedo. e I. H. Salgado-Ugarte. 1998. Estimación de la eficiencia de un método no paramétrico para probar la multimodalidad de datos univariados. Memorias del XIII Foro Nacional de Estadística. I.M.A.S.S. UNAM, Asociación Mexicana de Estadística, INEGI, Centro Estudiantil ITESM, Monterrey. México, D. F. 84-92p.

McNew R. W. y R. C. Summerfelt. 1978. Evaluation of a maximum-likelihood estimator for Analysis of length-frequency distributions. Trans. Am. Fish. Soc., 107(5): 730-736.

Méndez-Salceró, B. L. L. M. Bozada-Robles. y Z. Chávez-Alarcón. 1982. Edad y crecimiento de *Arius melanopus* (Günther 1864) del Estero Casitas, Municipio de Tecolutla, Ver. Univ. Autón. Sin. y Soc. Mex. Zool. (eds.). Resúmenes VI Congreso Nal. de Zool., Mazatlán, Sin. México, pp. 4.

Microsoft Corporation, 1998. Visual Basic Versión 6.0. Microsoft Corporation E. U. A.

Nevárez-M., M. O., R. Morales-A., M. de los A. Martínez-Z., J. P. Santos-M., y M. A. Cisneros-M. 1993. Pesquería de pelágicos menores en el Golfo de California. Temporada 1990/1991. Secretaría de Pesca, Instituto Nacional de la Pesca, CRIP Guaymas, Sonora, México, 70p.

Pauly D. 1978. A preliminary compilation of fish length growth parameters. Berichte des Institututs für Meer an der Christian-Albrechts Universität Kiel 55, 200p.

Pauly D. 1979. Gill size and temperature as governing factors in fish growth: A generalization of von Bertalanffy's growth formula. Berichte des Institututs für Meereskunde an der Christian-Albrechts Universität Kiel 63, 156p.

Pauly, D. 1980. On the interrelationships between natural mortality, growth parameters, and mean environmental temperature in 175 fish stocks. J. Cons. Int. Explor. Mer., 39(2): 175-192.

Pauly, D. 1981. The relationships between gill surface area and growth performance in fish: a generalization of von Bertalanffy's theory of growth. *Meeresforsch*, 28(4): 251-282.

Pauly, D. 1984. Fish population dynamics in tropical waters: a manual for use with programmable calculators. *ICLARM Conf. Proc.*, (13): 7-34.

Pauly, D. 1987. A review of the ELEFAN system for analysis of length-frequency data in fish and aquatic invertebrates, p. 7-34. En: D. Pauly y G. R. Morgan (eds.). *Length-Based Methods in Fisheries Research*. ICLARM Conf. Proc. 13, 468p. International Center for Living Aquatic Resources Management, Manila, Philippines, and Kuwait Institute for Scientific Research, Safat, Kuwait.

Pauly, D. 1985. Population dynamics of short-lived species, with emphasis in squids. *NAFO Sci. Coun. Studies*, 9: 143-153.

Pauly, D. y F. Arreguín-Sánchez. 1995. Improving Shepherd's length composition analysis (SCLA) method for growth parameter estimations. *NAGA, ICLARM Q.*, 18(4): 31-33.

Pauly, D. y J. L. Munro. 1984. Once more on the comparison of growth in fish and invertebrates. *Fishbyte*, 2(1): 21.

Pauly, D. y N. David. 1981. ELEFAN I, a BASIC program for the objective extraction of growth parameters from length frequency data. *Meeresforsch*, 28: 205-211.

Pauly, D., N. David y J. Ingles. 1980. ELEFAN I: User's instruction and program listings (Rev. 2). *ICLARM Contribution*, 28p.

Pauly, D., J. Ingles y R. Neal. 1981. Application to shrimps stocks of objective methods for the estimation of growth, mortality and recruitment-related parameters from length-frequency data (ELEFAN I and II). *NOAA/FAO Workshop on the Scientific Basis for the Management of Penaeid Shrimps, Florida, November 1981* (En prensa).

Petersen, C. G. 1891. Eine methode zur bestimmung des alters und wuchses der fische. Mitt. Dtsch. Seefisherei. Ver., 11: 226-235.

Pierce, G. J. y A. Guerra. 1994. Stock assessment methods used for cephalopod fisheries. Fish. Res., 21: 225-285.

Rosenberg, A. A. y J. R. Beddington. 1987. Monte-Carlo testing of two methods for estimating growth from length-frequency data with general conditions for their applicability, p. 283-298. En: D. Pauly y G. R. Morgan (eds.). Length-Based Methods in Fisheries Research. ICLARM Conf. Proc. 13, 468p. International Center for Living Aquatic Resources Management, Manila, Philippines, and Kuwait Institute for Scientific Research, Safat, Kuwait.

Rosenblatt, M. 1956. Remarks on some nonparametric estimates of a density function. Ann. Math. Statist., 27: 832-837.

Salgado-Ugarte, I. H. 1985. Algunos aspectos biológicos del bagre *Arius melanopus* Gunther (Osteichthyes: Ariidae) en el sistema lagunar de Tampamachoco Veracruz. Tesis profesional, ENEP-Zaragoza, UNAM, México, 108p.

Salgado-Ugarte, I. H. 1995. Nonparametric methods for fisheries data analysis and their application in conjunction with other statistical techniques to study biological data of the Japanese sea bass *Lateolabrax japonicus* in Tokyo Bay. Tesis de doctorado. Facultad de Agricultura de la Universidad de Tokio. Tokio, Japón, 389p.

Salgado-Ugarte, I. H. 2002. Suavización no paramétrica para análisis de datos. Facultad de Estudios Superiores Zaragoza, UNAM. México, 139p.

Salgado-Ugarte, I. H., M. Shimizu. y T. Taniuchi. 1993. Exploring the shape of univariate data using kernel density estimators. Stata Technical Bulletin, 16: 8-19.

Salgado-Ugarte, I. H., M. Shimizu. y T. Taniuchi. 1995. ASH, WARPing, and kernel density estimation for univariate data. Stata Technical Bulletin, 26: 23-31.

Salgado-Ugarte, I. H., M. Shimizu. y T. Taniuchi. 1997. Nonparametric assessment of multimodality for univariate data. *Stata Technical Bulletin*, 38: 27-35.

Salgado-Ugarte, I. H., E. Peñaloza y G. Galindo-Cortes. 2002. EDK 2002, Conjunto de programas para la estimación no paramétrica de la densidad por medio de diferentes funciones ponderales (kerneles) para datos univariados. Ver. 1.1.

Sánchez-Ortiz, C., I. C. Huerta, J. L. Cervantes-Díaz y J. Fiol. 1997. Crustáceos decápodos de aguas profundas de la Bahía de La Paz, B. C. S., p. 129-138. En Urban-Ramírez. J. y M. Ramírez-Rodríguez (eds.). *Bahía de La Paz Investigación y Conservación*. UABCS, CICIMAR, SCRIPPS. La Paz, Baja California Sur, México, 345p.

Schnute, J. y D. Fournier. 1980. A new approach to length-frequency analysis: growth structure. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 37(9): 241-247.

Scott, D. W. 1985. Averaged shifted histograms: effective nonparametric density estimators in several dimensions. *Annals of Statistics*, 13: 1024-1040.

Shepherd, J. G. 1987. A weakly parametric method for estimating growth parameters from length composition data, p. 113-119. En: D. Pauly y G. R. Morgan (eds.). *Length-Based Methods in Fisheries Research*. ICLARM Conf. Proc. 13, 468p. International Center for Living Aquatic Resources Management, Manila, Philippines, and Kuwait Institute for Scientific Research, Safat, Kuwait.

Shepherd, J. G., G. R. Morgan, J. A. Gulland y C. P. Mathews. 1987. Methods of analysis and assessment: Report of working group II, p. 353-362. En: D. Pauly y G. R. Morgan (eds.). *Length-Based Methods in Fisheries Research*. ICLARM Conf. Proc. 13, 468p. International Center for Living Aquatic Resources Management, Manila, Philippines, and Kuwait Institute for Scientific Research, Safat, Kuwait.

Silverman, B. W. 1981. Using kernel density estimates to investigate multimodality. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B.*, 43: 97-99.

Silverman, B. W. 1986. Density estimation for statistics and data analysis. London: Chapman & Hall.

Sparre, P. 1987. A method for the estimation of growth, mortality and gear selection/recruitment parameters from length-frequency samples weighted by catch per effort, p. 75-102. En: D. Pauly y G. R. Morgan (eds.). Length-Based Methods in Fisheries Research. ICLARM Conf. Proc. 13, 468p. International Center for Living Aquatic Resources Management, Manila, Philippines, and Kuwait Institute for Scientific Research, Safat, Kuwait.

Sparre, P. y S. C. Venema. 1995. Introducción a la evaluación de recursos pesqueros tropicales. FAO Fish. Tech. Paper No. 306.1.

Stata Corporation. 2003. Stata statistical software for windows: Release 8.0. Collage Station, TX. Stata Corporation.

Tanaka, S. 1962. A method of analyzing a polymodal frequency distribution and its application to the length distribution of the porgy, *Taius tumifrons* (T. and S.). J. Fish. Res. Board Can., 19: 1143-1159.

Vidal, Q. J. 1985. Crecimiento y aspectos poblacionales del bagre *Arius melanopus* (Günter 1864) en el río Tonalá, Ver. Tesis profesional UNAM, México, 38p.

Von Bertalanffy, L. 1938. A quantitative theory of organic growth. Hum. Biol., 10: 181-213.

10. ANEXOS

ANEXO I: Simulación de las distribuciones de frecuencias de longitud

Las distribuciones de frecuencia de longitud (DFL) utilizadas se generaron con base en el modelo de simulación propuesto por Beyer y Lassen (1994) que considera la forma especial de la función de crecimiento de von Bertalanffy (FCVB) y asume constante el coeficiente de variación (cv) de la longitud a la edad t .

La longitud media \bar{L} a la edad t (\bar{L}_t) esta determinada por los parámetros de la FCVB (L_∞ , K , t_0 y t):

$$\bar{L}_t = L_\infty \left(1 - e^{-K(t-t_0)} \right) \quad (\text{ec. I.1})$$

Con: $L_\infty = 250$ mm; $K = 2.4$ año⁻¹ y $t_0 = 0.0$ año⁻¹. Éstos corresponden a los 'valores reales'. Para generar las DFL se aplicó un modelo general para DFL multicohorte:

$$N_{L,t}^T = N_{L,t}^{c1} + N_{L,t}^{c2} + \dots + N_{L,t}^c + \dots + N_{L,t}^{cn} \quad (\text{ec. I.2})$$

Donde $N_{L,t}^T$ es el número total de organismos en la clase L a la edad t . En la ecuación I.2, los superíndices $c1, c2, \dots, cn$ se refieren al índice de la cohorte: $c1$: cohorte 1, $c2$: cohorte 2. Cada $N_{L,t}^T$ se estimó con:

$$N_{L,t} = \left[\frac{e^{-\frac{(L-\bar{L}_t)^2}{2\sigma_t^2}}}{\sqrt{2\pi\sigma_t}} \right] d_L N_t \quad (\text{ec. I.3})$$

Donde d_L es el tamaño del intervalo de longitud; σ_t es la desviación estándar a la edad t , estimada como $\sigma_t = \bar{L}_t * cv$. El cv fue constante para todas las edades (= 0.1). N_t es el número de organismos a la edad t , según:

$$N_{t+1} = sN_t$$

Se utilizó un coeficiente de sobrevivencia (s) constante para cada t (= 0.9).

SESGO

La ecuación I.3 genera una DFL en la población con todas las tallas representadas. Sin embargo, en la mayoría de los casos, los datos disponibles para estimar parámetros de crecimiento presentan algún tipo de sesgo, ya sea por selectividad al arte de pesca, o por disponibilidad en las zonas de captura o muestreo. Por ejemplo, la pesquería de camarón en el interior de lagunas costeras no captura adultos porque estos migran hacia aguas marinas. De manera inversa, las redes de arrastre de los barcos no capturan organismos pequeños porque no están disponibles en la zona marina. Un tercer caso de sesgo son las redes agalleras (chinchorros de línea), las cuales retienen sólo un intervalo intermedio de tallas.

En este estudio se consideraron dos escenarios de sesgo: sin selectividad, donde todas las tallas están representadas (ec. I.3) y con selectividad sobre algún grupo de tallas (ec. I.4).

1) Sin selectividad, todas las tallas bien representadas

Se generaron tres tipos de DFL sin sesgo: con una cohorte (DFL1C), dos cohortes (DFL2C) y tres cohortes (DFL3C) (figura I). La magnitud de la segunda y tercera cohorte se estimó como una proporción (= 0.7) de la cohorte principal (= 100) de acuerdo con la ecuación I.3.

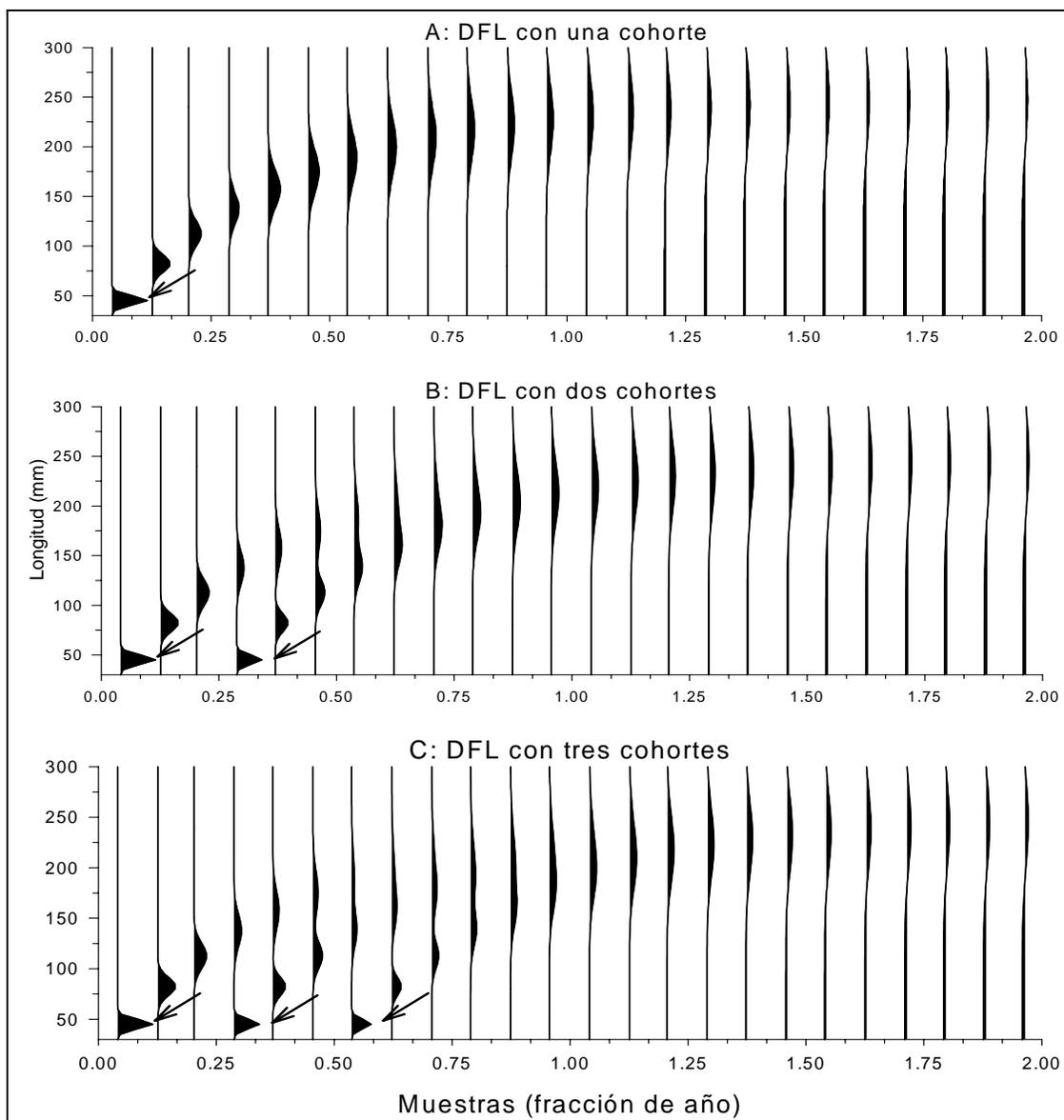


Figura I. Distribuciones de frecuencias de longitud (DFL) simuladas sin selectividad con una (A), dos (B) y tres cohortes (C). Las flechas corresponden a la ubicación de cada cohorte. Las muestras se expresan como la fracción de un año con base en su 'fecha de muestreo'.

2) Con selectividad sobre algún grupo de tallas. Se consideraron tres escenarios de sesgo:

a) Sin juveniles, sólo adultos (DFL3CA)

El número de organismos para cada clase de talla y edad se estimó como:

$$N_{L,t}^T = S_{L,t} * N_{L,t}^T \quad (\text{ec. I.4})$$

Donde $S_{L,t}$ es la proporción de retención por clase de talla y esta dada por una curva logística (Sparre y Venema, 1995):

$$S_{L,t} = \frac{1}{1+e^{-r(L-L_{50})}} \quad (\text{ec. I.5})$$

L_{50} es la longitud a la cual el 50% de los organismos son retenidos por el arte, r es la pendiente de la curva logística. La figura IIA presenta el efecto del escape de organismos pequeños en una población hipotética. La figura IIB representa la DFL completa usada en los análisis.

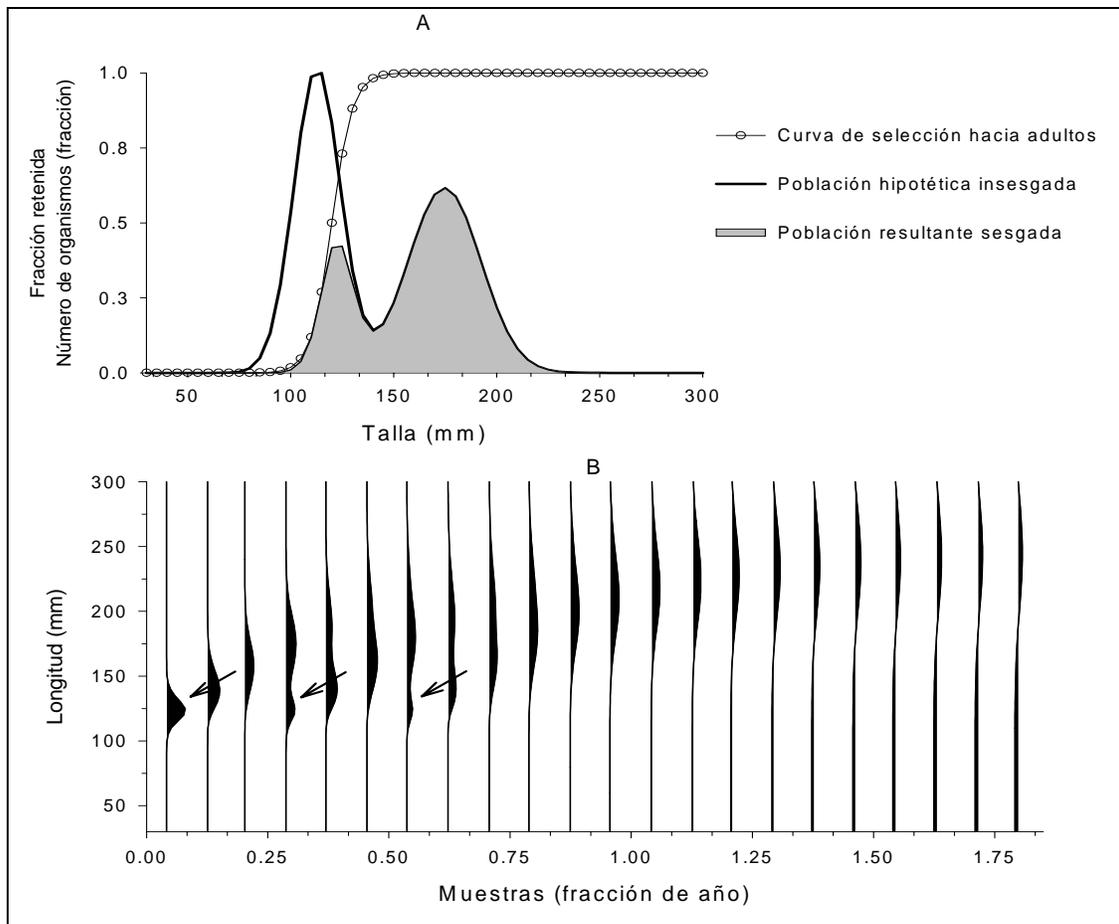


Figura II. Curva de selección hacia tallas adultas sobre una población y el producto de ambas, una población sesgada. La curva se generó con $r = 0.2$ y $L_{50} = 120$ mm (A). Distribución de frecuencia de longitud generada para la DFL sin juveniles, sólo adultos (B). Las flechas corresponden a la ubicación de cada cohorte.

b) Sin adultos, sólo juveniles (DFL3CJ)

En este escenario se simuló sesgo por ausencia de adultos, para esto sólo se cambió el signo del parámetro r (de positivo a negativo) de la curva logística (ec. I.5), de tal manera que el efecto de retención es inverso; ahora se retienen todos los juveniles y sólo una parte de los adultos. La representación gráfica se muestra en la figura III.

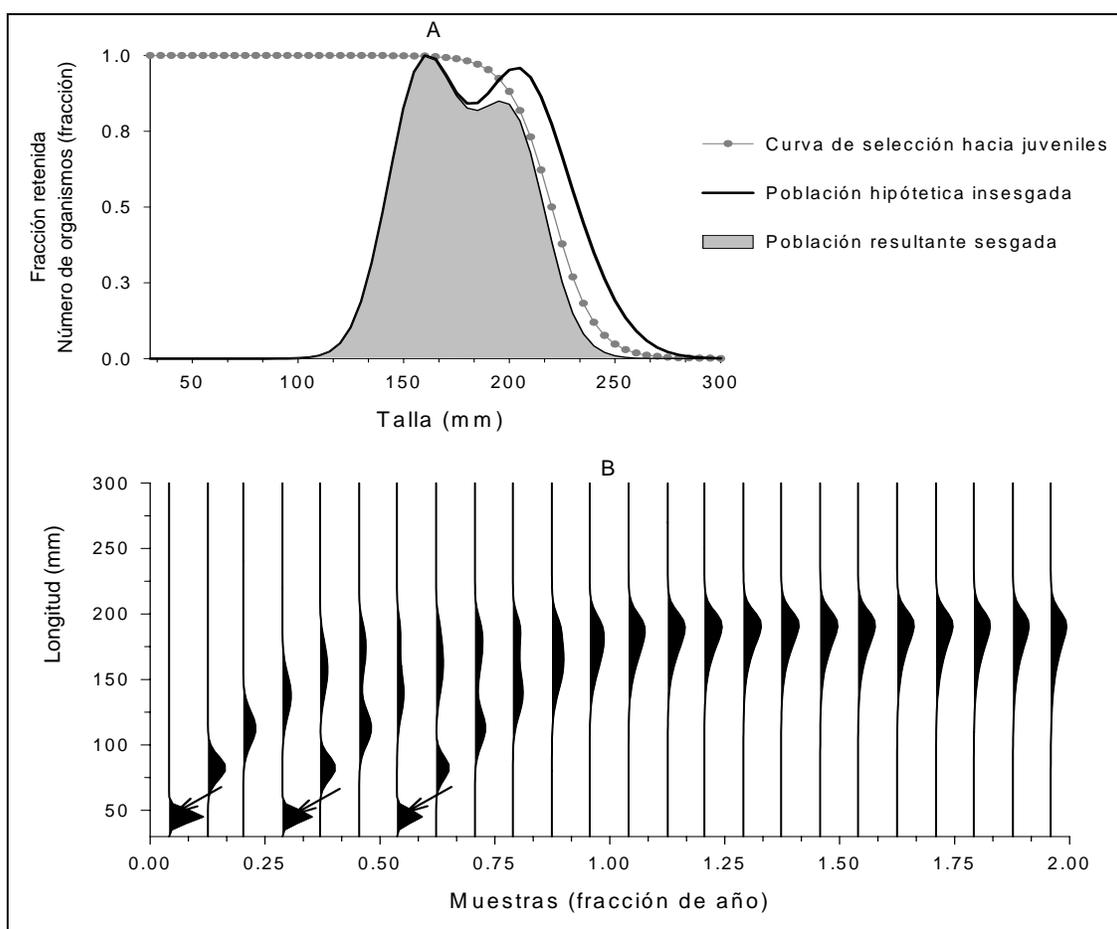


Figura III. Curva de selección hacia tallas juveniles sobre una población y el producto de ambas. La curva se generó con $r = 0.1$ y $L_{50} = 220$ mm (A). Distribución total generada para la DFL sin adultos, sólo juveniles (B). Las flechas corresponden a la ubicación de cada cohorte.

c) Sin juveniles y sin adultos, sólo las tallas medianas (DFL3CM)

El tercer escenario resulta de un efecto combinado de los dos anteriores, en el cual los datos disponibles no contienen información sobre organismos pequeños ni grandes, sólo organismos medianos.

El número de organismos por clase de longitud se estimó a partir de:

$$N_{L,t}^T = S_{L,t}^j * S_{L,t}^a * N_{L,t}^T \quad (\text{ec. I.6})$$

Donde $S_{L,t}^j$ es la selectividad de organismos juveniles y $S_{L,t}^a$ es la selectividad de organismos adultos. La representación gráfica de este escenario se presenta en la figura IV.

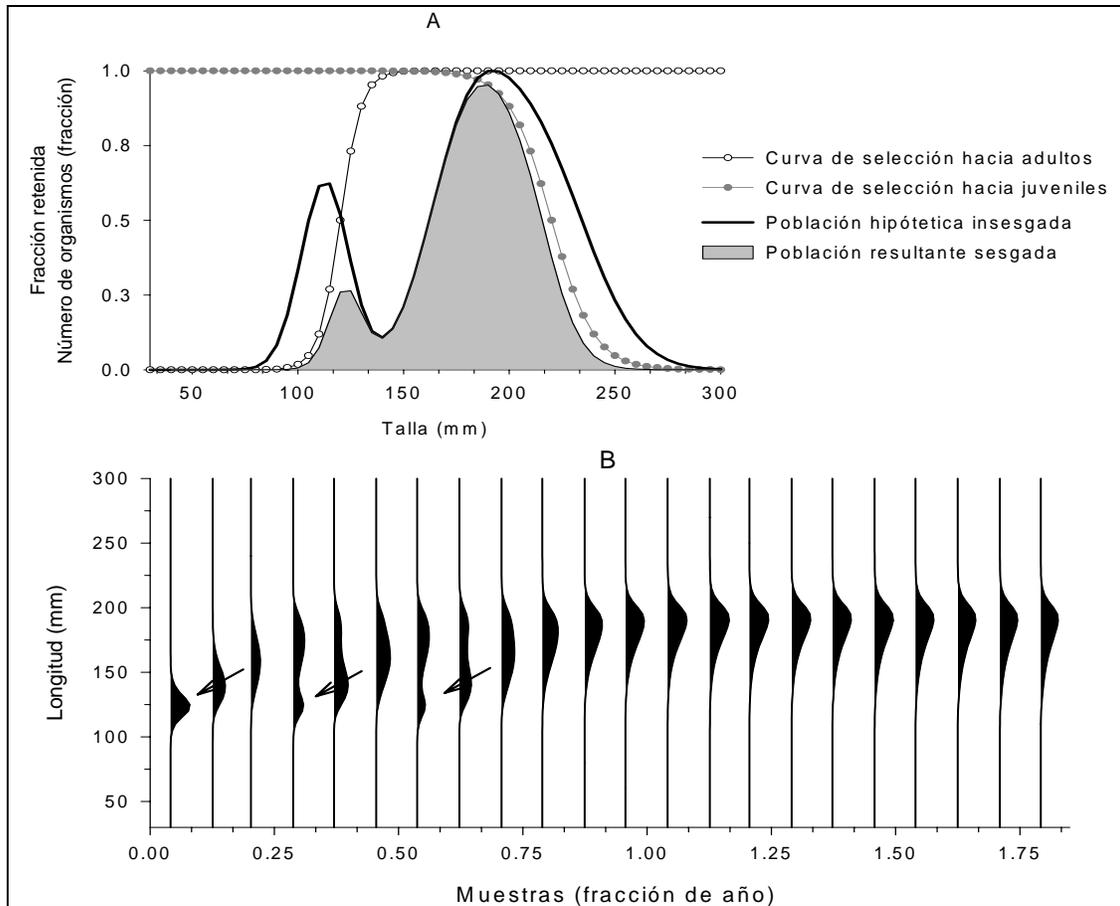


Figura IV. Curvas de selección hacia tallas adultas y juveniles sobre una población hipotética y el producto de ambas. Las curvas se generaron con $r = 0.2$ y $L_{50} = 120$ mm y $r = 0.1$ y $L_{50} = 220$ mm (A). Distribución total generada para la DFL sin adultos ni juveniles, sólo tallas medianas (B). Las flechas corresponden a la ubicación de cada cohorte.

Para fines de este estudio las curvas logísticas simulan tanto el efecto de sesgo por selectividad como el sesgo por no disponibilidad de organismos de una talla dada.

ANEXO II: Resumen de las bases de datos utilizadas en los análisis

- 1) Camarón azul *Litopenaeus stylirostris*. Datos provenientes de un muestro realizado en la costa occidental de B. C. S. LT: longitud total.

No. de muestra	Fecha de muestreo	No. de individuos	Intervalo de tallas (LT, mm)
1	Jun-99	101	185-235
2	Jul-99	424	55-225
3	Ago-99	603	55-140
4	Sep-99	187	75-150
5	Oct-99	206	55-130
TOTAL		1521	55-130

- 2) Sardina monterrey *Sardinops caeruleus*. Datos provenientes de la captura comercial desembarcada en los puertos de San Carlos y Adolfo López Mateos ubicados en el complejo lagunar Bahía Magdalena-Almejas en la costa occidental de B. C. S durante 1985. LP: longitud patrón.

No. de muestra	Fecha de muestreo	No. de individuos	Intervalo de tallas (LP, mm)
1	Ene-85	14	100-150
2	Feb-85	76	123-180
3	Mar-85	43	125-155
4	May-85	38	148-184
5	Jun-85	104	138-174
6	Jul-85	99	123-178
7	Ago-85	103	100-156
8	Oct-85	68	130-183
TOTAL		545	100-184

- 3) Bagre estuarino *Cathorops melanopus*. Datos provenientes de un muestreo biológico en la laguna de Tampamacho, Ver. durante 1980-1981. LP: longitud patrón.

No. de muestra	Fecha de muestreo	No. de individuos	Intervalo de tallas (LP, mm)
1	Jul-80	190	95-256
2	Ago-80	136	47-271
3	Oct-80	29	73-253
4	Nov-80	641	48-243
5	Dic-80	266	56-253
6	Ene-81	499	53-261
7	Feb-81	58	132-230
8	Mar-81	187	90-250
9	Abr-81	8	108-220
10	May-81	61	96-240
11	Jun-81	163	105-262
12	Jul-81	27	138-262
13	Ago-81	174	47-271
TOTAL		2439	47-270

- 4) Calamar gigante *Dosidicus gigas*. Datos de la temporada de pesca de 2002 en Santa Rosalía, B. C. S. LM: longitud de manto.

No. de muestra	Fecha de muestreo	No. de individuos	Intervalo de tallas (LM, cm)
1	07-May	109	45-80
2	30-May	106	53-85
3	13-Jun	92	55-85
4	03-Jul	78	50-90
5	10-Jul	38	39-48
6	27-Jul	100	37-74
7	08-Ago	131	38-82
8	31-Ago	134	65-89
9	26-Sep	126	36-73
10	09-Oct	73	29-77
11	23-Oct	80	24.5-63
TOTAL		1067	24.5-90

- 5) Cangrejo rojo *Cancer johngarthi*. Datos provenientes de un permiso de pesca de fomento realizado en la costa occidental de B. C. S. entre 2002 a 2003. Las fechas de inicio y final se refieren a la duración de las operaciones de pesca por viaje y la asignada a la que se utilizó en este estudio. AC: ancho de caparazón.

No. de viaje	Fecha		Machos		Hembras	
	Inicio a Final	Asignada	No. de individuos	Intervalo de tallas (AC, mm)	No. de individuos	Intervalo de tallas (AC, mm)
1	12-Oct a 27-Oct-02	20-Oct	1001	122-154	128	111-151
2	10-Nov a 23-Nov-02	17-Nov	4626	83-197	581	31-182
3	27-Nov a 9-Dic-02	03-Dic	3083	102-197	937	92-187
4	20-Ene a 07-Feb-03	29-Ene	3361	35-197	473	87-153
5	21-Abr a 07-May-03	29-Abr	4064	95-195	417	90-159
Total			16135	35-197	2536	31-187

ANEXO III: Resumen de los resultados de la prueba de Silverman (1981)

Esta prueba se aplicó a las bases de datos para las que se contó con las longitudes originales, no agrupadas. El procedimiento general para realizar la prueba de Silverman (1981) se describe en la sección de 'Material y Métodos'. La elección del tamaño de intervalo óptimo se estimó a cada muestra de acuerdo con la agrupación temporal de cada distribución ya sea por mes, quincena o viaje.

El resumen de los resultados se presentan en tablas para cada distribución, en éstas se incluye el número de modas en conjunto con el tamaño de intervalo para las cuales el valor de p fue significativo. Los valores de p se obtuvieron con B muestras repetitivas bootstrap de tamaño 'n', número de individuos de cada muestra (ver Anexo II) con M , número de histogramas promediados. Cuando la 'n' de alguna muestra fue bajo, no se realizó esta prueba y se utilizó el valor de tamaño de intervalo sugerido por la regla de referencia óptima gaussiana de Silverman (ec. 21).

La agrupación a un tamaño de intervalo general para cada distribución se realizó de la siguiente manera: se calcula la dispersión del intervalo de tallas observado, $R = L_{\max} - L_{\min}$, longitud máxima y mínima, respectivamente, y se divide entre el número de intervalos de clase que se deseen generar, en este caso se generaron 50 que es el número máximo que permite el programa FISAT ver. 1.01 (Gayanilo et al. 1993). Con esto se obtienen las marcas de clase y para cada una de éstas se estima la densidad en conjunto con el tamaño de intervalo óptimo, esto último se realizó en el paquete Stata ver 8.0 (Stata Corporation, 2003).

- 1) Sardina monterrey *Sardinops caeruleus*. Estimación del número de modas y tamaños de intervalo de acuerdo a la significación del valor de p .

No. de muestra	No. de modas	h (mm)	Valor de p	
1	N.R	4.0*	N.R	
2	1	5.5	0.34	
3	3	2.0	0.21	$B = 800$
4	2	3.9	0.70	
5	1	2.5	0.37	$M = 40$
6	1	2.0	0.39	
7	1	4.0	0.66	
8	1	4.0	0.20	
General		2.0		

h: tamaño de intervalo. N.R: no se realizó dado que la 'n' de la muestra es baja. *Regla de referencia óptima gaussiana de Silverman. B : número de iteraciones; M : número de histogramas promediados.

- 2) Calamar gigante *Dosidicus gigas*. Estimación del número de modas y tamaños de intervalo (h) de acuerdo a la significación del valor de p .

No. de muestra	No. de modas	h (cm)	Valor de p	
1	1	1.0	0.91	
2	2	2.2	0.45	
3	2	1.2	0.64	
4	2	1.9	0.28	
5	1	1.0	0.51	$B = 800$
6	2	1.3	0.79	
7	3	1.8	0.39	$M = 40$
8	1	1.6	0.60	
9	1	1.5	0.55	
10	2	5.4	0.43	
11	2	4.4	0.62	
General		2.2		

B : número de iteraciones; M : número de histogramas promediados.

- 3) Cangrejo rojo *Cancer johngarhi*. Estimación del número de modas y tamaños de intervalo (h) de acuerdo a la significación del valor de p . B : número de iteraciones; M : número de histogramas promediados.

Sexo	No. de muestra	No. de modas	h (mm)	Valor de p
Machos	1	3	1.0	0.34
	2	1	1.4	0.36
	3	1	1.6	0.38
	4	2	2.0	0.31
	5	3	1.0	0.18
Hembras	1	1	2.4	0.90
	2	1	2.2	0.62
	3	1	1.4	0.70
	4	2	1.8	0.55
	5	1	1.7	0.44
General			3.4	

$B = 100$
 $M = 40$

B : número de iteraciones; M : número de histogramas promediados.