

Document downloaded from:

<http://hdl.handle.net/10251/52171>

This paper must be cited as:

Cort, J.L.; Estruch Fuster, V.D.; Neves Dos Santos, M.; Di Natale, A.; Abid, N.; De La Serna, J.M. (2015). On the Variability of the Length Weight Relationship for Atlantic Bluefin Tuna, *Thunnus thynnus* (L.). *Reviews in Fisheries Science & Aquaculture*. 23(1):23-38.
doi:10.1080/23308249.2015.1008625.



The final publication is available at

<http://dx.doi.org/10.1080/23308249.2015.1008625>

Copyright Taylor & Francis (Routledge): STM, Behavioural Science and Public Health Title

Una relación talla-peso estacional para el atún rojo, *Thunnus thynnus* (L.), del Atlántico oriental y Mediterráneo

José L. Cort¹, Vicente D. Estruch², Antonio Di Natale³, Noureddine Abid⁴ and José M. de la Serna⁵

RESUMEN

Los distintos estados de engorde del atún rojo atlántico (ABFT), *Thunnus thynnus* (L.), a lo largo del año hacen que sea prácticamente imposible que una única relación talla-peso represente todas las fases del ciclo biológico anual de esta especie.

Se presenta una relación talla-peso para el ABFT del Atlántico oriental y mar Mediterráneo ($RW= 0.0000192 SFL^{3.008364}$; *Ec 1*) basada en muestras de ABFTs reproductores, con un valor medio del índice $K= 2.04 \pm 0.21$, recogidas en las almadras atlánticas de Marruecos y España del estrecho de Gibraltar, durante los meses de abril y mayo (1997 y 2001-2013), y un conjunto de muestras de peces juveniles de ICCAT-GBYP ($N_{total}=673$). El modelo resultante (*Ec 1*), junto con el modelo utilizado en la evaluación del *stock* oriental ($RW= 0.000019607 SFL^{3.0092}$; *Ec 2*) y una nueva propuesta ($RW= 0.0000315551 SFL^{2.898454}$; *EAST*), se analizan utilizando una muestra bivalente (*SFL* (cm), *RW* (kg)) de 474 pares de datos. El objetivo es validar los modelos y establecer cual(es) se aproxima/an de forma más ajustada a la realidad representada por la muestra y, por lo tanto, cual(es) es/son los modelo(s) que con mayor poder descriptivo y predictivo. El resultado del análisis indica que el modelo *EAST* subestima significativamente el peso de los ABFTs reproductores y que el modelo *Ec 2* lo sobreestima ligeramente, siendo el modelo *Ec 1* el que mejor explica el comportamiento de los datos de la muestra. El resultado del análisis estadístico clásico se confirma mediante la técnica de la regresión cuantil, seleccionado las curvas correspondientes a los cuantiles 5%, 25%, 50%, 75% y 95%. Otros indicadores permiten también concluir que el modelo *EAST* subestima gradualmente el peso de los ABFTs reproductores (de 2-3 m) entre 8-12 %, y no cumple con el criterio de que para $RW= 725$ kg (W_{max}), $SFL= 319.93 \pm 11.3$ cm (L_{max}).

PALABRAS CLAVE

Atún rojo, *Thunnus thynnus*, relación talla-peso, regresión cuantil

¹ Instituto Español de Oceanografía, C. O. de Santander, Spain (jose.cort@st.ieo.es)

² Instituto de Investigación para la Gestión Integrada de Zonas Costeras (IGIC), Universitat Politècnica de Valencia, Spain

³ ICCAT, GBYP, Madrid, Spain

⁴ Institut National de Recherche Halieutique, Tanger, Morocco

⁵ Instituto Español de Oceanografía, C. O. de Málaga, Spain

1. INTRODUCCIÓN

La importancia histórica y socio-económica del ABFT, su amplia distribución geográfica y la variabilidad estacional de su presencia en numerosas áreas, así como la repercusión que sobre los *stocks* ha ocasionado la pesca excesiva, sobre todo en la segunda mitad del siglo XX (ICCAT, 2010a), son el motivo de que exista una ingente cantidad de estudios científicos sobre esta especie, muchos de los cuales se resumen o citan en las sinopsis de Tiews (1963); Mather et al. (1995); Rooker et al. (2007); e ICCAT (2010b). En este contexto, los estudios realizados sobre relaciones talla-peso son muy numerosos, muchos de ellos están citados en Cort et al. (2013); sin embargo, y debido a la gran variabilidad de tamaños de los ABFTs capturados en distintas áreas (ICCAT, 2010a, b), sus distintos estados de engorde (factor *K*), según los meses en que son capturados, se hace prácticamente imposible que una única relación talla-peso represente todas las fases del ciclo biológico anual de esta especie.

La evaluación de los recursos del ABFT que se lleva a cabo en el seno del SCRS de la ICCAT sigue la designación de dos *stocks* separados y se aplican dos distintas relaciones talla-peso para cada uno de ellos; ecuación 1 (Parrack and Phares, 1979), para el *stock* occidental, y ecuación 2 (Arena, sin publicar) para el *stock* oriental, en ICCAT (2010b).

$$RW= 0.0000152 SFL^{3.0531} \quad (1)$$

$$RW= 0.000019607 SFL^{3.0092} \quad (2)$$

$$RW= 0.0000159137 SFL^{3.020584} \quad (3)$$

$$RW= 0.0000315551 SFL^{2.898454} \quad (4)$$

Las ecuaciones (1) y (2) han sido cuestionadas en los últimos tiempos, razón por la cual se han propuesto al SCRS varias ecuaciones nuevas (3) y (4), que son adaptaciones de las publicadas por Rodríguez-Marín et al. (2013, 2014), de las cuales en el presente estudio analizamos la (4) por tratarse de una nueva propuesta para ser aplicada al ABFT del Atlántico oriental y Mediterráneo.

La obtención de una nueva relación talla-peso para el ABFT del *stock* oriental se basa en la recomendación 13-07, párrafo 88 (ICCAT, 2014), cuyo fin es disponer de metodologías viables para determinar tanto el número (estimado por cámaras estereoscópicas) como el peso de los ABFTs que son introducidos en las jaulas de transporte durante las operaciones de pesca con red de cerco en el Mediterráneo.

Al término del estudio analizamos el ajuste de los modelos que son motivo de discusión bajo distintos escenarios.

Tomando como base lo anteriormente expuesto, los objetivos específicos que se establecen para el presente estudio son:

- i) Proponer un modelo de talla-peso que se aplicaría al ABFT del Atlántico oriental, Mediterráneo occidental y central durante todos los meses del año excepto para los peces reproductores durante la época después de la puesta (julio y agosto),
- ii) Comparar los valores del modelo propuesto con otros existentes para establecer qué modelos/s representan mejor la realidad representada por la muestra y, por tanto, tendrán mayor poder descriptivo y predictivo, y

iii) Comprobar por distintos métodos cómo se adaptan a la biología del crecimiento del ABFT las ecuaciones que se proponen aplicar en el Atlántico oriental y Mediterráneo.

2. MATERIAL Y METODOS

2.1 Muestra utilizada y modelo propuesto

La muestra utilizada y el modelo que proponemos están basados en muestras de las almadrabas de Marruecos (Abid et al., 2014 y Base de datos del INRH), almadrabas españolas (Base de datos del IEO), y un número de muestras de la base de datos del Programa ICCAT-GBYP, seleccionadas al azar, que permiten completar las tallas de ABFTs jóvenes de los cuales no disponemos en las dos muestras previamente descritas.

Con el fin de asegurarnos de que las muestras seleccionadas de las almadrabas pertenecen a ABFTs en fase reproductiva, hemos seleccionado sólo peces capturados en los meses de abril y mayo, algo que confirman los estudios de Rodríguez-Roda (1964, 1967) y Medina et al. (2002). En los dos casos (almadrabas de Marruecos y de España) el valor medio del factor de condición (K) de las muestras seleccionadas es > 2 , que según Rodríguez-Roda (1964) and Percin and Akyol (2009) *öare fish in the spawning phase*, citado por Cort et al. (2013), p. 193.

La muestra utilizada es la siguiente:

-Almadrabas de Marruecos: $N= 278$; rango de tallas: 153-277 cm; años de muestreo: 1997, 2005, 2010-2013; mes de mayo; $K= 2.05 \pm 0.23$

-Datos de ICCAT-GBYP: $N= 196$; rango de tallas: 19-147 cm.

Al conjunto de estas dos bases de datos ($N= 474$) lo denominaremos en adelante como *MOR+GBYP*.

El modelo propuesto es:

MOR+GBYP + datos de las almadrabas españolas: $N= 199$; rango de tallas: 127-284 cm; años de muestreo: 2001-2012; meses de abril y mayo; $K= 2.02 \pm 0.19$

El conjunto de las tres bases de datos ($N=673$) lo denominaremos en adelante como *ALM+GBYP*.

Modelos (ecuaciones) objeto de análisis:

- Modelo propuesto:

$$RW \text{ (kg)} = 0.0000192 * SFL \text{ (cm)}^3.008364 \text{ (en adelante, Ec 1; ALM+GBYP)}$$

$N= 673$

- Atlántico oriental y Mediterráneo occidental de P. Arena, en ICCAT (2010):

$$RW \text{ (kg)} = 0.000019607 * SFL \text{ (cm)}^3.0092 \text{ (en adelante, Ec 2)}$$

$N= \text{Desconocido}$

- Ecuación EAST BFT de Rodríguez-Marín et al. (2013; 2014) y M. Ortiz (en adelante, *EAST*):

$$RW \text{ (kg)} = 3.15551 \cdot 10^{-5} \cdot SFL \text{ (cm)}^{(2.898454)}$$
N= 74,096

El modelo *EAST* es la última adaptación hecha por los dos autores a los modelos publicados por Rodríguez-Marín et al. (2013, 2014).

2. 2. *Outliers*

Se han eliminado los puntos cuyo valor del factor de condición de Fulton, *K* (Riker, 1975), se encontraba fuera del rango de 1.4 and 2.6, de acuerdo con Cort et al. (2013).

2. 3. *Estudio de validación comparativa. Bondad del ajuste, indicadores posicionales y análisis de los residuos*

Para validar los tres modelos, se han comparado los mismos sobre los datos de una muestra bivalente (*SFL* (cm), *RW* (kg)) de 474 pares de datos (*MOR+GBYP*). El objetivo fundamental ha sido establecer qué modelo(s) representa/an mejor la realidad representada por la muestra y determinar aquellos que presentan mayor poder descriptivo y predictivo. Obviamente, el valor predictivo real de los modelos dependerá directamente de la representatividad de la muestra respecto de la realidad global, es decir de la población, que se pretende modelar.

Tal y como se ha comentado anteriormente, para la validación de los modelos se ha recurrido a la muestra *MOR+GBYP*, sobre la cual se ha realizado el cálculo de diversos indicadores y estimadores estadísticos, estableciendo en todos los casos que lo han requerido un nivel de confianza del 95%. Para una mejor y más clara interpretación de los resultados, en las tablas se han utilizado para los modelos una coloración progresiva de izquierda a derecha (desde verde a rojo) que indicaría desde el mejor modelo (verde) hasta el peor (rojo).



En primer lugar, se han calculado algunos indicadores descriptivos que tienen en cuenta la distancia de los valores reales a los valores estimados por los modelos, sin tener en cuenta si el modelo sobreestima o subestima los valores de peso: Coeficiente de determinación (R^2), error absoluto medio, error estándar del error absoluto, error relativo medio y error estándar del error relativo. Además, se han calculado los intervalos de confianza al 95% para el error absoluto medio y para el error relativo medio, intervalos que constituyen estadísticos robustos para estimar los valores descritos. Por otra parte, para un modelo válido a nivel predictivo, debería cumplirse que los datos reales de peso se distribuyen a ambos lados de la curva de forma que, aproximadamente, el 50% de los datos deben quedar por encima de la curva y el otro 50% por debajo de la misma. A esta propiedad la denominaremos, de ahora en adelante, propiedad de equi-distribución. La propiedad de equi-distribución se ha valorado calculando para cada ecuación los porcentajes de datos reales de peso que quedan por debajo y por encima de la curva y mediante intervalos de confianza (al 95%) para dichas proporciones. Un buen comportamiento del modelo conllevaría que los intervalos de confianza contengan la proporción 50%. Por último se ha realizado un análisis de los residuos para cada modelo. Los residuos son los valores que se

obtienen al calcular la diferencia entre el valor real del peso y el valor estimado por el modelo, teniendo en cuenta el signo (la diferencia puede ser positiva o negativa). Un buen ajuste del modelo a los datos debe dar lugar a valores de los residuos con media aproximadamente igual a cero y desviación estándar no demasiado grande. Por lo tanto, en un buen modelo predictivo, el intervalo de confianza (al 95%) para la media de los residuos debe contener el 0 y la amplitud de dicho intervalo será pequeña.

2. 4. Regresión cuantíl

Con el fin de obtener un análisis más completo y robusto de la relación entre las variables talla y peso, y además obtener una idea aproximada de la evolución de la distribución del peso a medida que consideramos tallas más grandes, se ha recurrido a la regresión cuantíl (Koenker, 1978; 2005) considerando los datos de la muestra (*MOR+GBYP*).

Teniendo en cuenta el modelo $RW = a * SFL^b$ se han obtenido las distintas curvas correspondientes a los cuantiles 5%, 25%, 50%, 75% y 95% seleccionados previamente (C5, C25, C150, C75, C95, respectivamente). Dicha selección se ha establecido para aclarar el comportamiento de los valores centrales (C25, C50, C75), y el de los valores extremos (C5, C95). Para el cálculo de las curvas se ha utilizado *quantreg procedure available in package R* (Koenker, 2008)

Las curvas que se obtienen mediante regresión cuantíl ofrecen una idea más precisa y ajustada a la realidad de la forma en que evoluciona la nube de puntos frente a la regresión simple por mínimos cuadrados, que sólo ofrece una idea de cómo evoluciona el valor promedio del peso al ir considerando tallas más grandes. Además, la regresión simple es mucho más sensible a valores extremos que la regresión cuantíl, lo cual explica que la regresión cuantíl sea especialmente útil ante la presencia de valores atípicos, heteroscedasticidad o cambio estructural.

2. 5. Ajuste de las ecuaciones Ec 1 y East a muestras determinadas y a la ecuación de crecimiento del stock oriental. La isometría del ABFT

La sobreestimación o subestimación que pueden producir los modelos *Ec 1* y *EAST* se ha calculado a partir del análisis de los residuos aplicando cada uno de los modelos. El estudio está basado en los trabajos de De Matrio et al. (1995), Rodríguez-Roda (1967), y las muestras de las almadrabas utilizadas en el presente estudio; en todos los casos se utilizan muestras de ABFTs en fase reproductiva (meses de abril, mayo y junio).

El mismo ejercicio se ha hecho utilizando la ecuación de crecimiento del *stock* oriental, $L_t = 318.85 [1 - e^{-0.093(t+0.97)}]$ (Cort, 1991; 2014), en peso.

De acuerdo con Gulland (1971; p. 44), si el peso fuese proporcional a la potencia n de la longitud, entonces la ecuación de crecimiento sería:

$$W_t = W_0 [1 - e^{-k(\frac{t}{L_0})^n}]$$

donde:

W_t = Tamaño (peso, en kg) del animal en el tiempo t (años)

W_{∞} = Máximo valor asintótico medio (peso)

k = tasa de crecimiento (anual⁻¹)

t_0 = Edad teórica (años) en el cual $W=0$

La estimación de W_{∞} se realizó aplicando las ecuaciones *EAST* y *Ec 1*. Asimismo, se ha estimado el tamaño (en cm) de un grupo de edades (5, 10, 15, 20, 25 y 30 años) y su correspondiente valor en peso (kg) aplicando los modelos *Ec 1* y *EAST*.

Dado que se considera a $RW = a * SFL^b$ la ecuación que establece la relación del peso y la longitud del ABFT, y que el crecimiento isométrico se produce cuando el pez al crecer mantiene la forma (siendo $b=3$, según Granado Lorenzo, 2002), hemos establecido una comparación de los modelos *Ec 1* y *EAST*, bajo el punto de vista de la isometría, basado en un reciente estudio (Addis et al., 2014) que trata de las variaciones morfológicas del ABFT de las almadrabas de Cerdeña y del golfo de Vizcaya. Combinando los resultados de ese estudio con las relaciones talla-peso de esas dos pesquerías se han extraído una serie de conclusiones respecto a la naturaleza de los modelos *Ec 1* y *EAST*.

3. RESULTADOS

3.1 Muestra utilizada y modelo propuesto (*Ec 1*)

La muestra utilizada se presenta en la **Figura 1**.

Sobre un total de 673 pares de valores se obtiene la ecuación propuesta (*Ec 1*):

$$RW = 0.0000192 SFL^{3.008364}$$
$$R^2 = 0.9694$$

La introducción de muestras GBYP, en el rango de tallas más jóvenes, constata la homogeneidad del crecimiento del ABFT juvenil, ya evidenciado por otros autores (Furnestin and Dardignac, 1962; Cort, 1990).

3.2. Outliers

En la base de datos de Marruecos, se han encontrado y eliminado nueve ABFTs fuera del rango de valores de K establecidos. Estos ejemplares tenían los siguientes valores: $K=2.7$ (3 ejemplares); $K=2.8$ (3 ejemplares); $K=2.9$ (2 ejemplares), y $K=3.4$ (1 ejemplar).

3.3. Estudio de validación comparativa. Bondad del ajuste, indicadores posicionales y análisis de los residuos

Los modelos dados por *Ec 1* y *Ec 2* presentan un ajuste global a los datos, claramente mejor que el modelo dado por *EAST* teniendo en cuenta los valores de R^2 , el error absoluto medio y el error relativo medio (**Tabla 1**). Obsérvese asimismo que los extremos superiores de los intervalos de confianza (a nivel de confianza 95%) para los errores absolutos y relativos correspondientes a la ecuación *Ec 1* quedan por debajo de los extremos inferiores de los intervalos respectivos correspondientes al modelo *EAST*. Aunque hay un leve solapamiento

entre los intervalos de confianza correspondientes al Error absoluto medio de las ecuaciones *EAST* y *Ec 2*, el error absoluto medio de *Ec 2* es claramente menor. Además, el límite superior del intervalo de confianza correspondiente al error relativo medio de *Ec 2*, queda por debajo del límite inferior del intervalo correspondiente a la ecuación *East* (**Tabla 2 y Figuras 2 y 3**). Teniendo en cuenta los indicadores de bondad de ajuste descritos en las **Tablas 1 y 2**, los modelos dados por *Ec 1* y *Ec 2* se ajustan mejor a los datos y, en principio, tendrían un mayor poder predictivo que la ecuación *EAST*.

Por otra parte, a la vista de los resultados que se muestran en la **Tabla 3**, ningún intervalo de confianza para las proporciones de valores reales por encima o por debajo de las curvas, contiene el valor 50, lo que indica que ningún modelo cumple claramente con la propiedad de equi-distribución (al 95% de nivel de confianza). Los modelos *EAST* y *Ec 2* violan la propiedad de equi-distribución, por una parte *EAST* subestimando el peso y por otra *Ec 2* sobreestimando el peso. En el caso del modelo *EAST*, el 57.38% de los valores reales son superiores a los valores estimados, lo cual indica que este modelo subestima claramente el peso. El modelo dado por *Ec 1* viola levemente la propiedad de equi-distribución ya que el valor 50 queda muy cerca del límite inferior del intervalo de confianza (50.0356). El modelo que más claramente viola la propiedad de equi-distribución es el dado por *Ec 2* ya que los intervalos de confianza correspondientes son los que más se alejan del valor 50.

A partir de los resultados del análisis de los residuos (**Tabla 4**), la diferencia entre los valores Promedio y Mediana indican una importante asimetría de los residuos para el modelo *EAST*, significativamente mayor si se compara con los modelos *Ec 1* y *Ec 2*, lo cual se puede visualizar en la **Figura 4a**. Sólo el modelo *Ec 1* cumple estrictamente con el requisito de que el intervalo de confianza para la media de los residuos (al 95%) contenga al valor 0. El intervalo del confianza al 95% para los residuos de *Ec 1* es el más preciso ya que además de contener al 0, presenta menor amplitud, lo que supone que constituye un buen modelo predictivo, con incertidumbre relativamente baja. Los valores promedio de los residuos son claramente menores en valor absoluto para los modelos *Ec 1* y *Ec 2*. Los valores positivo y negativo del promedio (así como los intervalos de confianza) para *EAST* y *Ec 2* confirman la tendencia de dichos modelos a subestimar y sobreestimar el peso, respectivamente; aunque la magnitud de dichos valores indicaría que el poder predictivo del modelo *Ec 2* es superior a *EAST* (*Ec 2* sobreestima el peso pero lo hace de forma más leve si se compara con *EAST* que lo subestima).

Teniendo en cuenta los resultados obtenidos, podemos afirmar que el modelo predictivo que explicaría significativamente mejor los datos de la muestra es *Ec 1*. Por otra parte, el modelo *EAST* sería el menos apropiado para explicar el comportamiento de los datos de la muestra.

3. 4. Regresión cuantil

En la **Tabla 5** se presentan los resultados para los parámetros que proporciona la regresión cuantil, mostrándose las curvas para los cuantiles seleccionados, las cuales se han calculado a partir de la muestra *MOR+GBYP*. Como podemos observar en la **Figura 5**, la curva correspondiente a *Ec 1* prácticamente se superpone a la curva correspondiente al cuantil central (50%) o mediana. *Ec 2* se sitúa cerca, pero por debajo, de la curva correspondiente al cuantil 75 y *EAST* se sitúa por debajo de la curva correspondiente al cuantil 25, a media distancia entre esta y la correspondiente al cuantil 5.

3.5. Ajuste de las ecuaciones *Ec 1* y *East* a muestras determinadas y a la ecuación de crecimiento del stock oriental. La isometría del ABFT

A partir del amplio muestreo que existe de las capturas de la flota francesa en el Mediterráneo occidental durante los meses de mayo y junio de 1994 (De Metrio et al., 1995), obtenemos unos resultados muy detallados de las distribuciones de las tallas (cm) de los ABFTs capturados (**Tabla 6**). Aplicando las ecuaciones *Ec 1* y *EAST* observamos que la ecuación *EAST* subestima el peso en un 12 %, mientras que la ecuación *Ec 1* lo subestima en un 2 %. El mismo ejercicio se ha hecho con los restantes estudios que se presentan en la **Tabla 7** (Rodríguez-Roda, 1967, y datos de almadrabas utilizados en el presente estudio). De acuerdo con los resultados de ambas tablas, observamos que la ecuación *EAST* subestima el peso entre un 9-12 %, mientras que las diferencias al aplicar *Ec 1* son < 2 %.

En la **Tabla 8** se muestra el resultado de hacer el mismo ejercicio al aplicar la ecuación de crecimiento (Cort, 1991; 2014). En primer lugar, se observa que el valor de W_{δ} que se obtiene al aplicar la ecuación *EAST* (570 kg) es un valor irreal muy alejado del actual record mundial (679 kg; Fraser, 2008), o del valor oficial de W_{\max} (726 kg; en ICCAT, 2010b). El W_{δ} obtenido aplicando *Ec 1* es mucho más realista (653 kg). Al comparar los resultados de ambos modelos se observa que el modelo *EAST* subestima el peso a medida que aumenta la edad de los ABFTs. Así, en la edad 5 la subestimación es del 4 %, mientras que para la edad 30 es > del 12 %.

En las mismas pesquerías en las que Addis et al. (2014) han realizado sus observaciones sobre la morfología del ABFT (almadrabas de Cerdeña y golfo de Vizcaya), hemos encontrado las siguientes relaciones talla-peso:

$$RW = 0.0000504 SFL^{2.79098}$$

Addis (present study) and Addis et al. (1997); N= 1341; size range: 86-300.5 cm; sampling years, 1993-1999. ABFTs < 2 m, 79.3 % from Sardinia traps, western Mediterranean.

$$RW = 0.00007 SFL^{2.66}$$

Navaz (1950); N=100; size range: 64-167 cm; sampling year, 1949. Bay of Biscay, Atlantic Ocean.

$$RW = 0.00004388 SFL^{2.815}$$

Cort (1990); N=173; size range: 60-195 cm; sampling years, 1980s (boreal summer). Bay of Biscay, Atlantic Ocean.

$$RW = 0.00003856 SFL^{2.859}$$

Cort (1990); N=102; size range: 60-115 cm; sampling years, 1980s (boreal autumn). Bay of Biscay, Atlantic Ocean.

En la mayoría de los casos se trata de muestras de peces < 2 m y en todos estos ejemplos el valor del exponente de b es < 3, lo cual, según Granado Lorenzo (2002), supone una prueba del crecimiento alométrico al que hacen referencia Addis et al. (2014) y Tina et al. (2011) sobre los ABFTs juveniles del Mediterráneo y golfo de Vizcaya.

DISCUSIÓN

La idea que subyace en este estudio es que para obtener una relación talla-peso representativa no pueden mezclarse individuos en distintos estados de engorde. Las muestras que hemos seleccionado pertenecen a ABFTs en fase reproductora, con un índice $K= 2.04 \pm 0.21$, que capturan las almadrabas del estrecho de Gibraltar, de los cuales la mayoría entrarán en el mar Mediterráneo para reproducirse (Rodríguez-Roda, 1969; Mather et al., 1995; Block et al., 2005; de la Serna et al. 2013; Quílez-Badia et al., 2013; Di Natale, 2014) siendo el objetivo de las flotas pesqueras, fundamentalmente de los cerqueros (ICCAT, 2010b).

La ecuación que proponemos se adapta a todo el rango de tallas del ABFT (20-300 cm) durante todos los meses del año, con la excepción para reproductores de los meses después de la puesta, meses en los cuales el índice de condición (K) se encuentra entre 1.4-1.7 (Rodríguez-Roda, 1964; Dos Santos et al., 2004; Aguado and García, 2005; Chapman et al., 2011), un índice muy distante del que tienen los ABFTs en fase de reproducción ($K \times 2$). Esto indicaría que durante la fase post reproductiva deba recurrirse a una relación talla-peso específica, como hizo Rodríguez-Roda (1964), **Figura 6**.

$RW= 0.000019 SFL^3$ (δDerechoö, hacia las zonas de reproducción; abril-junio)

$RW= 0.000053 SFL^{2.8}$ (δRevésö, de regreso al Atlántico; julio y agosto)

A partir del mes de septiembre los ABFTs reproductores del Atlántico recuperan su condición de engorde, $K \times 2$ (Hamre and Tiews, 1963 and Parrack and Phares, 1979). En el Mediterráneo oriental, donde la reproducción tiene lugar un mes antes que en el Mediterráneo occidental (Karakulak et al., 2004a, b), esta fecha puede adelantarse.

Los resultados obtenidos a partir de los diversos análisis realizados, podemos afirmar que el modelo predictivo que explicaría significativamente mejor los datos de la muestra ($MO+GBYP$), desde un punto de vista estadístico, es *Ec 1*, mientras que, por otra parte, el modelo *EAST* sería el menos apropiado para explicar el comportamiento de los datos de dicha muestra.

Si una muestra (SFL, RW) es homogénea y representativa, salvo casos excepcionales, presentará alto grado de simetría en el sentido de que la curva correspondiente al cuantil 50, $C50$, que corresponde a la evolución de la mediana, aparecerá bastante centrada al ser comparada, por una parte con $C25$ y $C75$, y también si se compara con $C5$ y $C95$ (comportamiento que se puede observar en la **Figura 5**). En ese caso es esperable que la curva obtenida por regresión simple minimocuadrática, que es la que mejor explica la evolución de la media, aparezca cerca de $C50$, lo cual claramente se observa para *Ec 1* (**Figura 5**). En el caso de las curvas *Ec 2* y *EAST*, su separación respecto a la mediana confirma lo que se ha concluido en el análisis estadístico previo, y es que *Ec 2* sobreestima levemente respecto al valor central representativo del peso y *EAST* lo subestima claramente. Podríamos decir que, basándonos en la muestra considerada, *EAST* sólo sería representativa de la relación talla-peso para atunes que se sitúan por debajo del percentil 25 de peso para una misma talla.

El ajuste de las ecuaciones *Ec 1* y *EAST* a datos reales de pesquerías, como los cerqueros franceses en el Mediterráneo, y otros ejemplos, demuestran que existe una significativa subestimación del peso cuando se utiliza el modelo *EAST*. En el caso de utilizar la ecuación *Ec*

I se obtienen datos muy próximos a la realidad, especialmente cuando se aplica a las almadrabas de Marruecos y España, naturalmente porque son los datos que hemos utilizado para el ajuste de *Ec 1*; aún así, los resultados son casi idénticos a los restantes casos (De Metrio et al., 1995; Rodríguez-Roda, 1967).

Por otra parte, a la vista de los resultados de W_{δ} que se obtienen al ajustar la ecuación de crecimiento con los modelos *Ec 1* y *EAST*, se concluye que *Ec 1* representa mucho mejor la biología del crecimiento del ABFT, por lo tanto puede perfectamente aplicarse a los ABFTs juveniles, y adultos en fase reproductiva incluso cuando han recuperado el estado de engorde cuando $K \times 2$, normalmente a partir del mes de septiembre. Además, y como prueba concluyente de su autenticidad, el modelo *Ec 1* (también *Ec 2*) cumple con el criterio de que para $RW=725$ kg (W_{max}), $SFL=319.93 \pm 11.3$ cm (L_{max}), de acuerdo con (Cort et al., 2013); algo que no ocurre con el modelo *EAST*.

Los ejercicios de ajustar los modelos *Ec 1* y *EAST* a muestras determinadas o a la ecuación de crecimiento que acabamos de ver, aportan resultados similares que vienen a confirmar que aplicando el modelo *EAST* la subestimación del peso en los ejemplares más grandes puede superar el 12 %.

En el trabajo realizado con muestras de ABFT (< 2 m) capturados en las almadrabas de Cerdeña y golfo de Vizcaya (Addis et al., 2014) se concluye que el ABFT juvenil no tiene crecimiento isométrico; es decir, tienen un crecimiento alométrico. Si tenemos en cuenta que un valor de b (en $RW=a*SFL^b$) distinto de 3 es una manifestación de alometría, según Granado Lorenzo (2002), y que en las relaciones talla-peso obtenidas en esas dos pesquerías se produce dicha circunstancia, podemos concluir que el valor del parámetro b del modelo *EAST* ($RW=0.0000315551 SFL^{2.898454}$) tiene las características de las relaciones talla-peso de pesquerías de ABFT en las que dominan los peces de menor tamaño como son la del golfo de Vizcaya o las almadrabas de Cerdeña. La razón podría ser que el ajuste del modelo *EAST* se ha realizado con un desproporcionado número de ABFTs de pequeño tamaño que hace que dicho modelo sea el menos apropiado de los tres analizados para ser aplicado a grandes ABFTs (> 2 m).

Como reflexión final, es necesario remarcar el hecho de que los resultados al obtener los parámetros, a y b , correspondientes a la ecuación $RW=a*SFL^b$ mediante ajuste por mínimos cuadrados, son extremadamente sensibles a valores extremos. Una muestra de gran tamaño, con muchos datos, no asegura obtener un modelo estadísticamente representativo que permita hacer predicciones, salvo que dicha muestra podamos asegurar que es realmente representativa de la población cuya relación talla-peso se pretende modelar. El ajuste por mínimos cuadrados proporcionará una curva que explica cómo evoluciona el valor promedio del peso con el aumento de la talla y dicho valor promedio, para cada talla, es extremadamente sensible a la existencia de valores puntuales extremadamente grandes o extremadamente pequeños. También hay que evitar los sesgos en las muestras en el sentido de que dominen ciertos valores respecto a otros (por ejemplo para una misma talla o rango de tallas, demasiados peces con gran peso respecto a peces con menos peso), violándose las proporciones existentes en la población real. Si la muestra contiene sesgos ocultos, el tamaño de la muestra no garantiza el éxito en la obtención de un buen modelo que explique la relación talla-peso. Por su parte la regresión cuantíl ofrece una aproximación robusta y completa (mucho más que la regresión minimocuadrática) a la relación talla-peso, dado que para cada talla la regresión cuantíl

proporciona una aproximación a la distribución del peso, representada por diversos percentiles que podemos seleccionar a priori.

BIBLIOGRAFÍA

Abid, N., S. Benchoucha, S. El Arraf, C. El Fanichi, and S.A. Baibbat. Updated length weight relationship of bluefin tuna (*Thunnus thynnus*) caught in Moroccan waters. ICCAT, SCRS/2014/42, 8 p. (2014).

Addis, P., A. Cau, M. A. Davini, E. Secci, and G. Scibaldi. Collection of tuna data catches by trap-nets in Sardinia: historical (1825-1980) and recent catches (1992-1995). *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, **46**: 132-139 (1997).

Addis, P., M. Secci, M. Pischedda, U. Laconcha, and H. Arrizabalaga. Geographic variation of body morphology of the Atlantic bluefin tuna (*Thunnus thynnus*, Linnaeus, 1758). *J. Appl. Ichthyol.* 1-7 © 2014 Blackwell Verlag GmbH. ISSN 0175-8659 (2014).

Aguado, F., and B. García. Changes in some morphometric relationships in Atlantic bluefin tuna (*Thunnus thynnus* Linnaeus, 1758) as a result of fattening process. *Aquaculture*, **249**: 303-309 (2005).

Block, B. A., S.L.H. Walli, A., Boustany, M.J.W. Stokesbury, C. J. Farwell, K. C. Weng, H. Dewar, and T. D. Williams. Electronic tagging and population structure of Atlantic bluefin tuna. *Nature*, vol. **434**, 28 April 2005, www.nature.com/nature. (2005).

Chapman, E. W., C. Jørgensen, and M. E. Lutcavage. Atlantic bluefin tuna (*Thunnus thynnus*): A state-dependent energy allocation model for growth, maturation, and reproductive investment. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, **68**: 1934-1951 (2011).

Cort, J. L. Biología y pesca del atún rojo, *Thunnus thynnus*, del mar Cantábrico. Publicaciones Especiales IEO **4**, 272 p. (1990).

Cort, J. L. Age and growth of the bluefin tuna, *Thunnus thynnus* (L.) of the Northeast Atlantic. *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT* **35**: 213-230 (1991).

Cort, J. L., S. Deguara, T. Galaz, B. Mèlich, I. Artetxe, I. Arregi, J. Neilson, I. Andrushchenko, A. Hanke, M. N. Dos Santos, V. Estruch, M. Lutcavage, J. Knapp, G. Compeán-Jiménez, R. Solana-Sansores, A. Belmonte, D. Martínez, C. Piccinetti, A. Kimoto, P. Addis, M. Velasco, J. M. De la Serna, D. Godoy, T. Ceyhan, I. Oray, S. Karakulak, L. Nøttestad, A. López, O. Ribalta, N. Abid, and M. Idrissi. Determination of L_{max} for Atlantic Bluefin Tuna, *Thunnus thynnus* (L.), from Meta-Analysis of Published and Available Biometric Data, *Reviews in Fisheries Science*, **21**: **2**, 181-212 (2013).

Cort, J. L., I. Arregui, V. Estruch, and S. Deguara. Validation of the growth equation applicable to the eastern Atlantic bluefin tuna, *Thunnus thynnus* (L.), using L_{max} , tag-recapture and first dorsal spine analysis. *Reviews in Fisheries Science & Aquaculture*, **22**: **3**, 239-255 (2014).

De la Serna, J M., F. Abascal, N. Abid, and D. Godoy. Posible influencia sobre el comportamiento migratorio del atún rojo (*Thunnus thynnus*) de las distintas estrategias de marcado electrónico utilizadas en las almadrabas y jaulas de engorde. *Col. Doc. Sci. Pap. ICCAT*, **69** (1): 427-434 (2013).

De Metrio, G., Cort, J.L., la Serna, J.M., Cacucci, M., Sion, L., Liorzou, B., Orsi-Relini, L., Papaconstantinou, C., Pla, C., Tsimenides, N., Tserpes, G., Yannopoulos, C., and Megalofonou, P. Characterization of large pelagic stocks (*Thunnus thynnus* L., *Thunnus alalunga* Bonn, *Sarda sarda* Bloch, *Xiphias gladius* L.) in the Mediterranean. Commission of the European Communities. Directorate General for Fisheries (DG XIV). Contract N. MED/91/012, 118 p. (1995).

Di Natale, A. An unknown bluefin tuna fishery and industry in Tenerife (Canary islands, Spain) in the early XX century: the Florio's enterprise. ICCAT, SCRS/2014/xx, 22 p. (2014).

Dos Santos, M. N., A. García, P. Gil Lino, and M. Hirofumi. Length-weight relationships and weight conversion factors for bluefin tuna (*Thunnus thynnus*) from Algarve: Prior to and after fattening. *Col. Doc. Sci. Pap. ICCAT*, **56**: 108961095 (2004).

Fraser, K. *Possessed. World Record Holder for Bluefin Tuna*. Kingstown, Nova Scotia: T & S Office Essentials and printing, 243 pp. (2008).

Furnestin, J., and J. Dardignac. Le thon rouge de Maroc Atlantic (*Thunnus thynnus*). *Rev. Trav. Inst. Pêches Marit.*: 381-397 (1962).

Granado Lorenzo, C. Ecología de peces. Secretariado de publicaciones, Universidad de Sevilla; 356 p. ISBN: 9788447202423 (2002).

Gulland, J. A. Manual de métodos para la evaluación de las poblaciones de peces. Editorial Acribia. Royo, 23 Zaragoza, 164 pp. (1971).

Hamre, J., and K. Tiews. Second report of the Bluefin tuna working group. *ICES. C.M.* 1963, *Scombriform Fish Committee*. 29 p. (1963).

ICCAT. Report of the 2010 Atlantic bluefin tuna stock assessment session. Madrid, Spain, September 6-12, 2010. Available from: http://www.iccat.int/Documents/Meetings/Docs/2010/BFT_ASSESS_REP_ENG.pdf (2010a).

ICCAT. ICCAT Manual. Description of species. Chapter 2; 2.1.5 Atlantic Bluefin Tuna, 99. 93-111. Madrid: ICCAT (2010b).

ICCAT. Report for biennial period, 2012-13, Part II (2013), Vol. 1, 457 p. (2014).

Karakulak, S., I. Oray, A. Corriero, A. Aprea, D. Spedicato, D. Zubani, N. Santamaria, and G. De Metrio. First information the reproductive biology of the bluefin tuna (*Thunnus thynnus*) in the Eastern Mediterranean. *ICCAT Col. Vol. Sci. Pap.*, **56**: 115861162 (2004a).

Karakulak, S., I. Oray, A. Corriero, M. Deflorio, N. Santamaria, S. Desantis, and G. De Metrio. Evidence of a spawning area for the bluefin tuna (*Thunnus thynnus* L.) in the Eastern Mediterranean. *J. Appl. Ichthyol.*, **20**: 3186320 (2004b).

Koenker, R. (1978). *Regression quantiles*. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, **46** (1), 33-50. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/10.2307/1913643>. (1978).

Koenker, R. (2005): *Quantile Regression*. Cambridge U. Press. (2005).

Koenker, R. quantreg: Quantile Regression. R package version 4.24. <http://www.r-project.org>. (2008)

- Mather, F. J. III, J. M. Mason Jr, and A. C. Jones. Historical document: life history and fisheries of Atlantic bluefin tuna. *NOAA Technical Memorandum, NMFS-SEFSC-370*, Miami Fl, 165 p. (1995).
- Medina, A., F. J. Abascal, C. Megina, and A. García. Stereological assessment of the reproductive status of female Atlantic northern bluefin tuna during *migrations to Mediterranean spawning grounds through the Strait of Gibraltar*. *Journal of Fish Biology*, **60**: 203-217. doi: 10.1111/j.1095-8649.2002.tb02398.x (2002).
- Navaz, J. M. Le thon de la côte basque. *Ann. Biol. Cons. Int. Expl. Mer*, **6**: 71672 (1950).
- Parrack, M., and P. Phares. Aspects of the growth of Atlantic bluefin tuna determined from mark-recapture data. *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, **8**: 3566366 (1979).
- Percin, F., and O. Akyol. Length-weight and length-length relationships of bluefin tuna, *Thunnus thynnus*, in the Turkish part of the eastern Mediterranean sea. *J. Appl. Ichthyol.*, **25**: 7826784 (2009).
- Quílez-Badia, G, P. Cermeño, S. Sainz Trápaga, S. Tudela, A. Di Natale, M. Idrissi, N. Abid. 2012 ICCAT-GBYP pop-up tagging activity, in Larache (Morocco). *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, **69** (2): 869-877 (2013).
- Ricker, W. E. Computation and interpretation of biological statistics of fish populations. *Bull. Fish. Board Canada*, **191**: 16382 (1975).
- Rodríguez-Marín, E., J. M. Ortiz de Urbina, P. Quelle, M. N. dos Santos, N. Abid, E. Alot, S. Deguara, J. M. de la Serna, M. J. Gómez, S. Karakulak, N. Labidi, D. Macias, P. Rioja, M. Ruiz and S. Saber. Biometric relationships and condition of Atlantic bluefin tuna (*Thunnus thynnus*) from the North-East Atlantic and Mediterranean Sea. ICCAT, SCRS/2013/079, 16 p. (2013).
- Rodríguez-Marín, E., J. M. Ortiz de Urbina, N. Abid, E. Alot, I. Andrushchenko, S. Deguara, A. Di Natale, M. Gatt, W. Golet, S. Karakulak, A. Kimoto, D. Macias, P. Quelle, S. Saber, M. N. Santos, J. Walter and R. Zarrad. Length weight relationships for Atlantic bluefin tuna (*Thunnus thynnus*). ICCAT, SCRS/2014/053, 19 p. (2014).
- Rodríguez-Roda, J. Biología del atún, *Thunnus thynnus* (L.), de la costa sudatlántica española. *Inv. Pesq.*, **25**: 336146 (1964).
- Rodríguez-Roda, J. Fecundidad de atún, *Thunnus thynnus* (L.), de la costa sudatlántica española. *Inv. Pesq.*, **31** (1): 33652 (1967).
- Rodríguez-Roda, J. Resultados de nuestras marcaciones de atunes en el golfo de Cádiz durante los años 1960-1967. *Publ. Tec. Junt. Est. Pesca*. **8**: 153-158. (1969).
- Rooker, J., J. Alvarado, B. Block, H. Dewar, G. De Metrio, E. Prince, E. Rodríguez-Marín and D. Secor. Life and Stock Structure of Atlantic Bluefin Tuna (*Thunnus thynnus*). *Reviews in Fisheries Sciences*, **15**: 265-310 (2007).
- Tiina, V., L. Grubiš, L. Tõgvi Bubi, and I. Katavi. Biometric characteristics of small Atlantic bluefin tuna (*Thunnus thynnus*, Linnaeus, 1758) of Mediterranean Sea origin. *J. Appl. Ichthyol.* **27**, 971-976 (2011).
- Tiews, K. Synopsis of biological data on bluefin tuna, *Thunnus thynnus* (Atlantic and Mediterranean). *FAO, Fish. Rep.* (6) 2: 422-481 (1963).

Length-weight relationship seasonal for Atlantic bluefin tuna, *Thunnus thynnus* (L.), in the eastern Atlantic and Mediterranean Sea

José L. Cort¹, Vicente D. Estruch², Antonio Di Natale³, Noureddine Abid⁴ and José M. de la Serna⁵

ABSTRACT

The different fattening stages of Atlantic bluefin tuna (ABFT), *Thunnus thynnus* (L.), throughout the year make it practically impossible for a single length-weight relationship to represent all the annual biological phases of the ABFT.

A length-weight relationship for ABFT in the eastern Atlantic and Mediterranean ($RW=0.0000192 SFL^{3.008364}$; *Ec 1*) is presented, based on samples of ABFT spawners, with an average value of index $K=2.04 \pm 0.21$, collected by the Atlantic traps of Morocco and Spain in the Strait of Gibraltar during April and May (1997 and 2001 to 2013), and a set of samples of juvenile fishes from ICCAT-GBYP ($N_{total}=673$). The resulting model (*Ec 1*), together with the model used for the eastern stock assessment ($RW=0.000019607 SFL^{3.0092}$; *Ec 2*) and a new proposal ($RW=0.0000315551 SFL^{2.898454}$; *EAST*) are analyzed in using a bi-variant sample (SFL (cm), RW (kg)) of 474 pairs of data with the aim of validating them and establishing which model(s) best fit the reality represented by the sample and, therefore, will have the greatest descriptive and predictive power. The result of the analysis indicates that the model *EAST* clearly underestimates the weight of spawning ABFTs and that model *Ec 2* overestimates it slightly, being model *Ec 1* that best explains the data of the sample. The result of the classical statistical analysis is confirmed by means of the quantile regression technique, selecting the quantiles 5%, 25%, 50%, 75% and 95%. Other indicators also conclude that the model *EAST* gradually underestimates the weight of ABFTs spawners (of 2-3 m) by 8-12 %, and does not meet the criterion that for $RW=725$ kg (W_{max}), $SFL=319.93 \pm 11.3$ cm (L_{max}).

KEY WORDS

Atlantic bluefin tuna, *Thunnus thynnus*, length-weight relationships, quantile regression.

¹ Instituto Español de Oceanografía, C. O. de Santander, Spain (jose.cort@st.ieo.es)

² Instituto de Investigación para la Gestión Integrada de Zonas Costeras (IGIC), Universitat Politècnica de Valencia, Spain

³ ICCAT, GBYP, Madrid, Spain

⁴ Institut National de Recherche Halieutique, Tanger, Morocco

⁵ Instituto Español de Oceanografía, C. O. of Málaga, Spain

1. INTRODUCTION

The historical and socio-economic importance of ABFT, its wide geographical distribution and the seasonal variability of its presence in many areas, together with the repercussion overfishing has had on stocks, particularly in the second half of the twentieth century (ICCAT, 2010a), are the reason why so many scientific studies on this species have been published, many of which are summarised or cited in the synopses in Tiews (1963); Mather et al. (1995); Rooker et al. (2007); and ICCAT (2010b). In this context, numerous studies have been made into length-weight relationships, and many are cited in Cort et al. (2013); nevertheless, and owing to the great variability in the sizes of the ABFTs caught in different areas (ICCAT, 2010a, b), the different fattening stages (factor K), according to the months in which they are caught, make it practically impossible for a single length-weight relationship to represent all the annual biological phases of the ABFT.

Stock assessments made by the SCRS of ICCAT for the ABFT follow the designation of two separate stocks and apply a different length-weight relationship to each; equation 1 (Parrack and Phares, 1979), for the western stock, and equation 2 (Arena, unpublished), in ICCAT (2010b), for the eastern stock.

$$RW = 0.0000152 SFL^{3.0531} \quad (1)$$

$$RW = 0.000019607 SFL^{3.0092} \quad (2)$$

$$RW = 0.0000159137 SFL^{3.020584} \quad (3)$$

$$RW = 0.0000315551 SFL^{2.898454} \quad (4)$$

Equations 1 and 2 have been questioned in recent times, and so several new equations have been proposed to the SCRS (equation 3) and (equation 4, also called *EAST*), which are adaptations of those published by Rodríguez-Marín et al. (2013, 2014). We analyze the latter of these (equation 4) in the present study since it deals with a new proposal for application to ABFT of the eastern Atlantic and Mediterranean.

The attainment of a new length-weight relationship for eastern stock ABFT is based on recommendation 13-07, paragraph 88 (ICCAT, 2014), whose aim is to make viable methodologies available to determine both the number (estimated by stereoscopic cameras) and the weight of the ABFTs that are put into the transport cages during purse seine fishing operations in the Mediterranean.

At the end of the study we go on to analyze the fit of the models considering the discussion under different scenarios.

In view of the above considerations, the specific aims of the present study are:

- i) To propose a length-weight model that would be applied to eastern Atlantic, western and central Mediterranean ABFT throughout all months of the year, except for spawning fishes during the season after the spawn (July and August),
- ii) To compare the values of the model proposed with other existing models to establish which model(s) best represent the reality as represented by the sample and, therefore, have the greatest descriptive and predictive power, and
- iii) To check how the equations proposed for application in the eastern Atlantic and Mediterranean adapt to the biology of ABFT growth.

2. MATERIAL AND METHODS

2.1 Sample used and model proposed

The sample used and the model we propose are based on samples from the traps of Morocco (Abid et al., 2014 and INRH Database), Spanish traps (IEO Database), and a number of samples from the database of the Program ICCAT-GBYP selected at random, which cover for the lack of lengths of young ABFTs in the two previous cases.

With the aim of ensuring that the samples selected from the traps belong to spawning ABFTs, we only selected fishes caught in April and May, which is confirmed by the studies of Rodríguez-Roda (1964, 1967) and Medina et al. (2002). In the two cases (traps of Morocco and Spain) the mean value of the condition factor (K) of the selected samples was > 2 , which, according to Rodríguez-Roda (1964) and Percin and Akyol (2009) *öare fish in the spawning phase*, cited by Cort et al. (2013), p. 193.

The sample used is the following:

- Traps of Morocco: **N= 278**; size range: 153-277 cm; sampling years: 1997, 2005, 2010-2013. Month of May; $K= 2.05 \pm 0.23$
- Data of ICCAT-GBYP: **N= 196**; size range: 19-147 cm.

The set of the two databases (**N= 474**) will hereinafter be referred to as *MOR+GBYP* (**Figure 1**).

The proposed model is:

MOR+GBYP + data of Spanish traps: **N= 199**; size range: 127-284 cm; sampling years: 2001-2012, months of April and May; $K= 2.02 \pm 0.19$

The set of the three databases (**N=673**) will hereinafter be referred to as *ALM+GBYP*.

Models (equations) subject to analysis:

- Model proposed:

$$RW \text{ (kg)} = 0.0000192 * SFL \text{ (cm)}^3.008364 \text{ (hereafter, } \mathbf{Ec 1}; \mathbf{ALM+GBYP})$$

N= 673

- Eastern Atlantic and western Mediterranean of P. Arena, in ICCAT (2010):

$$RW \text{ (kg)} = 0.000019607 * SFL \text{ (cm)}^3.0092 \text{ (hereafter, } \mathbf{Ec 2})$$

N= Unknown

- Equation EAST BFT of E. Rodríguez-Marín et al. (2013; 2014) and M. Ortiz (hereafter, *EAST*):

$$RW \text{ (kg)} = 3.15551 * 10^{(-5)} * SFL \text{ (cm)}^{(2.898454)}$$

N= 74,096

The model *EAST* is the last adaptation made by the two authors to the models published by Rodríguez-Marín et al. (2013; 2014).

2. 2. *Outliers*

Outliers were removed based on the application of fixed values of Fulton's condition factor *K* (Riker, 1975) between 1.4 and 2.6, according to Cort et al. (2013).

2. 3. *Comparative validation study. Goodness of the fit, positional indicators and analysis of residuals*

The three models were compared considering a bivariate sample (*SFL* (cm), *RW* (kg)) of 474 pairs of data (*MOR+GBYP*) to validate them and, therefore, establish which model(s) best represent the reality represented by the sample and to establish those that give greater descriptive and predictive power. Obviously, the real predictive value of the models will depend directly on the representativity of the sample with respect to the overall reality that we are trying to model.

For the validation of the models we used the sample *MOR+GBYP*, upon which the calculation of several indicators and statistical estimators has been made, establishing in all cases that a 95% confidence level was required. For a better and clearer interpretation of the results, in the tables a progressive coloration from left to right has been used for the models (from green to red), which would indicate the ranking of the models from the best (green) to the worst (red).



Firstly, descriptive indicators were calculated that take into account the distance of the real values from the values estimated by the models, without taking into account whether the model over or underestimated the weight values: Coefficient of determination (R^2), mean absolute error, standard error of the absolute error, mean relative error and standard error of the relative error. In addition, the confidence intervals have been calculated to 95% for the mean absolute error and for the mean relative error, intervals which are robust estimates for the statistics described. On the other hand, for a valid predictive model, the real data should be distributed on both sides of the curve such that around 50% of the data must be above the curve and the other 50% below it. Hereafter we shall refer this property as the equi-distribution property. The equi-distribution property was evaluated by calculating for each equation the percentages of real data that are above and below the curve and through de confidence intervals (to 95%) for these proportions. Good behaviour of the model demands that the confidence intervals contain the proportion 50%. Lastly, an analysis was made of the residuals for each model. The residuals are the values obtained when calculating the difference between the real value of the weight and the value estimated by the model, taking into account the sign (the difference may be positive or negative). A good fit of the model to the data must give rise to values of the residuals with a mean approximately equal to zero and a standard deviation not too large. It is therefore desirable for a good model that the confidence interval (to 95%) for the mean of the residuals to contain 0 and that the standard deviation to be as small as possible.

2. 4. *Quantile regression*

With the aim of obtaining a more complete and robust analysis of the relationship between the variables length and weight and an approximate idea of the evolution of the distribution of weight as the ABFT grow in size, we resorted to the use of quantile regression (Koenker, 1978; 2005), considering the data of the sample (*MOR+GBYP*).

Taking into account the model $RW = a * SFL^b$, the different curves corresponding to the selection of the quantiles 5%, 25%, 50%, 75% and 95% were obtained.

The curves obtained through quantile regression offer a closer idea of the way in which the cloud of points evolves. Least squares simple regression only offers an idea of how the mean value of the weight evolves when length grows. Moreover, least squares simple regression is much more sensitive to extreme values than quantile regression, which leads to the fact that quantile regression is particularly useful in presence of atypical values, heteroscedasticity contexts or structural changes in the data.

2. 5. Fit of equations *Ec 1* and *East* to certain samples and to the growth equation of the stock eastern. ABFT isometry.

The over or underestimation that may occur in models *Ec 1* and *EAST* was calculated from the residual analysis when considering the different models. The study is based on the papers of De Matrio et al. (1995), Rodríguez-Roda (1967), and the samples from the traps used in the present study; in all cases samples of spawning ABFT are used (months de April, May and June).

The same exercise was performed using the growth equation of the eastern ABFT stock $L_t = 318.85 [1 - e^{-0.093(t + 0.97)}]$ (Cort, 1991; 2014), in weight.

According to Gulland (1971), if the weight was proportional to the n power of the length, then the growth equation would be:

$$W_t = W_{\hat{0}} [1 - e^{-k(t - t_0)}]^n$$

where:

W_t = Size (Weight, in kg) of the animal at time t (years)

$W_{\hat{0}}$ = Maximum mean asymptotic size (weight)

k = Growth rate (year⁻¹)

t_0 = Theoretical age (years) moment at which $W = 0$

The estimate of $W_{\hat{0}}$ was made by applying equations *EAST* and *Ec 1*.

Using the growth equation, length (in cm) of a group of ages (5, 10, 15, 20, 25 and 30 years) was estimated and their corresponding value in weight (kg) applying the models *Ec 1* and *EAST*.

Since it is considered $RW = a * SFL^b$ the equation that establishes the relationship of weight to length, and considering also that isometric growth takes place when the fish, on growing maintains the its form ($b = 3$, according to Granado Lorenzo, 2002), we established a comparison of the models *Ec 1* and *EAST* from the point of view of isometry based on a recent

study (Addis et al., 2014), which deals with the morphological variations of ABFT from the traps of Sardinia and the Bay of Biscay. Combining the results of that study with the length-weight relationships of these two fisheries some conclusions have been extracted regarding the nature of models *Ec 1* and *EAST*.

3. RESULTS

3.1 Sample used and model proposed (*Ec 1*)

The sample used is shown in **Figure 1**.

On a total of 673 pairs of values, the equation *Ec 1* is obtained:

$$RW=0.0000192 SFL^{3.008364}$$

$$R^2= 0.9694$$

The introduction of GBYP samples into the range of youngest lengths, confirms the homogeneity of ABFT juvenile growth already described by other authors (Furnestin and Dardignac, 1962; Cort, 1990).

3.2. Outliers

In the database of Morocco, they have been found and eliminated nine ABFTs out of the range of values of *K* established. These specimens had the following values: *K*= 2.7 (3 fishes); *K*= 2.8 (3 fishes); *K*= 2.9 (2 fishes), and *K*= 3.4 (1 fish).

3.3. Study of comparative validation. Goodness of the fit, positional indicators and analysis of residuals

The models given by *Ec 1* and *Ec 2* have an overall fit to the data, significantly better than the model given by *EAST* if we consider the values of R^2 , the mean absolute error and the mean relative error (**Table 1**). Observe how the upper ends of the confidence intervals (at a 95% confidence level) for absolute and relative errors corresponding to the equation *Ec 1* remain below the lower ends of the respective intervals corresponding to the model *EAST*. Even though there is a slight overlap between the confidence intervals corresponding to the mean absolute error of equations *EAST* and *Ec 2*, the mean absolute error of *Ec 2* is clearly lesser, moreover, the upper limit of the confidence interval corresponding to the mean relative error of *Ec 2* remains below the lower limit of the interval corresponding to the equation *East* (**Table 2** and **Figures 2** and **3**). Taking into account the goodness indicators of the fit described in **Tables 1** and **2**, the models given by *Ec 1* and *Ec 2* fit the data better and, in principle, will have greater predictive power than the equation *EAST*.

On the other hand, in view of the results shown in **Table 3**, no confidence interval for the proportions of real values either above or below the curves, contains the value 50, which indicates that no model satisfies equi-distribution property (95% confidence level). The models *EAST* and *Ec 2* violate the property of equi-distribution, with *EAST* underestimating weight and *Ec 2* overestimating it. In the case of the model *EAST*, 57.38% of the real values are higher than

the estimated values, which indicate that this model clearly underestimates weight. The model given by *Ec 1* violates slightly the equi-distribution property, since the value 50 falls very close to the lower limit of the confidence interval (50.0356). The model that most clearly violates the equi-distribution property is that given by *Ec2*, since the corresponding confidence intervals are the ones that are the farthest from the value 50.

From the results of the analysis of the residuals (**Table 4**), the difference between the mean and median values point to an important asymmetry of the residuals for the model *EAST* in comparison with models *Ec 1* and *Ec 2*, which can be checked visually in **Table 4a), b) and c)**. Only model *Ec 1* strictly fulfills the requisite that the confidence interval for the mean of the residuals (to 95%) contains the value 0. The 95% confidence interval for the residuals of *Ec 1* is the most accurate since, in addition to containing 0, it presents lower width, which means that it is a good predictive model with relatively low uncertainty. The mean values of the residuals are clearly lower, considering the absolute values, for models *Ec 1* and *Ec 2*. The positive and negative values of the mean (as well as the confidence intervals) for *EAST* and *Ec 2* confirm the tendency of these models to under and overestimate weight, respectively, although the magnitude of these values would indicate that the predictive power of model *Ec 2* is greater than that of *EAST* (*Ec 2* overestimates weight but does so more slightly when compared with *EAST*, which underestimates it).

Taking into account all the results, we can confirm that the predictive model that would clearly (and plausibly) best explain the data of the sample is *Ec 1*. On the other hand, the model *EAST* would be evidently the least appropriate to explain the behaviour of the sample data.

3. 4. *Quantile regression*

Table 5 shows the results for the parameters provided by quantile regression for the quantiles selected, calculated from the sample *MOR+GBYP*. As we can see in **Figure 5**, the curve corresponding to *Ec 1* is practically superimposed on the curve corresponding to the central (50%) or median quantile. *Ec 2* is close to, but below, the curve corresponding to quantile 75 and *EAST* is below the curve corresponding to quantile 25, half way between it and the one corresponding to quantile 5.

3.5. *The fit of equations Ec 1 and East to certain samples and to the growth equation of the eastern stock. ABFT isometry*

With the broad sampling of catches by the French fleet in the western Mediterranean during May and June, 1994 (De Metrio et al., 1995), we obtain very detailed results of the length distributions (cm) of ABFTs caught (**Table 6**). Applying the equations *Ec 1* and *EAST* we observe that equation *EAST* underestimates weight by 12 %, whereas equation *Ec 1* underestimates it by 2 %. The same exercise was performed with the remaining studies, which are presented in **Table 7** (Rodríguez-Roda, 1967, and data from traps used in the present study). In accordance with the results of both tables we see that equation *EAST* underestimates weight by between 9 % and 12 %, whereas the differences on applying *Ec 1* are < 2 %.

Table 8 shows the result of the same exercise but applying the growth equation (Cort, 1991; 2014). Firstly, the value of W_0 that is obtained on applying the equation *EAST* (570 kg) is an unreal value very far from the actual world record (679 kg; Fraser, 2008), or from the official

value of W_{\max} (726 kg; in ICCAT, 2010b). The W_{δ} obtained by applying *Ec 1* is much more realistic (653 kg). When comparing the results of the two models, the model *EAST* underestimates weight as ABFTs ages increase. Thus, at age 5 the underestimation is 4 %, whereas for 30 it is > 12 %.

In the same fisheries in which Addis et al. (2014) made their observations on ABFT morphology (the traps of Sardinia and Bay of Biscay), we found the following length-weight relationships:

$$RW = 0.0000504 SFL^{2.79098}$$

Addis (present study) and Addis et al. (1997); N= 1341; size range: 86-300.5 cm; sampling years, 1993-1999. ABFTs < 2 m, 79.3 % from Sardinia traps, western Mediterranean.

$$RW = 0.00007 SFL^{2.66}$$

Navaz (1950); N=100; size range: 64-167 cm; sampling year, 1949. Bay of Biscay, Atlantic Ocean.

$$RW = 0.00004388 SFL^{2.815}$$

Cort (1990); N=173; size range: 60-195 cm; sampling years, 1980s (boreal summer). Bay of Biscay, Atlantic Ocean.

$$RW = 0.00003856 SFL^{2.859}$$

Cort (1990); N=102; size range: 60-115 cm; sampling years, 1980s (boreal autumn). Bay of Biscay, Atlantic Ocean.

In most cases these are samples of fishes of < 2 m and in all of these examples the value of the exponent of b is < 3, which, according to Granado Lorencio (2002), is a proof of the allometric growth to which Addis et al. (2014) and Tina et al. (2011) refer regarding ABFTs juveniles of the Mediterranean and Bay of Biscay.

DISCUSSION

The idea behind our study is that in order to obtain a representative length-weight relationship individuals in different fattening stages cannot be mixed. The samples we selected belong to spawning ABFTs with an index $K (\times 2)$, which are caught by the traps of the Strait of Gibraltar, of which the great majority enter the Mediterranean for the spawn in the western and central areas of this sea (Rodríguez-Roda, 1969; Block et al., 2005; De la Serna et al. 2013; Quílez-Badia et al., 2013; Di Natale, 2014). These samples perfectly represent the ABFTs that will be caught by the current fishing fleets, mainly purse seiners, a few weeks after passing through the Strait of Gibraltar (ICCAT, 2010b).

The equation we propose adapts to the whole ABFT length range (20-300 cm) throughout the year with the exception, for spawners, of the months following the spawn (July-August), months in which the index of condition (K) is between 1.4 and 1.7 (Rodríguez-Roda, 1964; Dos Santos et al., 2004; Aguado and García, 2005; Chapman et al., 2011), an index far from what spawning ABFTs have ($K \times 2$), which indicates that during the post-spawning phase we must resort to a specific length-weight relationship, as Rodríguez-Roda (1964) did (**Figure 6**).

$RW = 0.000019 SFL^3$ (δOutwardö, towards spawning grounds; April-June)

$RW = 0.000053 SFL^{2.8}$ (δReturnö, to the Atlantic; July and August)

From September the spawning ABFTs recover their fattening condition, $K \times 2$ (Hamre and Tiews, 1963 and Parrack and Phares, 1979). In the eastern Mediterranean Sea, where spawning takes place one month earlier than in the western part (Karakulak et al., 2004a, b), this date can happen previously.

The results obtained from the various analyzes performed, allows us to confirm that the model predictive that would clearly best explain the data of the sample (*MO+GBYP*), from a statistical point of view, is *Ec 1*, whereas model *EAST* would be the least appropriate to explain the behaviour of the data.

If a sample (*SFL*, *RW*) is homogeneous and representative, except in exceptional cases, it will present a high degree of symmetry, which will be manifested in the curve corresponding to quantile 50, *C50*, which corresponds to the evolution of the median, appearing quite centred when compared, on one hand with *C25* and *C75*, and also if compared with *C5* and *C95* (**Figure 5**). In this case the curve obtained by simple least squares regression can be expected, which best explains the evolution of the mean, to appear close to *C50*, which is clearly observed for *Ec 1* (**Figure 5**). In the case of the curves *Ec 2* and *EAST*, their separation with respect to the median confirms what was concluded in the previous statistical analysis, which is that *Ec 2* slightly overestimates the representative central value of the weight and *EAST* clearly underestimates it. We could say that, based on the sample considered, *EAST* would only be representative of the length-weight relationship for tunas below the 25 % percentile of weight for one size.

The fit of the equations *Ec 1* and *EAST* to real data from fisheries, such as French purse seiners in the Mediterranean and other examples, shows that there is significant underestimation of weight when using the model *EAST*. In the case of using the equation *Ec 1*, data very close to the reality are obtained, particularly when applied to the traps of Morocco and Spain, naturally because these are the data we used for the fit of *Ec 1*; even so, the results are nearly identical to those of the remaining cases (De Metrio et al, 1995; Rodríguez-Roda, 1967).

Moreover, in view of the results of W_{δ} obtained on fitting the growth equation to the models *Ec 1* and *EAST*, it is concluded that *Ec 1* represents the biology of ABFT growth much better, and it can therefore be applied perfectly well to ABFT juveniles and spawning adults even when they have recovered the fattening stage when $K \times 2$, normally from September. Moreover, and as conclusive proof of its authenticity, model *Ec 1* (also *Ec 2*) satisfies the criterion that for $RW = 725$ kg (W_{max}), $SFL = 319.93 \pm 11.3$ cm (L_{max}), in accordance with Cort et al. (2013); this is not true of the model *EAST*.

The exercises of fitting models *Ec 1* and *EAST* to certain samples or to the growth equation we have just seen provide similar results which further confirm that the application of model *EAST* may lead to underestimation of the weight of the largest individuals by over 12 %.

In the work carried out using ABFT samples (< 2 m) caught by the traps of Sardinia and Bay of Biscay (Addis et al., 2014) it is concluded that juvenile ABFT does not have isometric growth;

that is to say, it has allometric growth. If we take into account that a value of b (in $RW = a * SFL^b$) different to 3 is a manifestation of allometry, according to Granado Lorencio (2002), and that in the length-weight relationships obtained in these two fisheries this is indeed what happens, we can conclude that the value of the parameter b of model *EAST* ($RW = 0.0000315551 SFL^{2.898454}$) has the characteristics of the length-weight relationships of ABFT fisheries in which smaller fishes predominate, such as the Bay of Biscay or the traps of Sardinia. The reason for this may be that the fit of model *EAST* was made with a disproportionate number of small sized ABFTs, which makes this model the least appropriate of the three analyzed for application to large ABFTs (> 2 m).

As a final reflection, it must be highlighted that the results, on obtaining the parameters a and b corresponding to the equation $RW = a * SFL^b$ by means of least squares fit, are extremely sensitive to extreme values/outliers. A large sample with a lot of data does not ensure that a statistically representative model will be obtained. A good predictive model will be obtained only from a really representative sample of the population whose length-weight relationship is to be modeled. The least-squares fit will provide a curve that explains how the mean value of weight evolves as length increases, and the mean value, for each length, is extremely sensitive to the presence of occasional extremely high or extremely low values. Also global bias in samples must be avoided, in the sense that avoiding that certain values dominate with respect to others (for example, for the same length or range of lengths, too many fishes of great weight with respect to fishes with less weight), when the real proportions in the population are violated. If the sample has some hidden bias, the sample size does not guarantee success in obtaining a good model to explain the length-weight relationship. Quantile regression offers a robust and complete approximation (much more than the least squares regression models) to the length-weight relationship, because, for each length, the quantile regression provides an approximation to the weight distribution, represented by diverse percentiles that we can select a priori.

	R^2 (%)	Eam (kg)	Err Est Eam	Erm (%)	Err est Erm
EAST	95.2837	14.6721	0.8136	10.1790	0.4260
Ec 1	96.9450	11.3756	0.6708	7.5912	0.2872
Ec 2	96.6677	11.9303	0.6988	7.9437	0.2661

Tabla 1. Indicadores descriptivos de la bondad del ajuste de las ecuaciones a los datos ($N=474$): Coeficiente de determinación (R^2 (%)), Error absoluto medio ($Eam = \frac{\sum |RW_i - Estimated RW_i|}{N}$ kg), Error Estándar del error absoluto, (Desviación Estándar del error absoluto/ \sqrt{N}) Error relativo medio ($Erm = \frac{\sum \frac{|RW_i - Estimated RW_i|}{Estimated RW_i}}{N} \cdot 100\%$) y Error Estándar del error relativo (Desviación Estándar del error relativo/ \sqrt{N}).

	IC (95%) Eam	IC (95%) Erm
EAST	14.6721 +/- 1.59869 [13.0734; 16.2708]	10.179 +/- 0.837 [9.342; 11.017]
Ec 1	11.3756 +/- 1.31813 [10.0574; 12.6937]	7.591 +/- 0.564 [7.027; 8.156]
Ec 2	11.9303 +/- 1.37316 [10.5571; 13.3034]	7.944 +/- 0.523 [7.421; 8.467]

Tabla 2. Intervalos de confianza al 95% para el Error absoluto medio y el Error relativo medio.

	% valores reales inferiores a los valores estimados (% valores reales superiores a los valores estimados)	Intervalos de confianza al 95 % para el % de valores reales inferiores a los valores estimados (% de valores reales superiores a los valores estimados)
EAST	42.62 (57.38)	[38.1208; 47.2118] ([52.7882; 61.8792])
Ec 1	54.64 (45.36)	[50.0356; 59.1861] ([40.8139; 49.9644])
Ec 2	65.61 (34.39)	[61.1411; 69.8827] ([30.1173; 38.8589])

Tabla 3. Indicadores posicionales para valorar si los modelos proporcionan valores de estimación del peso superiores o inferiores a los valores reales.

	EAST	Ec 1	Ec 2
Recuento	474	474	474
Promedio	11.7863	0.3917	-2.9390
Desviación Estándar	19.7551	18.5153	19.1167
Mediana	0.4584	-0.1624	-0.6877
Intervalo de confianza del 95,0% para la media:	11.7863 +/- 1.783 [10.0033; 13.5693]	0.391699 +/- 1.6711 [-1.2794; 2.0628]	-2.93903 +/- 1.72538 [-4.66441; -1.21365]

Tabla 4. Resumen estadístico para los residuos correspondientes a los distintos modelos analizados respecto de los datos globales e intervalos de confianza al 95% para la media de los residuos.

Percentil curva	a	b
5%	2.00787E-05	2.968608
25%	1.94296E-05	2.993847
50% (mediana)	1.82497E-05	3.015722
75%	1.66805E-05	3.049626
95%	1.58711E-05	3.079667

Tabla 5. Resultados para los parámetros que proporciona la regresión cuantil para los cuantiles seleccionados calculados a partir de la muestra *MOR+GBYP* (en Figura 5).

Numero	Fuente	Peces capturados (N)	Peces medidos (N)	Mes	Rango de tallas (cm)	Año de muestreo	Factor <i>K</i>	Captura o peso real (kg)	Captura o peso deducido (kg) utilizando la ecuación <i>EAST</i>	Captura o peso deducido (kg) utilizando la ecuación <i>Ec 1</i>	Observaciones
1	De Metrio et al. (1995)	10,796	4,456	5	50-234	1994	.	1,129,817	1,013,081	1,103,127	Cerqueros franceses (Tabla 1)
	Residuos/ <i>W_s</i> (%)	-12	-2	.
2	De Metrio et al. (1995)	26,153	6,242	6	115-229	1994	.	4,288,742	3,840,370	4,197,909	Cerqueros franceses (Tabla 1)
	Residuos/ <i>W_s</i> (%)	-12	-2	.
3	Rodriguez-Roda (1967)	.	50	5, 6	130-239	1963	2.01	9,521	8,701	9,551	Muestreo en junio, días 5 y 6
	Residuos/ <i>W_s</i> (%)	-9	1	.
4	Abid et al. (2014)	.	278	5	153-277	1997, 2005, 2010, 2011 y 2013	2.05	58,497	52,824	58,189	.
	Residuos/ <i>W_s</i> (%)	-11	-0.5	.
5	Almadrabas españolas (Estrecho de Gibraltar)	.	199	4,5	127-284	2001-2012	2.02	37,889	34,850	38,337	Base de datos, IEO
	Residuos/ <i>W_s</i> (%)	-9	1	.

Tabla 7. Diferencias existentes por el uso de los modelos *Ec 1* y *EAST* sobre muestras de las que conocemos el peso real.

A		<i>LH</i> (cm)	<i>P</i> (kg)	Diferencia, A/B (%)
$Lt = 318.85 [1 - e^{-0.093(t + 0.97)}]$				
$W = 0.0000315551 L^{2.898454}$ (<i>EAST</i>)				
$Wt = 570 [1 - e^{-0.093(t + 0.97)}]^{2.898454}$				
	Age 5	136	48	-4.0
	Age 10	204	156	-8.2
	Age 15	247	272	-10.2
	Age 20	273	363	-11.2
	Age 25	290	433	-11.8
	Age 30	301	482	-12.2
B		<i>LH</i> (cm)	<i>P</i> (kg)	
$Lt = 318.85 [1 - e^{-0.093(t + 0.97)}]$				
$W = 0.0000192 L^{3.008364}$ (<i>Ec 1</i>)				
$Wt = 653 [1 - e^{-0.093(t + 0.97)}]^{3.008364}$				
	Age 5	136	50	.
	Age 10	204	170	.
	Age 15	247	303	.
	Age 20	273	409	.
	Age 25	290	491	.
	Age 30	301	549	.

Table 8. Diferencias existentes por el uso de los modelos *Ec 1* y *EAST* aplicados a la ecuación de crecimiento del *stock* oriental.

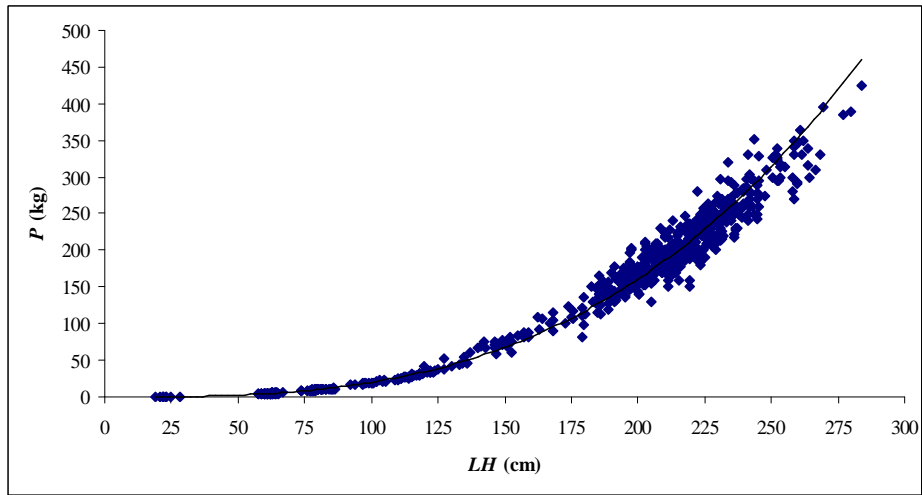


Figura 1. Propuesta de relación talla-peso para ABFT en fase reproductiva. N= 673 (Modelo *Ec 1*).

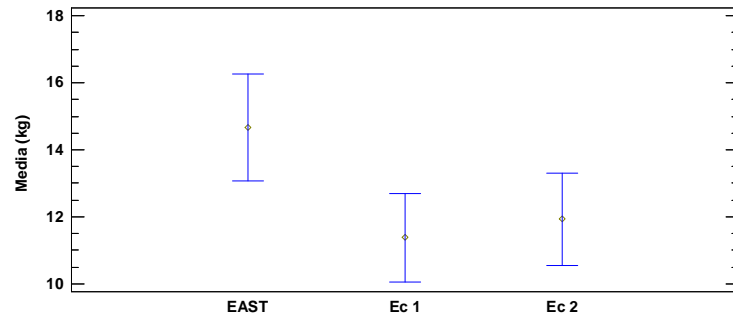


Figura 2. Medias e intervalos del confianza (95%) para los errores absolutos

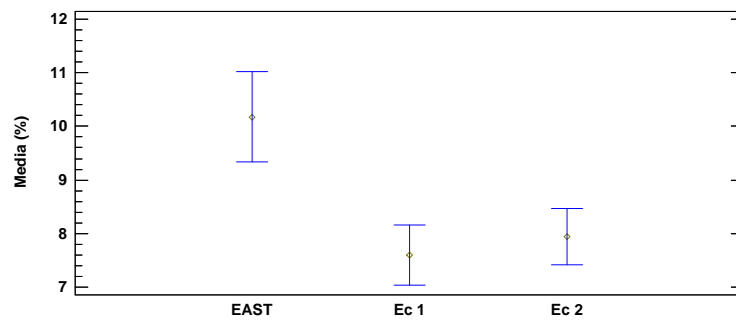
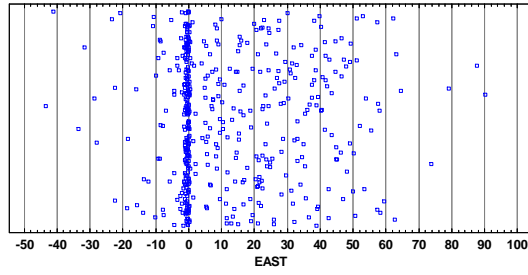
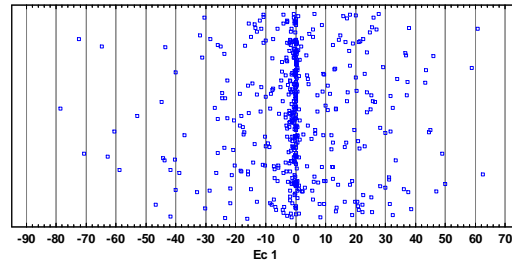


Figura 3. Medias e intervalos del confianza (95%) para los errores relativos.

a)



b)



c)

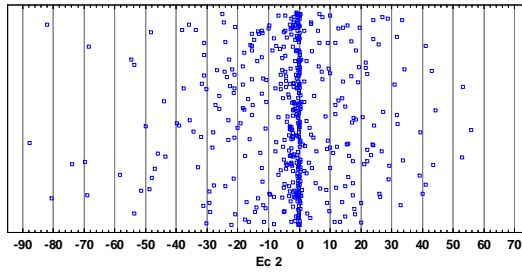


Figura 4. Gráficos de dispersión de los residuos. Las imágenes a), b) y c) corresponden a los residuos de los modelos correspondientes a las ecuaciones *EAST*, *Ec 1* y *Ec 2*, respectivamente.

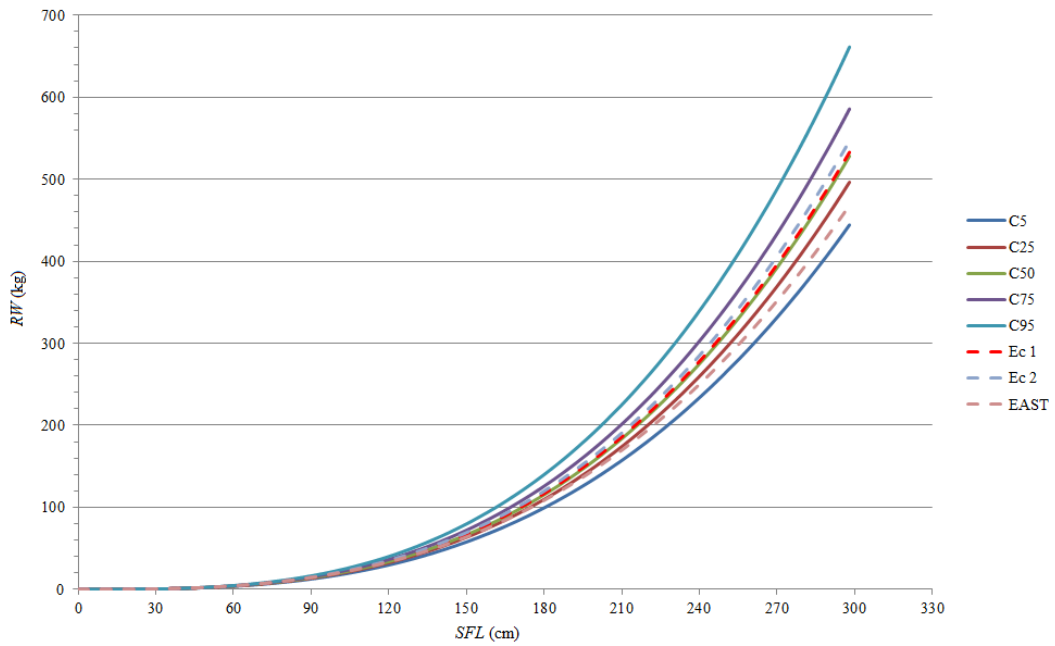


Figura 5. Graficas de las curvas correspondientes a los cuantiles seleccionados y a las curvas objeto de estudio.

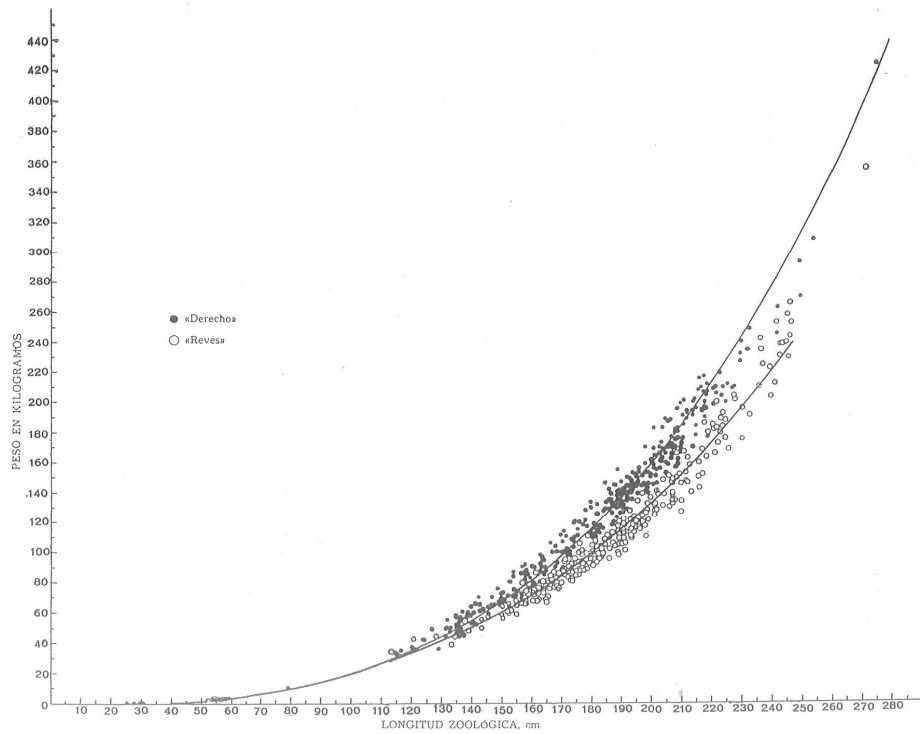


FIG. 15. — Relación talla-peso del atún de Barbate para el conjunto de los años 1956 a 1959. (Tabla VIII.)

Figura 6. Relaciones talla-peso (Rodríguez-Roda, 1964).

õDerechoö, ABFTs en dirección a las zonas de puesta.

õRevésö, ABFTs de regreso al Atlántico.