

COMISIÓN INTERAMERICANA DEL ATÚN TROPICAL
COMITÉ CIENTÍFICO ASESOR

TERCERA REUNIÓN

La Jolla, California (EE.UU.)
15-18 de mayo de 2012

DOCUMENTO SAC-03-10

**INFORME DE AVANCES EN EL DESARROLLO DE ESTIMADORES
POSESTRATIFICADOS DE LA CAPTURA TOTAL PARA LOS DATOS
DE MUESTREO EN PUERTO DE LA PESQUERÍA DE CERCO**

Cleridy E. Lennert-Cody, Mark N. Maunder, Patrick K. Tomlinson, Alexandre Aires-da-Silva,
Alejandro Pérez

1. Resumen.....	1
2. Introducción.....	1
3. Antecedentes.....	2
4. Análisis preliminar de las áreas de evaluación de poblaciones.....	5
5. Análisis preliminar de la posestratificación.....	6
6. Trabajo futuro.....	8
Reconocimientos.....	9
Referencias.....	9

1. RESUMEN

El presente documento resume los avances en la evaluación de las áreas usadas en la evaluación de poblaciones y en la posestratificación de los datos de muestreo en puerto para la estimación de la captura total por especie. Hasta la fecha el trabajo se ha enfocado en los lances cerqueros sobre atunes asociados con delfines. Se usó un enfoque de árbol de regresión multivariable para analizar simultáneamente el patrón espaciotemporal de las distribuciones de frecuencia de talla y las tendencias de la captura por unidad de esfuerzo (CPUE). La estratificación de cuatro áreas obtenida del presente análisis demuestra similitudes con las áreas de evaluación de poblaciones actualmente en uso. La evaluación preliminar de los métodos de posestratificación para la estimación de la captura total se basó en el uso de modelos lineales y lineales generalizados para estudiar la variabilidad espacial y temporal en los datos de peso promedio y conteo de especies. Los resultados de estos análisis sugieren que un estimador de captura total con menos estratos que los que se usan actualmente podría ser razonable. El trabajo futuro incluirá un análisis de sensibilidad de la estratificación espacial para la evaluación de las poblaciones, y un análisis adicional de las definiciones de posestratificación para la estimación de la captura, así como estimaciones de la varianza de la captura total.

2. INTRODUCCIÓN

Se usa la estratificación en las evaluaciones de las poblaciones para tratar las diferencias en la dinámica de las poblaciones y de la pesca. En general, los datos de la pesca (captura, CPUE, y composición por edad/tamaño) son estratificados (después de ser recolectados los datos) para apoyar el supuesto que los parámetros relacionados con la pesca (capturabilidad y selectividad) son constantes a lo largo del tiempo. Se puede usar la estratificación también durante la recolección de los datos para procurar evitar asignaciones asimétricas de las muestras (que podría llevar a sesgos) y para minimizar la varianza de los esti-

madores de la población total (por ejemplo, Holt y Smith 1979; Thompson 1992). Por lo tanto, las metas de la estratificación para la evaluación de poblaciones y la recolección de datos a menudo concuerdan. No obstante, pueden ser diferentes si las características de las pesquerías han cambiado a lo largo del tiempo.

En la actualidad, las evaluaciones de las poblaciones de todas las especies de atunes en el Océano Pacífico oriental (OPO) (por ejemplo, Aires-da-Silva y Maunder 2010; Aires-da-Silva y Maunder 2012a; Aires-da-Silva y Maunder 2012b) usan áreas grandes formadas al juntar los estratos espaciales usados en la recolección de datos de muestreo en puerto (por ejemplo, Figura 1a-b). Sin embargo, a medida que se desarrollan las pesquerías a lo largo del tiempo, es deseable poder considerar particiones espaciales alternativas del área del OPO. Por ejemplo, la pesquería de cerco sobre objetos flotantes en el OPO se ha extendido considerablemente mar afuera desde principios de los años 1990 (Watters 1999). Por contraste, los estratos de muestreo usados para las pesquerías de superficie en el OPO fueron desarrolladas principalmente a fines de los años 1960 (Suter 2010, y sus referencias), cuando la pesquería era más costera (Watters 1999). En esa época predominaban en la pesquería las capturas de atunes aleta amarilla y barrilete de lances con red de cerco sobre atunes asociados con delfines y no asociados, y también por buques cañeros. Aunque estos estratos de muestreo fueron refinados a fines de los años 1990 (Suter 2010), merece la pena reevaluar su utilidad con las pesquerías actuales, particularmente para uso en la evaluación de poblaciones para las pesquerías con un componente fuerte de alta mar, tales como las pesquerías de cerco sobre objetos flotantes y sobre delfines.

La posestratificación (por ejemplo, Holt y Smith 1979; Valliant 1993) es una técnica usada en los análisis de datos para agrupar las muestras, después de ser recolectados los datos, cuando se desean estimaciones de la población total para grupos cuya definición no forma expresamente parte del protocolo de recolección de datos. Un método general para seleccionar un estimador posestratificado para la captura total fue presentado en Lennert-Cody *et al.* (2011). En el presente documento se describen los avances en el desarrollo de opciones para definir tanto las áreas para la evaluación de las poblaciones como los posestratos para la estimación de la captura total dentro de dichas áreas. Hasta la fecha este trabajo se ha enfocado en el análisis de datos de muestreo en puerto recolectados durante 2000-2011 correspondientes a lances sobre delfines por buques de clase 6 de la CIAT (de más de 363 toneladas de capacidad de acarreo) para la revisión externa en octubre de 2012 de los métodos y supuestos de la evaluación de la CIAT del atún aleta amarilla. El documento está organizado como sigue: Sección 3: antecedentes sobre la recolección de datos y la posestratificación; Sección 4: evaluación preliminar de las áreas de evaluación de poblaciones; Sección 5: evaluación preliminar de los posestratos; Sección 6: trabajo por realizar en preparación para la revisión externa.

3. ANTECEDENTES

3.1. Recolección de datos

Datos sobre la composición por especie y tamaño de captura de atunes por los buques de cerco son obtenidos cuando los buques llegan a puerto para descargar (Tomlinson 2004; Suter 2010). Para asegurar que las muestras tomadas sean representativas de la pesquería entera, se establecieron categorías, o ‘estratos’, de muestreo para guiar la toma de muestras. Se definen estos estratos de muestreo por el área de pesca (13 áreas, Figura 1a), el mes de pesca y la modalidad de pesca (seis modalidades, basadas en el tipo de lance de cerco y el tamaño del buque), para un total de 936 posibles estratos. No todos los estratos contienen actividad de pesca en un año dado. Las muestras son tomadas por estrato conforme a un método de ‘dos etapas’, en el cual las bodegas del buque son la primera etapa, y los peces en la bodega la segunda etapa. Ya que no se sabe por adelantado el número de bodegas en un estrato, y ya que algunos buques podrían descargar en puertos en los que la logística hace que el muestreo sea prohibitivamente difícil, las bodegas por muestrear son seleccionados oportunamente. No obstante, se muestrea una bodega solamente si toda la captura que contiene proviene del mismo estrato de muestreo (o sea, la misma área, mes, y modalidad de pesca). Durante el transcurso de un año, se muestrearán números desiguales de bodegas

por estrato, y no todos los estratos con actividad de pesca pueden ser muestreados, debido a complicaciones logísticas y el nivel de recursos de muestreo. No obstante, con respecto al atún aleta amarilla en los lances sobre delfines, el muestreo ha sido generalmente proporcional al nivel de esfuerzo de pesca y captura (Figura 2).

Una vez seleccionada para el muestreo la bodega de un buque, se muestrean peces individuales de la bodega a medida que se descarga la captura. Se mide la talla de un número de peces de cada especie (típicamente 50). De la misma bodega, e independientemente de los peces medidos, se cuenta la composición por especies de varios centenares de peces. Se seleccionan los peces muestreados de la bodega uno a la vez, a partir de un punto de partido establecido oportunamente, según lo permitan las circunstancias. Según el puerto de descarga, las capturas en algunas bodegas podrían ser clasificadas por especie y categoría de peso antes de ser accesibles al personal de la CIAT para el muestreo. Las capturas de estos tipos de descarga son por tanto muestreadas de forma algo diferente; en el anexo de Suter (2010) se presentan detalles de los procedimientos de toma de datos del muestreo en puerto.

3.2. Resolución espacial de los datos de muestreo en puerto

La factibilidad de modificar las áreas de evaluación de poblaciones y/o implementar un estimador posestratificado para la captura total depende en parte de la resolución espacial de tanto la captura total descargada (de todas las especies combinadas) como de los datos de muestreo en puerto. La captura total descargada es asignada a los estratos de muestreo con base en información de los datos de los observadores y de los cuadernos de bitácora de los buques. Esta información espacial es registrada en términos de latitud y longitud, con una resolución mínima de área de 5° (a menos que no haya ninguna información disponible). Por lo tanto, la captura total descargada será generalmente igual de bien conocida con respecto a los estratos de muestreo espaciales estratos que una posestratificación espacial que sea similarmente derivada de combinaciones de áreas de 5°.

Si los posestratos espaciales son grandes, se prevé que la mayoría de, o hasta toda, la información espacial de las muestras de puerto será conocida al nivel de posestrato espacial. Desde 2000, tanto el área de muestreo como el área de 5° fueron registradas para la mayoría de las muestras. Una comparación de las áreas de 5° de las muestras de puerto con las posiciones reales de los lances cuyas capturas fueron cargadas en las bodegas muestreadas indica que alrededor del 81% de todas las muestras de 2000-2011 coincidieron con la posición real del lance al nivel de área de 5°, y aproximadamente el 97% provinieron de un área de 5° adyacente al área de 5° correspondiente. Por lo tanto, una, posestratificación parece ser factible para los datos de 2000-2011, siempre que las áreas de evaluación de poblaciones y los posestratos para la estimación de la captura total sean construidos de combinaciones de áreas de 5°.

3.3. Estimadores de la captura total por especie

El estimador actual de la captura total por especie (Tomlinson 2004) tiene la forma general de un estimador de razón del estrato total (por ejemplo, Thompson 1992) basado en la cantidad de la captura en las bodegas muestreadas. La captura anual estimada total (en peso) de la especie i ($i = 1, \dots, 3$ en el caso de los atunes aleta amarilla, barrilete, y patudo) en el estrato de muestreo h ($h = 1, \dots, 13$; Figura 1a) es expresada de esta forma:

$$\begin{aligned} \widehat{W}_{hi} &= W_h \hat{p}_{hi} \\ &= W_h \left[\frac{\sum_{j=1}^q W_{hj} \left(\frac{w_{hij} n_{hij}}{m_{hij} n_{hj}} \right)}{\sum_{j=1}^q W_{hj}} \right] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= W_h \left[\frac{\sum_{j=1}^q W_{hj} \left(\frac{\bar{w}_{hij} f_{hij}}{\sum_{i=1}^3 \bar{w}_{hij} f_{hij}} \right)}{\sum_{j=1}^q W_{hj}} \right] \\
&= W_h \frac{\left[\sum_{j=1}^q W_{hj} \cdot g(\bar{w}_{hij}, f_{hij}, i = 1, \dots, 3) \right]}{\left[\sum_{j=1}^q W_{hj} \right]} \quad (1)
\end{aligned}$$

donde W_h es el peso total de todas las especies combinadas en el estrato de muestreo h (que se supone conocido), \hat{p} es la estimación de la fracción de especies (derivada del peso) en el estrato, W_{hj} es el peso total de todas las especies combinadas en la j -ésima bodega muestreada del estrato de muestreo h (que igualmente se supone conocido), $j=1, \dots, q$ bodegas muestreadas, w es la suma de los pesos de los peces muestreados (convertidos de tallas), m es el número de peces muestreados, n es el número de peces contados para la composición por especies, y g representa la función de los promedios de las muestras (\bar{w}) y proporciones de especies en las muestras (f) entre las paréntesis curvas (o sea, una función de los w , m y n solamente).

Se han propuesto dos candidatos de estimadores posestratificados de la captura por especies en el posestrato c que conservan la función específica g de la ecuación (1) (Lennert-Cody *et al.* 2011). El primer candidato de estimador posestratificado de la captura total por especie, $\hat{W}_{ps-I;ci}$ fue desarrollado con base en el supuesto que tanto los estratos de muestreo como los posestratos contienen información importante con respecto a la estimación de la captura (siguiendo el enfoque general de Valliant (1993)). En otras palabras, dentro de un posestrato c , la distinción entre los estratos de muestreo, o fracciones de los mismos, necesita ser conservada de tal forma que en efecto el posestrato c es subdividido de nuevo por los estratos de muestreo $\{h\}$. Este estimador de captura total de la especie i en el posestrato c es la suma de las estimaciones de las capturas de la especie i de la totalidad de los estratos de muestreo h , o partes de los mismos, que pertenecen al posestrato c :

$$\hat{W}_{ps-I;ci} = \sum_{h: h \cap c} W_{h \cap c} \frac{\left[\sum_{j \in h \cap c} W_{hj} \cdot g(\dots) \right]}{\left[\sum_{j \in h \cap c} W_{hj} \right]} \quad (2)$$

donde la suma exterior está por encima de los estratos de muestreo h que se intersecan con el posestrato c , $h \cap c$ se refiere a la región del estrato de muestreo h que se encuentra también en el posestrato c , y $W_{h \cap c}$ es la captura total de la pesca en esa región. Por ejemplo, en la Figura 1d se presenta un ejemplo de cuatro posestratos espaciales (A-D). Se puede ver que las áreas de muestreo 6, 11, y 12 serían bisecadas para crear el posestrato costero D, mientras que las áreas de muestreo 7 y 13 están totalmente contenidas dentro del posestrato D. $\hat{W}_{ps-I;ci}$ resultará problemático si existen muchos h cuyos $h \cap c$ son pequeños y contienen pocas muestras, o ninguna.

El segundo candidato de estimador fue desarrollado haciendo caso omiso de los estratos de muestreo. Esto resulta en un estimador posestratificado idéntico en forma a la ecuación (1), pero con W_h y W_{hj} reemplazados por W_c y W_{cj} , respectivamente. En otras palabras, este segundo estimador posestratificado de la captura total de la especie i en el posestrato c , se expresa de esta forma:

$$\hat{W}_{ps-II;ci} = W_c \frac{\left[\sum_{j=1}^{q^*} W_{cj} \cdot g(\dots) \right]}{\left[\sum_{j=1}^{q^*} W_{cj} \right]} \quad (3)$$

donde q^* es el número de muestras en el posestrato c .

El análisis presentado en la Sección 5 brinda una comparación preliminar de la utilidad de la ecuación (2) y la ecuación (3) para áreas de evaluación hipotética de la población de atún aleta amarilla (correspon-

diente a los lances sobre delfines) obtenidas de un método de árbol de regresión multivariable para el análisis de los patrones espaciales en las distribuciones de la frecuencia de talla y las tendencias anuales de la CPUE (Sección 4).

4. ANÁLISIS PRELIMINAR DE LAS ÁREAS DE EVALUACIÓN DE POBLACIONES

Se aplicó a los datos de atún aleta amarilla en lances sobre delfines un análisis multivariable de árbol de regresión, desarrollado para el análisis simultáneo de patrones espaciotemporales en las distribuciones de frecuencia de talla y en las tendencias en la CPUE nominal (Lennert-Cody *et al.*, presentado).

4.1. Datos

El método fue aplicado a los datos de talla de muestreo en puerto (2000-2011), y a los datos de captura y esfuerzo obtenidos de los observadores y las bitácoras (1975-2011). Los datos de talla de muestreo en puerto fueron preprocesados de la forma siguiente (ver también Lennert-Cody *et al.* 2010). En primer lugar, todos los datos de las muestras fueron extendidos a la captura por bodega. De esta forma, se pudo usar las muestras tanto de descargas no clasificadas como de descargas clasificadas por especie/categoría de peso. En segundo lugar, para ser consistente con el modelo de evaluación de la población de atún aleta amarilla, que se basa en intervalos de tiempo trimestrales, los intervalos de talla de 1 cm fueron ‘crecidos’ o ‘encogidos’ al mes mediano de cada trimestre (enero-marzo, abril-junio, julio-septiembre, octubre-diciembre) mediante la adición o resta de un incremento mensual de talla, en caso aplicable (el mes mediano de cada trimestre no necesita ajuste). Se supuso que la composición por talla de cada trimestre es estable año por año, pero dentro de los trimestres fue necesario el ajuste de la talla porque las muestras de frecuencia de talla tomadas de la misma población pero en diferentes meses del mismo trimestre podrían parecer representar distintas poblaciones debido únicamente al crecimiento. Los incrementos mensuales de talla usados para crecer o encoger los peces fueron obtenidos del modelo de crecimiento de Gompertz de Wild (1986). Finalmente, el número de peces en los intervalos de talla de 1 cm fueron agrupados en 11 intervalos mayores: ≤ 58 cm, 59-69 cm, ..., 136-146 cm, 147-159 cm, y ≥ 160 cm. La proporción de aleta amarilla para cada muestra en estos intervalos fue usada como una de las variables de respuesta multivariables para el análisis de árbol simultáneo.

Se estimaron las tendencias de la CPUE a partir de los datos de captura y esfuerzo de los observadores y de bitácora, siguiendo el método descrito en Lennert-Cody *et al.* (presentado). En primer lugar, se computó la CPUE (captura por día de pesca) nominal de aleta amarilla para cada mes en cada área de 5°, siguiendo el mismo método usado en la evaluación de la población (Maunder *et al.* 2010). Entonces, para cada trimestre-área de 5°, la tendencia temporal (a lo largo de años) de la CPUE nominal fue resumida, usando *splines* de regresión cúbica penalizados (Wood 2006). El vector de los coeficientes estimados de los *splines* para cada trimestre-área de 5° (excluido el coeficiente del término constante) fue usado como la otra variable de respuesta multivariable para el análisis de árbol simultáneo.

4.2. Descripción del método de árbol simultáneo

El árbol de regresión simultáneo fue construido mediante una partición recursiva de la distribución de los datos de frecuencia de talla y los datos de los coeficientes de la tendencia de la CPUE en subgrupos siempre más homogéneos, siguiendo la idea general del análisis clásico de árbol de regresión (Breiman *et al.* 1984). Este método de árbol multivariable usa la latitud de 5° latitud, la longitud de 5°, y el trimestre de pesca como variables predictoras. Para cada partición binaria (‘división’) de los dos conjuntos de datos en subgrupos, la variable predictora que define la división (y su valor específico) fue elegida para maximizar una medida combinada de reducción de “impureza”. Las medidas de impureza usadas fueron diferentes para los dos tipos de datos. La impureza de los vectores de proporciones de frecuencia de talla fue medida usando la divergencia Kullback-Leibler. La impureza de los vectores de los coeficientes de las tendencias de la CPUE fue medida con una versión modificada de la función clásica de pérdida de error cuadrado.

El árbol de regresión simultáneo que se construye con este método refleja el acuerdo entre las divisiones

competidoras que son comunes para ambos tipos de datos. En general, al construir un árbol de regresión, hay valores de variables divididas que no son seleccionados en cada paso que podrían ser casi igual de útiles (divisiones ‘competidoras’). En cada paso el procedimiento de árbol simultáneo identifica divisiones competidoras en cada conjunto de datos que son comunes entre los dos conjuntos de datos.

4.3. Resultados

En la Figura 1c se ilustra la estratificación espacial que resultó de la aplicación del método de árbol de regresión simultáneo a los datos de aleta amarilla. Las ramas principales del árbol simultáneo fueron particiones espaciales de los datos, lo cual sugiere que, en general, la estructura espacial podría ser más importante en estos datos que la estructura temporal (trimestral). El árbol simultáneo divide el OPO en dos áreas, al norte y al sur de 5°N; además, la primera es dividida latitudinalmente en 20°N, y la segunda longitudinalmente en 95°O en áreas costera y de altura. Las áreas de árbol simultáneo (Figura 1c) muestran similitudes con las áreas actuales de evaluación de poblaciones (Figura 1b), que incluyen una partición norte-sur del OPO entre 0° y 5°N y una partición costera-alta mar de la región del sur en 80°-85°O. Además, la estratificación espacial que se hubiera obtenido si se usaran los datos de frecuencia de talla solamente en un análisis de árbol multivariable (Figura 1e) tiene una estructura muy similar a las tres áreas actuales de evaluación de poblaciones usadas para el aleta amarilla (Figura 1b).

5. ANÁLISIS PRELIMINAR DE LA POSESTRATIFICACIÓN

5.1. Estratificaciones espaciales y temporales consideradas

En el presente análisis preliminar se consideraron cuatro estratificaciones espaciales y dos estratificaciones temporales. La primera estratificación espacial es la estratificación de tres áreas usada actualmente para la evaluación de las poblaciones (Aires-da-silva y Maunder, 2012a) (“áreas de evaluación de poblaciones”; Figura 1b); la segunda es la estratificación de cuatro áreas por árbol simultáneo descrita en la Sección 4 (“áreas de árbol”; Figura 1c); la tercera es la estratificación de 13 áreas usada para la toma de datos de muestreo en puerto (“áreas de muestra”; Figura 1a); y la cuarta una combinación de las áreas del análisis de árbol simultáneo y las del muestreo en puerto (“áreas de muestra-árbol”; Figura 1d). Las dos estratificaciones temporales son mes y trimestre.

5.2. Métodos de análisis

Se ajustaron dos tipos de modelo a los datos de muestreo en puerto para evaluar la capacidad explicativa de combinaciones de estratos espaciales y temporales. Los datos de muestra de 2000-2011 de peso promedio y los conteos por especie usados en estos análisis son componentes usados para evaluar g (es decir, forman la base de \bar{w} y f de la ecuación 1).

En el caso del peso promedio, se evaluaron varios niveles de complejidad espacial y temporal con los modelos lineales siguientes:

- i) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{constante general} + \text{efecto del área de evaluación de poblaciones} + \text{error}$
- ii) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{constante general} + \text{efecto del área de árbol} + \text{error}$
- iii) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{constante general} + \text{efecto del área de muestreo} + \text{error}$
- iv) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{constante general} + \text{efecto del área de muestra-árbol} + \text{error}$
- v) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{constante general} + \text{efecto de mes} + \text{error}$
- vi) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{constante general} + \text{efecto de mes} + \text{efecto del área de evaluación de poblaciones} + \text{error}$
- vii) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{constante general} + \text{efecto de mes} * \text{efecto del área de evaluación de poblaciones} + \text{error}$
- viii) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{constante general} + \text{efecto de trimestre} * \text{efecto del área de evaluación de poblaciones}$

+ error

La transformación de raíz cuadrada (“*sqr*”) fue usada para mejorar el supuesto de normalidad de los datos para la j -ésima muestra (mediante inspección de gráficas de cuantil-cuantil). “*” señala un modelo con efecto principal e interacciones de primer orden; “efecto del área de evaluación de poblaciones” se refiere a las áreas ilustradas en la Figura 1b; “efecto del área de árbol” se refiere a las áreas ilustradas en la Figura 1c; “efecto del área de muestra” se refiere a las áreas ilustradas en la Figura 1a; “efecto del área de muestra-árbol” se refiere a las áreas ilustradas en la Figura 1d. Cada modelo fue ajustado por separado a los datos de cada año, con ponderaciones iguales a las cantidades totales de captura en bodegas individuales, para ser consistente con la ponderación del estimador de razón (ecuación 1). Se evaluaron las interacciones de tiempo-área para la estratificación espacial de evaluación de poblaciones solamente, debido a la escasez de los datos con un escalón temporal de un mes (aún con solamente tres áreas, algunas combinaciones de mes-área no incluyeron datos de muestra). El Criterio de Información de Akaike (AIC; Burnham y Anderson 2002) fue computado para cada modelo, y la diferencia entre el AIC de cada modelo y el modelo con el AIC más bajo ($\Delta AIC = AIC - AIC_{\min}$, Burnham y Anderson 2002) fue usada para comparar los modelos. Los modelos que funcionaron de forma similar al modelo con el AIC más bajo tienen un valor de ΔAIC bajo (~ 2 o menos), mientras que aquellos que funcionaron comparativamente mal tienen un valor de ΔAIC alto ($\sim > 10$). Además, en el caso de los modelos (i)-(iv), se calculó también el R^2 ajustado.

Se realizó el mismo tipo de evaluación para la composición por especie mediante el ajuste de un modelo de regresión logística a los conteos de las muestras de aleta amarilla y barrilete. En el presente análisis se limitaron los datos a muestras de bodegas cuyas capturas no fueron clasificadas por especie y/o categorías de peso durante la descarga (aunque en análisis futuros posiblemente se intente incluir los datos de este tipo de muestra). Se usó una respuesta binomial, en lugar de una respuesta multinomial, porque no figuró atún patudo en estos datos de muestreo. Solamente un 15% de las bodegas muestreadas contenían barrilete. Como resultado, las fracciones de muestras de especies (f) fueron en su mayoría cercanas a 1 (aleta amarilla) o 0 (barrilete), lo cual complica el modelado de estos datos con técnicas estándar. Por este motivo, en este análisis preliminar, solamente los modelos espaciales siguientes fueron ajustados a los datos de conteo de especies:

- i) $\log(r_j/[1-r_j]) = \text{constante general} + \text{efecto del área de evaluación de poblaciones}$
- ii) $\log(r_j/[1-r_j]) = \text{constante general} + \text{efecto del área de árbol}$
- iii) $\log(r_j/[1-r_j]) = \text{constante general} + \text{efecto del área de muestreo}$
- iv) $\log(r_j/[1-r_j]) = \text{constante general} + \text{efecto del área de muestra-árbol}$

donde r_j es la probabilidad que un pez sacado de la j -ésima bodega sea un barrilete. Al igual que con los modelos de peso promedio, estos modelos lineales generalizados fueron ajustados con ponderaciones igual a las cantidades de captura por bodega individual.

5.3. Resultados y discusión

En las Tablas 1 y 2 se presentan los resultados del ajuste de los modelos lineales al peso promedio del aleta amarilla. Estos resultados preliminares pueden ser resumidos como sigue:

- 1) Para la mayoría de los años, la estructura espacial parece dominar la estructura temporal. El ΔAIC para los modelos con mes solamente fueron generalmente más altos que aquel de los modelos con estratos espaciales solamente, y los modelos con una estratificación espacial más fina tenían a menudo ΔAIC más bajos que los modelos con una estratificación espacial más gruesa e interacciones de mes (trimestre). Estos modelos no son, por supuesto, exhaustivos en términos de combinaciones de efectos espaciales y temporales.
- 2) Durante siete de los 12 años (2004-2010), hubo poca diferencia en el funcionamiento ($\Delta AIC < 3$) de la estratificación por área de muestreo (modelo (iii)) y de la estratificación por área de muestra-árbol

(modelo (iv)), y en solamente dos años (2002-2003) funcionó claramente mejor la estratificación de área de muestra-árbol que la estratificación de área de muestra ($\Delta AIC \gg 10$). (Los valores de R^2 ajustados fueron muy similares para los dos tipos de modelo en todos los años). No obstante, parece haber una estructura espacial de mayor significado estadístico en los datos de peso promedio que la que fue capturada por las tres áreas de evaluación de poblaciones o las cuatro áreas de árbol, lo cual indica que, con respecto a la estimación de la captura total, podría ser útil una mayor subdivisión de estas áreas.

- 3) En términos de R^2 ajustado, en muchos años una u otra de las estratificaciones del modelo de evaluación de poblaciones (modelo (i)) y del modelo de árbol (modelo (ii)) funcionó bastante bien comparada con la estratificación por área de muestreo (modelo (iii)). Esto sugiere que, si se añaden unas subáreas a las estratificaciones espaciales de la evaluación de poblaciones o de árbol, se puede explicar niveles similares de variabilidad sin la complicación de crear estratos tan pequeños que es probable que no contengan ningún dato de muestreo.

Los resultados generales de los modelos de regresión logísticos de conteos de especies fueron similares a aquellos de los modelos lineales de peso promedio, y no se presentan aquí. No obstante, hubo más variabilidad interanual, y en un año, los modelos logísticos (iii)-(iv) no convergieron correctamente. Esto parece deberse a una inestabilidad del modelo causada por la predominancia de muestras de aleta amarilla en lances sobre delfines. Un algoritmo de clasificación para la presencia/ausencia de barrilete en la muestra, ajustado a los datos de todos los años combinados, pero con año como predictor adicional (además de 5° latitud, 5° longitud, y mes), señaló una reducción de sólo 5% en el error de predicción de las áreas de evaluación de poblaciones comparado con las áreas de árbol o muestreo, cuando se equilibran los costos relativos de los dos tipos de error de clasificación equivocada. Esto sugiero que los resultados de la regresión logística podrían ser indeseablemente sensibles a fracciones de especies asimétricas, y que son necesarias otras técnicas de análisis.

En resumen, estos resultados preliminares sugieren que un estimador con el nivel de detalle espacial de la ecuación (2) podría no ser necesario, pero que un estimador de la forma de la ecuación (3) podría no ser adecuada porque queda por explicar la variabilidad espacial en los componentes de g más allá del nivel de las áreas de evaluación de poblaciones o de árbol. El trabajo futuro decidirá una modificación de la ecuación (2) que sea práctica (menos subáreas) pero que capture más variabilidad en los datos que la ecuación (3).

En el modelo lineal, los análisis del efecto del crecimiento de los peces sobre el peso promedio no fueron considerados cuando se usó trimestre como predictor (véase distribuciones de frecuencia de talla del análisis de árbol simultáneo). Los análisis futuros pueden tomar en consideración el crecimiento de los peces mediante una repetición de los análisis del peso promedio de peces previamente ‘crecidos’ o ‘encogidos’ a un punto común del año o del trimestre.

6. TRABAJO FUTURO

Se emprenderán los análisis siguientes de los lances sobre delfines durante 2000-2011 en preparación para la revisión externa en octubre de 2012:

- 1) Se realizará un análisis de sensibilidad de los resultados del árbol de regresión simultánea, a fin de explorar y priorizar otros candidatos de estratificaciones de evaluación de poblaciones producidos por ese método. Este análisis de sensibilidad incluirá una evaluación del efecto de la variabilidad interanual sobre los resultados de la estratificación.
- 2) Se realizará un análisis de sub-estratificaciones (por área, período de tiempo) *dentro de* cada candidato de área de evaluación de poblaciones (de (1) u otra parte) con los datos de muestreo en puerto. Se realizarán varios tipos de análisis a fin de obtener orientaciones con respecto a una sub-estratificación espaciotemporal. Se realizarán análisis de árbol de regresión del peso promedio de las muestras, ponderado por la captura total en la bodega, dentro de cada área mayor. Estos tipos de análisis podrían

no resultar prácticas en el caso del barrilete en todas las áreas de evaluación, debido al bajo nivel de presencia de barrilete en los lances sobre delfines. Por lo tanto, los resultados del árbol de regresión serán comparados con los resultados de algoritmos de clasificación aplicados a datos sobre la presencia/ausencia de barrilete en las muestras. Las variables dependientes usadas en estos análisis serán 5° latitud y longitud, y mes (trimestre) de pesca. Estos análisis serán realizados con los datos de todos los años, combinados y por separado por año.

- 3) Se espera que los resultados de (2) produzcan candidatos de sub-estratos dentro de áreas de evaluación de poblaciones con definiciones de límites irregulares. Usando regresiones múltiples (o modelos lineales generalizados), los sub-estratos irregulares de (2) serán comparadas con definiciones de sub-estratos similares pero regularizados, así como también con regularizaciones derivadas de colapsar las áreas y/o meses de muestreo en cada área de evaluación de poblaciones. Además, si los sub-estratos de (2) no incluyen un aspecto temporal, estas técnicas pueden ser usadas para evaluar sub-estratos con un escalón de tiempo trimestral forzado (por ejemplo, para que sea consistente con el modelado de evaluación de poblaciones). Los distintos sub-estratos de los modelos lineal y lineal generalizado serán comparados dentro de cada área de evaluación de poblaciones con ponderaciones de AIC, estadísticas diseñadas específicamente para comparaciones de modelos no anidados (por ejemplo, Vuong 1989; Clarke 2007) y validación cruzada. Se usarán los resultados de (2) y (3) para seleccionar un número limitado de sub-estratos dentro de cada área de evaluación de poblaciones.
- 4) Con base en los resultados de los pasos (1) a (3), se desarrollarán reglas de sustitución de vecino más cercano, para usar en la estimación de la composición por especies en la captura en el caso de sub-estratos con captura pero sin datos de muestreo en un año particular.
- 5) Se estimará la captura total por especie, usando la ‘mejor’ estratificación y varias alternativas de (3) a fin de investigar la magnitud de los efectos de sub-estratificación sobre la estimación de la composición por especies de la captura. Se compararán las estimaciones con las estimaciones de captura total derivadas de la estratificación actual (13 áreas de muestreo x 12 meses).

Se computarán estimaciones aproximadas de la varianza de la captura total con un procedimiento *bootstrap* de ‘media muestra’ (Efron 1982), para las alternativas identificadas por (3), así como para la estratificación actual. Se realizará el remuestreo a partir de las distribuciones empíricas de la talla y la composición por especies, en lugar de aplicar *bootstrap* paramétricos. Este procedimiento no incluye un factor finito de corrección de población. No obstante, dado que el nivel anual estimado de cobertura de muestreo de la captura durante 2000-2010 fue aproximadamente 8% (computado como la suma de la captura en las bodegas muestreadas dividida por la captura total de la pesquería), esto probablemente no es crítico. No obstante, si el tiempo lo permite se explorarán otros procedimientos de estimación de la varianza (por ejemplo, procedimientos de remuestreo para estudios de datos que incluyen un factor finito de corrección de población; por ejemplo, Sitter 1992).

RECONOCIMIENTOS

Agradecemos a Joydelee Marrow y Nickolas Vogel su ayuda con las bases de datos.

REFERENCIAS

- Aires-da-Silva, A. y Maunder, M.N. 2010. [Condición de los stocks de atunes y peces picudos en 2008](#). Comisión Interamericana del Atún Tropical, Informe de Evaluación de Stocks 10, páginas 116-228.
- Aires-da-Silva, A. y Maunder, M.N. 2012a. [Condición de los stocks de atunes y peces picudos en 2010](#). Comisión Interamericana del Atún Tropical, Informe de Evaluación de Stocks 12, páginas 3-110.
- Aires-da-Silva, A. y Maunder, M.N. 2012b. [Condición de los stocks de atunes y peces picudos en 2010](#). Comisión Interamericana del Atún, Informe de Evaluación de Stocks 12, páginas 111-122.
- Breiman, L., Friedman, J.H., Olshen, R.A., Stone, C.J. 1984. *Classification and Regression Trees*. Chapman & Hall/CRC. 358 pp.

- Burnham, K.P. y Anderson, D.R. 2002. *Model Selection and Multimodel Inference*. Springer.
- Clarke, K.A. 2007. A simple distribution-free test for nonnested hypotheses. *Political Analysis* 15:3.
- Efron, B. 1982. *The Jackknife, the Bootstrap and Other Resampling Plans*. Society for Industrial and Applied Mathematics.
- Holt, D. y Smith, T.M.F. 1979. Post stratification. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A* 142, Part 1: 33-46.
- Lennert-Cody, C.E., Maunder, M.N., Aires-da-Silva, A., Minami, M. Presentado. A simultaneous multivariate regression tree approach to defining population spatial units using frequencies of individual characteristics and times series of abundance. *Fisheries Research*, March 2012.
- Lennert-Cody, C.E., Maunder, M.N., Tomlinson, P.K., Aires-da-Silva, A., Pérez, A., McCracken, M. 2011. Poststratified estimators of total catch for the purse-seine fishery port-sampling data. Documento SAC-02-10 presentado en la Segunda Reunión ed at the 2nd Scientific Advisory Meeting of the Comisión Interamericana del Atún Tropical, 9-12 May, 2012, La Jolla, CA ,USA.
- Lennert-Cody, C.E., Minami, M., Tomlinson, P.K., Maunder, M.N. 2010. Exploratory analysis of spatial-temporal patterns in length-frequency data: an example of distributional regression trees. *Fisheries Research* 102: 323-326.
- Maunder, M.N., Lennert-Cody, C.E., Aires-da-Silva, A., Bayliff, W.H., Tomlinson, P.K., and Schaefer, K.M. 2010. Summary of data available for bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean and its use in stock assessment. Document BET-01-07. External Review of IATTC Bigeye Tuna Assessment, 3-7 May, 2010, La Jolla, California, U.S.A.
- Sitter, R.R. 1992. A resampling procedure for complex survey data. *Journal of the American Statistical Association* 87: 755-765.
- Suter, J.M. 2010. An evaluation of the area stratification used for sampling tunas in the eastern Pacific Ocean and implications for estimating total annual catches. Comisión Interamericana del Atún Tropical Special Report 18.
- Thompson, S.K. 1992. *Sampling*. Wiley.
- Tomlinson, P.K. 2004. [Muestreo de la composición por especie y distribución de frecuencia de talla de la captura de atún del Océano Pacífico oriental](#). Comisión Interamericana del Atún Tropical Stock Assessment Report 4, páginas 311-333.
- Valliant, R. 1993. Poststratification and conditional variance estimation. *Journal of the American Statistical Association* 88: 89-96.
- Vuong, Q. 1989. Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses. *Econometrica* 57: 307-334.
- Watters, G.M. 1999. Geographical distributions of effort and catches of tunas by purse-seine vessels in the eastern Pacific Ocean during 1965-1998. IATTC Data Report 10.
- Wild, A. 1986. Crecimiento del atún aleta amarilla, *Thunnus albacares*, en el Océano Pacífico oriental, basada en los incrementos de los otolitos Comisión Interamericana del Atún Tropical Bulletin 18, 421-482.
- Wood, S.N. 2006. *Generalized Additive Models: An Introduction with R*. Chapman and Hall/CRC. 391 pp.

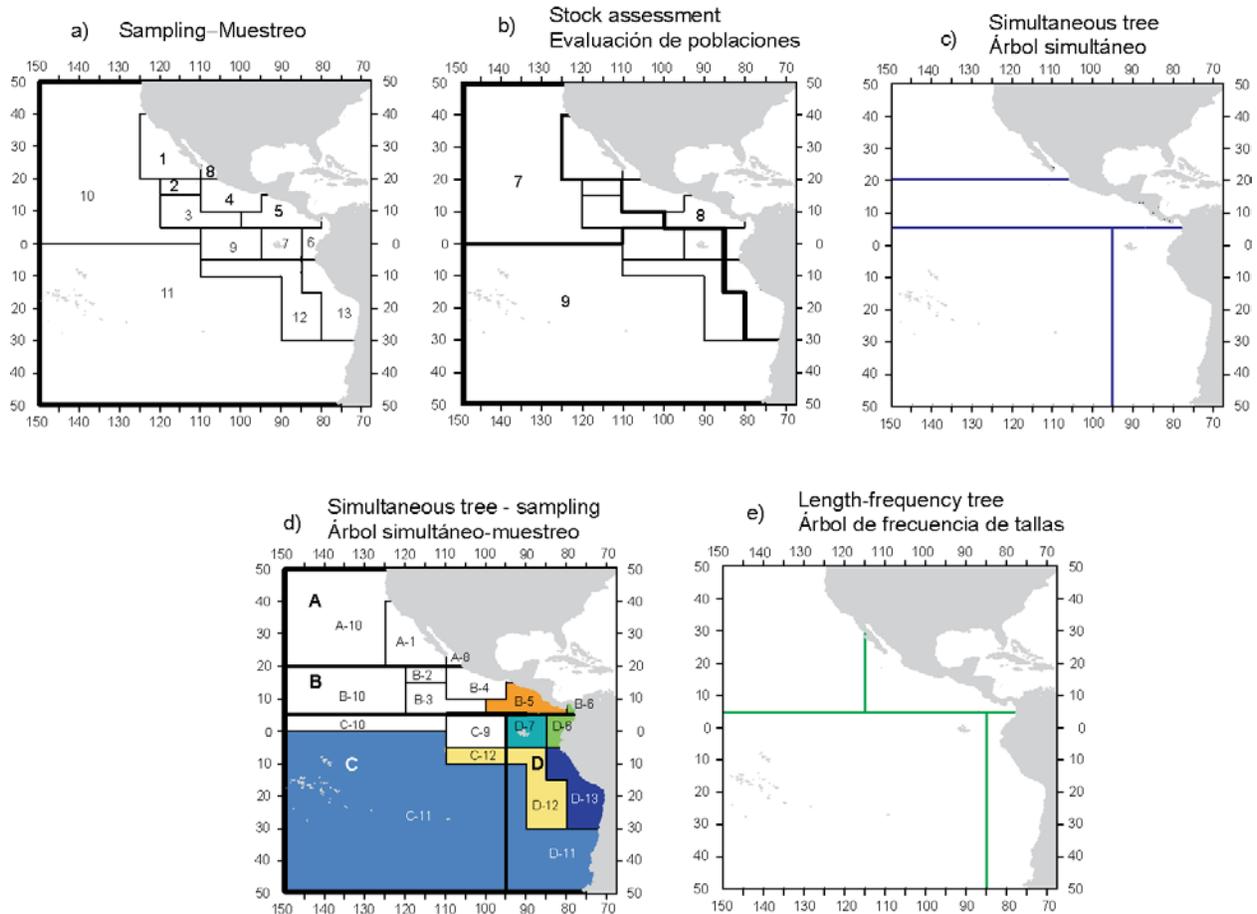


FIGURE 1. a) Sampling areas (Tomlinson 2004) (areas of spatial model (iii) of Section 5); b) stock assessment areas for yellowfin tuna in dolphin sets (thick black lines; Aires-da-Silva and Maunder 2012a) (areas of spatial model (i) of Section 5); c) stratification obtained from the simultaneous tree analysis (areas of spatial model (ii) of Section 5); d) the areas of (c) further divided by the sampling areas (a) (the sampling areas that are partially or totally contained in poststratum D are colored to illustrate sampling areas that cross poststratum boundaries) (areas of spatial model (iv) of Section 5); and e) the four-area spatial stratification obtained from a multivariate regression tree analysis of only the length-frequency data.

FIGURA 1. a) Áreas de muestreo (Tomlinson 2004) (áreas del modelo espacial (iii) de la sección 5); b) áreas de evaluación de la población de atún aleta amarilla en lances sobre delfines (líneas negras gruesas; Aires-da-Silva y Maunder 2012a) (áreas del modelo espacial (i) de la sección 5); c) estratificación obtenida del análisis de árbol simultáneo (áreas del modelo espacial (ii) de la sección 5); d) las áreas de (c) divididas por las áreas de muestreo (a) (se colorean las áreas de muestreo incluidas parcial o totalmente en el posestrato D para ilustrar áreas de muestreo que cruzan límites de posestratos) (áreas del modelo espacial (iv) de la sección 5); y e) la estratificación espacial de cuatro áreas obtenida de un análisis de árbol de regresión multivariable de los datos de frecuencia de talla solamente.

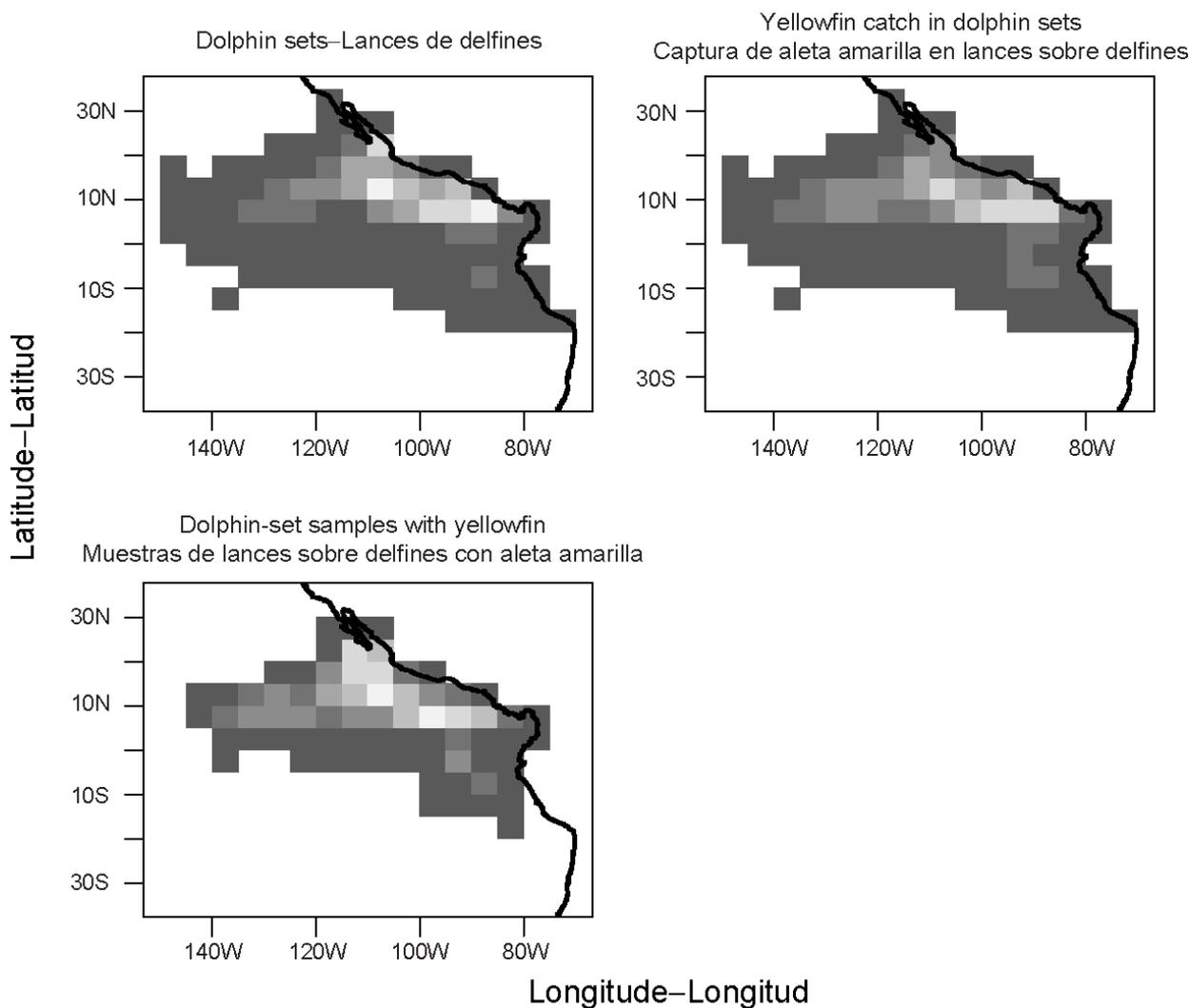


FIGURE 2. Proportions of numbers of dolphin sets, catch of yellowfin tuna in dolphin sets and number of dolphin-set samples with yellowfin, by 5° area (all data pooled over years and months). Grayscale values range from 1% or less (dark gray) to greater than 6% (lightest gray), in increments of 1%.

FIGURA 2. Proporciones del número de lances sobre delfines, captura de atún aleta amarilla en lances sobre delfines, y número de muestras de lances sobre delfines con aleta amarilla, por cuadrángulo de 5° (todos los datos agrupados por años y meses). Los valores en gris van de 1% o menos (gris oscuro) a más de 6% (gris más claro), en incrementos de 1%.

TABLE 1. Adjusted R^2 from the linear model analyses of average weight (Section 5).
TABLA 1. R^2 ajustado de los análisis de modelo lineal del peso promedio (Sección 5).

	Adjusted R^2 — R^2 ajustado											
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Stratification (number of samples) Estratificación (número de muestras)	(215)	(300)	(321)	(225)	(145)	(174)	(122)	(131)	(179)	(248)	(266)	(285)
Stock assessment (model (i)) Modelo de evaluación de poblaciones (modelo (i))	0.37	0.37	0.45	0.61	0.45	0.20	0.23	0.51	0.20	0.24	0.25	0.12
Tree (model (ii)) Árbol (modelo (ii))	0.23	0.33	0.49	0.55	0.41	0.38	0.30	0.25	0.23	0.43	0.21	0.26
Sample (model (iii)) Muestra (modelo (iii))	0.50	0.42	0.50	0.70	0.56	0.52	0.34	0.60	0.34	0.58	0.38	0.35
Sample-tree (model (iv)) Muestra-árbol (modelo (iv))	0.50	0.43	0.54	0.74	0.57	0.53	0.36	0.60	0.35	0.58	0.38	0.37

TABLA 2. Δ AIC de los análisis de modelo lineal del peso promedio (Sección 5).

	Δ AIC		Δ AIC
2000		2006	
Evaluación de poblaciones (modelo (i))	46	Evaluación de poblaciones (modelo (i))	12
Árbol (modelo (ii))	90	Árbol (modelo (ii))	1
Muestra (modelo (iii))	6	Muestra (modelo (iii))	1
Muestra-árbol (modelo (iv))	6	Muestra-árbol (modelo (iv))	0
Mes (modelo (v))	125	Mes (modelo (v))	36
Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	30	Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	7
Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	0	Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	4
Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	21	Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	7
2001		2007	
Evaluación de poblaciones (modelo (i))	45	Evaluación de poblaciones (modelo (i))	18
Árbol (modelo (ii))	65	Árbol (modelo (ii))	75
Muestra (modelo (iii))	33	Muestra (modelo (iii))	0
Muestra-árbol (modelo (iv))	27	Muestra-árbol (modelo (iv))	0
Mes (modelo (v))	166	Mes (modelo (v))	95
Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	10	Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	22
Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	0	Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	16
Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	9	Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	19
2002		2008	
Evaluación de poblaciones (modelo (i))	49	Evaluación de poblaciones (modelo (i))	27
Árbol (modelo (ii))	28	Árbol (modelo (ii))	23
Muestra (modelo (iii))	27	Muestra (modelo (iii))	2
Muestra-árbol (modelo (iv))	0	Muestra-árbol (modelo (iv))	0
Mes (modelo (v))	211	Mes (modelo (v))	69
Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	45	Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	32
Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	33	Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	1
Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	25	Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	19
2003		2009	
Evaluación de poblaciones (modelo (i))	78	Evaluación de poblaciones (modelo (i))	140
Árbol (modelo (ii))	109	Árbol (modelo (ii))	70
Muestra (modelo (iii))	32	Muestra (modelo (iii))	0
Muestra-árbol (modelo (iv))	0	Muestra-árbol (modelo (iv))	2
Mes (modelo (v))	280	Mes (modelo (v))	204
Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	79	Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	130
Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	51	Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	128
Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	72	Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	119
2004		2010	
Evaluación de poblaciones (modelo (i))	26	Evaluación de poblaciones (modelo (i))	42
Árbol (modelo (ii))	38	Árbol (modelo (ii))	59
Muestra (modelo (iii))	1	Muestra (modelo (iii))	0
Muestra-árbol (modelo (iv))	0	Muestra-árbol (modelo (iv))	0
Mes (modelo (v))	123	Mes (modelo (v))	117
Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	43	Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	31
Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	42	Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	17
Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	32	Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	36
2005		2011	
Evaluación de poblaciones (modelo (i))	85	Evaluación de poblaciones (modelo (i))	88
Árbol (modelo (ii))	40	Árbol (modelo (ii))	40
Muestra (modelo (iii))	3	Muestra (modelo (iii))	9
Muestra-árbol (modelo (iv))	0	Muestra-árbol (modelo (iv))	0
Mes (modelo (v))	95	Mes (modelo (v))	81
Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	68	Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	57
Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	80	Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	51
Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	63	Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	80