



Latin American Journal of Aquatic

Research

E-ISSN: 0718-560X

lajar@ucv.cl

Pontificia Universidad Católica de
Valparaíso
Chile

Pérez, Eduardo P.; Arancibia, Melitón

Relaciones funcionales entre la temperatura del agua de mar y el coeficiente de Brody en
cultivos suspendidos de *Argopecten purpuratus*

Latin American Journal of Aquatic Research, vol. 44, núm. 2, mayo, 2016, pp. 355-362

Pontificia Universidad Católica de Valparaíso
Valparaíso, Chile

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=175046298016>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

Research Article

Relaciones funcionales entre la temperatura del agua de mar y el coeficiente de Brody en cultivos suspendidos de *Argopecten purpuratus*

Eduardo P. Pérez^{1,2} & Melitón Arancibia¹

¹Departamento de Biología Marina, Facultad de Ciencias del Mar
Universidad Católica del Norte, Coquimbo, Chile

²Centro de Estudios Avanzados en Zonas Áridas (CEAZA), La Serena, Chile
Autor correspondiente: Eduardo P. Pérez (eperez@ucn.cl)

RESUMEN. Experimentos naturales muestran evidencia que a temperaturas más altas el crecimiento de *Argopecten purpuratus* se ve beneficiado. Así, en condiciones de eventos de El Niño la velocidad de crecimiento se puede hasta duplicar al ser comparada con períodos de su ausencia. Sin embargo, estudios recientes mostraron que aunque las temperaturas promedios de cultivo en Perú (Playa El Carbón) y en Chile (Bahía de Tongoy) pudieran mostrar valores similares, se evidenciaron diferencias en la velocidad de crecimiento. Para explicar esta situación se relacionó la velocidad de crecimiento mediante regresiones lineales, determinada con el coeficiente de Brody (k) de la ecuación de von Bertalanffy y la temperatura a 10 m de profundidad, utilizándose las unidades térmicas acumuladas (UTA) en distintas escalas de tiempo. Los resultados indicaron alta correlación entre las UTA y k al primer ($R^2 = 0,69$) y segundo mes de edad ($R^2 = 0,80$). Los resultados pueden ser utilizados para evaluar el comportamiento futuro de cohortes de ostión del norte o predecir el crecimiento futuro de *A. purpuratus* en modelos de simulación bioeconómicos si se dispone de pronósticos oceanográficos de corto, mediano o largo plazo de las condiciones de temperatura en la zona de estudio.

Palabras clave: *Argopecten purpuratus*, crecimiento, temperatura, coeficiente de Brody, acuicultura.

Functional relationships between temperature and Brody's coefficient in suspended culture of *Argopecten purpuratus*

ABSTRACT. Natural experiments have shown an improve growth in *Argopecten purpuratus* when temperature is higher. During El Niño events the velocity of growth can be twice comparing with non El Niño periods. However, recent studies have shown differences in growth velocity between Perú (El Carbón Beach), and Chile (Tongoy Bay), although temperature was similar values. To explain this difference the velocity of growth (determined the Brody's coefficient in von Bertalanffy growth formulae, k) and the temperature (using accumulated thermal units, ATU) of culture at 10 m of depth were related using regression analysis. Results showed a high correlation between ATU and k at first and second month of age ($R^2 = 0.69$ and 0.80, respectively). Results may be useful in order to evaluate future performance in cultured cohorts, and to predict future growth patterns in bio economics models, when short, middle and long terms temperature forecasts are available for the study zone.

Keywords: *Argopecten purpuratus*, growth, temperature, Brody's coefficient, aquaculture.

INTRODUCCIÓN

Se ha descrito el origen zoogeográfico del género *Argopecten* en aguas tropicales/subtropicales en la zona del Caribe y del Atlántico que colonizó las áreas del Pacífico, antes de la formación del istmo de Panamá (Waller, 1969), originando dos especies: *A. circularis* y *A. purpuratus*. De acuerdo a Wolff (1987), esto explica

por qué *A. purpuratus* aumentó sus tasas de supervivencia y de crecimiento durante el intenso fenómeno de El Niño de 1983, en momentos en que se pensaba que esta especie tenía su origen en aguas frías y el efecto del incremento de la temperatura debería haber tenido efectos negativos importantes sobre sus bancos naturales. Además, es consistente con lo esperado por la teoría ecológica, donde la adecuación bioló-

gica de una especie tiende a mostrar un óptimo en zonas intermedias de los ejes del nicho (Lysyk, 2001). En oposición, en situaciones extremas la respuesta será subóptima, debido a que el organismo estará sometido a un nivel de estrés importante, lo cual ha sido demostrado para varios taxa (Anguas-Vélez *et al.*, 2003; Kausar & Salim, 2006; Pérez, 2010; Rodríguez-Aguilera & García-Araya, 2010).

Aunque resulta innegable que el crecimiento es el resultado de múltiples factores se han hecho esfuerzos por tratar de predecirlo a partir de relaciones funcionales, que enlacen una variable de fácil medición con la tasa de crecimiento. Por ejemplo, Pérez (2010) demostró que la temperatura del agua de mar es un buen predictor del crecimiento del abalón rojo *Haliotis rufescens*, que crece de manera óptima a ~16,9°C, mientras que a temperaturas inferiores o superiores, su crecimiento disminuye. Basado en estos resultados, Pérez (2010) sugirió su potencial uso en otras especies.

En *A. purpuratus* no se conocen antecedentes que vinculen la velocidad de crecimiento con la temperatura, como tampoco los óptimos fisiológicos para su crecimiento. Numerosos autores sugieren que en Perú la velocidad de crecimiento es mayor que la reportada para las poblaciones chilenas (Wolff, 1987; Wolff & Garrido, 1991; Avendaño & Cantillánez, 2005; Tarazona *et al.*, 2007; Cisneros *et al.*, 2008; Thébault *et al.*, 2008), debido a las mayores temperaturas observadas en Perú. Recientemente, Pérez *et al.* (2012) mostraron evidencia que no necesariamente una mayor temperatura produce un crecimiento más rápido. Así en Tongoy, Chile, una cohorte que creció a una temperatura promedio mayor mostró un crecimiento menor que otra, que creció a menor temperatura. Incluso, notaron que el rango de temperaturas para estas dos cohortes fue similar a la temperatura de cultivo reportada para Perú (Cisneros *et al.*, 2008) y aun así el crecimiento fue menor, comparando localidades de ambos países. Cisneros *et al.* (2008) señalan que sus resultados probablemente se deberían a una erosión genética, donde producto de las cosechas de los individuos con mayor velocidad de crecimiento, los individuos que finalmente se reproducen son los que codifican genéticamente para una menor velocidad de crecimiento.

Sin embargo, existe una explicación que puede ser complementaria (o alternativa) y es que la temperatura promedio del periodo de cultivo de la cohorte, sea inapropiada para medir efectos que ocurren en realidad a una escala de tiempo menor. Wolff (1987) mencionó que los ostiones más jóvenes mostraron crecimientos más rápidos con aumento de la temperatura. En este sentido es probable que el efecto de la temperatura sea mejor reflejado en una escala temporal a nivel mensual, que a nivel anual, como lo ha señalado Pérez *et al.*

(2012). Existe evidencia que asociar la temperatura acumulada con el crecimiento, puede ser más explicativa que el simple promedio (Alamar *et al.*, 2002). Así, la predicción del crecimiento es función de la temperatura del agua acumulada en el tiempo. Esto se ha demostrado para otros grupos taxonómicos tan disímiles como peces (Cho, 1992; Morales, 2004) y crustáceos (Audelo-Naranjo *et al.*, 1999).

En consecuencia, el objetivo de este trabajo es relacionar la temperatura (específicamente las Unidades Térmicas Acumuladas, UTA) con la velocidad de crecimiento (medido mediante el coeficiente de Brody k) del ostión del norte *Argopecten purpuratus*, en cultivos suspendidos en Tongoy usando distintos grados de resolución temporal en su análisis.

MATERIALES Y MÉTODOS

La base de datos empleada fue la misma utilizada por Pérez *et al.* (2012) y condensa información del cultivo del ostión del norte *A. purpuratus* en Bahía Tongoy (Coquimbo, Chile, Fig. 1), recopilada entre noviembre de 2003 y febrero de 2007.

El cultivo comienza con la captación de semillas en ambiente natural, mediante bolsas de netlón (Pereira, 2004). Después de tres meses del proceso de fijación, las semillas fueron seleccionadas en distintos rangos de tamaño. Dependiendo de su tamaño, estos grupos de individuos de la misma edad fueron separados, siguiendo su crecimiento espacialmente segregados, esto es, en líneas de cultivos distintas, pero que cada una de ellas tiene organismos de cohortes diferentes, pero del mismo tamaño. Esto hace difícil reunir dichos subgrupos de tamaño para estimar la progresión modal de la cohorte. A través de un proceso de trazabilidad, desde la etapa de captación natural hasta la cosecha (que fue variable entre los 18 y 24 meses de cultivo), se reunieron esos grupos y se calcularon los valores de incremento en tamaño entre fechas de muestreo sucesivas, para disminuir el error asociado al estimar el crecimiento a subsecciones de una misma cohorte de cultivo (Pérez *et al.*, 2012).

Estimación de los parámetros de crecimiento

Según Pérez *et al.* (2012), durante la fase de cultivo en bolsas colectoras no se realizan muestreos de longitud; esto hace que para las semillas captadas desde el medio haya solo una edad aproximada que puede ser conocida a partir de la fecha de calado de las bolsas colectoras, la que coincide con la época de disponibilidad de larvas (Pereira, 2004). Sin embargo, dado que el asentamiento no se produce el mismo día de calado, esta edad aproximada debe ser corregida. Esta corrección se logró utilizando la ecuación propuesta por Estévez (1992),

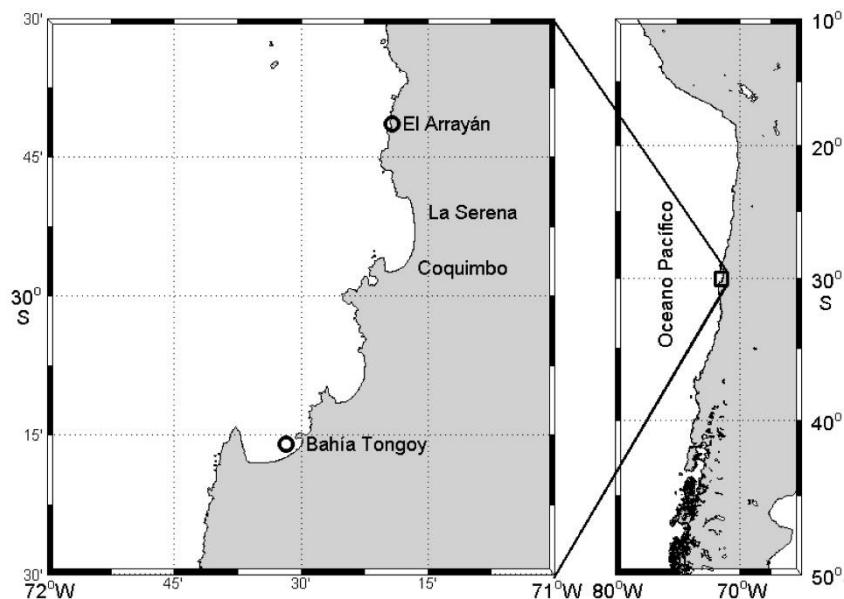


Figura 1. Localización del área de estudio y de la estación de El Arrayán.

que relaciona la longitud de un individuo promedio durante las primeras 20 semanas post-fijación,

$$\log(\text{longitud}) = 1,825 + 0,017622 \cdot \text{semanas} \quad (1)$$

Aunque esta ecuación de regresión fue estimada para condiciones de laboratorio, es la única ecuación disponible para retrocalcular el tiempo requerido para alcanzar una talla, la más pequeña que puede ser medida dado los protocolos de cultivo (Araneda, 2000). Luego, conociendo el tiempo transcurrido desde la fijación (Ec. 1) y la fecha del primer muestreo de la cohorte se puede establecer la edad en ese tiempo. Las edades sucesivas pueden ser calculadas sumando el tiempo transcurrido entre muestreos determinando una tabla con la clave edad-longitud.

A partir del cultivo en *pearl nets* (Araneda, 2000; Pérez *et al.*, 2012), los individuos fueron medidos regularmente a través del tiempo (longitud valvar) con un pie de metro de precisión 0,1 mm. La información de edad-longitud fue procesada utilizando la ecuación de crecimiento de von Bertalanffy (Hilborn & Walters, 1991), la cual es un buen descriptor del crecimiento en esta especie y ha sido ampliamente utilizada para describir el crecimiento de *A. purpuratus* (Wolff, 1987; Wolff & Garrido, 1991; Mendo & Jurado, 1993; Thébault *et al.*, 2008; Pérez *et al.*, 2012). Esta ecuación establece que la longitud a cualquier edad (L_t) depende de la edad (t), longitud máxima promedio (L_∞), coeficiente de Brody (k) y edad teórica a la cual la longitud fue cero (t_0),

$$L_t = L_\infty \cdot [1 - \exp^{(-k \cdot (t - t_0))}] \quad (2)$$

Dado que la longitud al momento de la metamorfosis es de $\sim 250 \mu\text{m}$ (Estévez, 1992), el valor de t_0 se ajustó a cero y sólo los parámetros L_∞ y k fueron estimados mediante el método de mínimos cuadrados, usando como función objetivo,

$$\min \rightarrow (L_{obs} - L_{esp})^2 \quad (3)$$

Para cada una de las cohortes analizadas se verificó que las relaciones entre k y L_∞ fueran consistentes entre sí. Para ello se usó como punto de referencia la constancia en el valor del índice de crecimiento estándar Φ' (Pauly, 1991; Sparre & Venema, 1997):

$$\Phi' = \log(k) + 2 \log(L_\infty) \quad (4)$$

De acuerdo a la ecuación (4) existe una relación inversa entre el parámetro k y L_∞ de la ecuación (2). así, a mayor k , L_∞ disminuye (Pauly, 1991). Sin embargo, la relación entre ambos parámetros es una constante (Φ').

Cohortes analizadas

Se analizaron las tres cohortes obtenidas en ambiente natural cuyos resultados están contenidos en el trabajo original de Pérez *et al.* (2012). Estas son las cohortes obtenidas en noviembre 2003, julio 2005 y enero 2006. A estas se agregaron aquellas seleccionadas de la base de datos y que satisfacen el criterio de Φ' estable, descrito en el párrafo anterior y que fueron calculadas para tener una regresión con la mayor cantidad de cohortes posibles. En total, se analizaron nueve cohortes, tres del trabajo de Pérez *et al.* (2012) y seis

cuyos parámetros de crecimiento se ajustaron en este trabajo.

Para la temperatura del agua de mar, se trabajó con la misma base de datos usada por Pérez *et al.* (2012), que corresponde a la temperatura media diaria a 10 m de profundidad en una concesión de cultivo ubicada en Tongoy. En el caso de los datos faltantes, se utilizaron los registros de una estación de monitoreo continuo en la zona submareal de El Arayán, ubicada a 66 km, que corresponde a una estación de monitoreo que registra la temperatura promedio diaria en la zona submareal somera (Pérez *et al.*, 2012). La validación de los datos provenientes de El Arayán fue realizada previamente por Pérez *et al.* (2012) de modo que la base de datos para el periodo enero 2003 a abril 2007 es representativo de la temperatura del agua de mar a 10 m de profundidad en Tongoy.

Relación entre las UTA y el crecimiento

Las UTA fueron resultado de la suma de las temperaturas medias diarias, contenida en la base de datos de temperatura, a partir de la fecha estimada de nacimiento de las cohortes. Así, se calcularon las UTA para 1, 2 y 3 semanas y para 1, 2, 3, 6 y 12 meses de edad.

Para evaluar la relación entre las UTA y el coeficiente de Brody, que mide la velocidad a la cual un individuo promedio alcanza la longitud máxima promedio (L_∞), se hicieron regresiones lineales (Zar, 1999) entre las UTA en los distintos períodos de tiempo descritos anteriormente *versus* el valor del coeficiente de Brody k . Se seleccionó la mejor función de ajuste de las disponibles en Excel y finalmente, se verificó si la relación fue estadísticamente significativa (Zar, 1999).

RESULTADOS

En la base de datos disponibles, se encontraron seis cohortes (Tabla 1) que satisfacen el criterio del índice estándar de crecimiento (Φ'). Así, sumadas las tres cohortes del estudio de Pérez *et al.* (2012) se contó con nueve cohortes para los análisis posteriores.

Los valores de Φ' estuvieron en el rango 3,91-4,04, que representan una variación porcentual de 3,4% entre el valor menor y mayor (Tabla 1). El dato más frecuente está en la marca de clase 3,95 (3,94-3,96). Se encontró una pendiente negativa para la relación entre k y L_∞ (Fig. 2). Así, mientras más rápido es el crecimiento (mayor k), menor es el valor de L_∞ . El coeficiente de determinación para esta relación fue de 97%.

El grado de asociación (r) entre los valores de UTA y k tuvieron magnitudes diferentes en distintos tiempos para el análisis, incluso el tipo de modelo varió. Por ejem-

Tabla 1. Resultado de los parámetros de crecimiento estimados para cada cohorte analizada en este estudio.

Fecha estimada de nacimiento	L_∞ (mm)	k (año ⁻¹)	Φ'
Pérez <i>et al.</i> (2012)			
22 noviembre 2003	106,8	0,76	3,94
24 julio 2005	131,3	0,64	4,04
17 enero 2006	139,3	0,48	3,97
Este trabajo			
12 junio 2005	170,8	0,37	4,03
21 mayo 2005	128,2	0,55	3,96
23 febrero 2005	104,3	0,82	3,95
24 febrero 2004	94,1	0,92	3,91
19 febrero 2004	85,6	1,21	3,95
16 enero 2004	82,9	1,40	3,98

plo, el modelo que describe de mejor manera la relación entre las dos variables fue de tipo exponencial para la primera semana (Fig. 3a), mientras que para las UTA al primer mes fue de tipo logarítmico (Fig. 3d), mientras que a los tres meses fue potencial (Fig. 3f). El coeficiente de determinación (R^2) varió entre 0,80 y 0,003 a los 2 y 6 meses, respectivamente (Figs. 3e-3g, respectivamente). A excepción del mes 6 del análisis todas las regresiones mostraron ser significativas ($P < 0,05$).

El mejor nivel de ajuste se encontró en la relación entre UTA y k para el mes 2 (Fig. 3e), con un valor de $r = 0,80$ con la ecuación, $k = 0,0002 e^{0,009 \cdot UTA_2}$ (5)

DISCUSIÓN

Los resultados muestran que en el ostión del norte *A. purpuratus* existe una correlación alta entre la temperatura (medida como UTA) y el coeficiente de Brody, si se consideran los dos primeros meses de vida en cultivo suspendido en Tongoy. A este periodo que comprende los dos primeros meses de vida se denominó UTA_2 (unidades térmicas acumuladas bimensual), para identificarlo de otros períodos de tiempo analizados en este estudio. Para otras edades t analizadas (UTA_t) se obtuvieron menores valores de correlación que para el periodo UTA_2 , donde la correlación entre las dos variables fue de 0,89 ($R^2 = 0,80$). Esto significa que el crecimiento futuro de *A. purpuratus* en Bahía Tongoy puede ser predicho con seguridad, contabilizando la temperatura del agua de mar acumulada, medida a 10 m de profundidad, durante los dos primeros meses de vida. Alternativamente, se podrían usar las UTA para uno (UTA_1) o tres meses (UTA_3), aunque los valores de correlación son inferiores. En el caso de UTA_3 la correlación es 0,83 ($R^2 = 0,69$), pero se desea predecir el crecimiento en el menor tiempo posible, por lo que su uso es menos práctico que con UTA_2 . Para UTA_1 se podría predecir el crecimiento futuro al primer mes de

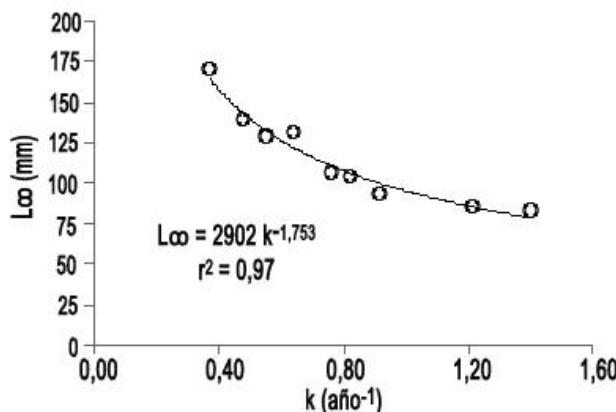


Figura 2. Relación entre el coeficiente de Brody (k año $^{-1}$) y la longitud máxima promedio (L_{∞} mm) para las cohortes analizadas en este estudio.

vida, pero el ajuste es menor, con una correlación 0,81 ($R^2 = 0,66$). De esta manera la ecuación descrita en la Figura 3e es la más adecuada en términos de ajuste.

Es importante volver sobre el valor del coeficiente de determinación, que explica el porcentaje de varianza de la variable dependiente que es explicado por la independiente. El hecho que al segundo mes de vida el R^2 del modelo sea de 0,80 implica que el 80% de la varianza observada en el coeficiente de Brody es explicada por una única variable: la temperatura. Esto es, a pesar de las múltiples variables involucradas en la expresión del crecimiento, esta única variable explica gran parte de ese crecimiento. Esto puede tener al menos dos implicancias: i) que la variable alimento, otra importante variable que explica el crecimiento, esté acoplada a la temperatura. En este sentido, Wolff (1987) sugirió que el aumento en temperatura estuvo acompañado por un aumento en la disponibilidad de alimento capaz de ser consumido y asimilado por los ostiones; ii) que en Bahía Tongoy, al menos durante el periodo de estudio, el alimento no constituyó un factor limitante para el crecimiento. Esta bahía ha sido históricamente productora de ostiones de manera que la población existe de manera natural. Siendo así, se puede pensar que reúne todas las condiciones necesarias para su permanencia en el tiempo. De esta manera, el alimento al no constituir un factor limitante, se puede evidenciar con mayor nitidez el efecto de otras variables importantes en el proceso de crecimiento, como la temperatura.

Por otra parte, la alta asociación entre los valores de las variables UTA₂ y k y entre k y L_{∞} permite calcular también los valores de longitud máxima promedio de la ecuación de crecimiento de von Bertalanffy (ECVB) para distintas situaciones ambientales, medidas en términos de temperatura del agua. En efecto, el valor de

k explicó el 97% del valor observado en L_{∞} . Así, es posible calcular los parámetros de la ECVB directamente de los valores de UTA (para el caso de k) o indirectamente (para el caso de L_{∞}). Razonando en términos análogos a Pérez (2010), el coeficiente de Brody (k año $^{-1}$) se puede calcular como,

$$k = 0,0002 e^{0,009 \cdot UTA_2} \quad (5)$$

y utilizando la constancia en el valor del índice estándar de crecimiento (Φ'), que varió solo un 3,4%, se puede calcular el valor de la longitud máxima promedio como,

$$L_{\infty} = \sqrt{\frac{10^{3,95}}{0,0002 \cdot e^{0,009 \cdot UTA_2}}} \quad (6)$$

Así, la ECVB para el ostión del norte mantenido en cultivo suspendido en Bahía Tongoy puede ser reescrita como,

$$L_t = \sqrt{\frac{10^{3,95}}{0,0002 \cdot e^{0,009 \cdot UTA_2}}} [1 - e^{-0,0002 e^{0,009 \cdot UTA_2} \cdot t}] \quad (7)$$

ya que se asumió el valor de t_0 como cero (Pérez *et al.*, 2012). Eventualmente, se podría usar la ecuación de la Figura 2d para calcular el valor de k usando los datos de UTA₁, aunque con menor exactitud, y el valor de L_{∞} reemplazando convenientemente el valor del denominador en la Ec. (6) y en el exponente de la Ec. (7).

La ECVB ha sido descrita como apropiada para describir el crecimiento de *A. purpuratus* (Wolff, 1987; Wolff & Garrido, 1991; Mendo & Jurado, 1993; Thébault *et al.*, 2008; Pérez *et al.*, 2012). Además, se sabe que existe una relación inversa entre k y L_{∞} (Pauly, 1991; Pérez, 2010) y que si uno de estos parámetros varía el otro sufre una variación acoplada que puede ser calculada mediante el índice estándar de crecimiento (Pauly, 1991). De esta manera, los resultados obtenidos en este trabajo están plenamente sostenidos por el conocimiento teórico esperable en términos biológico pesqueros y que el uso dado a través de las Ec. (6 y 7) puede ser considerado como válido para *A. purpuratus* mantenido en cultivos suspendidos en Bahía Tongoy, usando como indicador ambiental las UTA en los términos descritos anteriormente.

Por otra parte, los resultados pueden resultar de utilidad al ser aplicados (i) por los jefes de centros productivos para evaluar el comportamiento futuro de cohortes de ostión del norte o (ii) predecir el crecimiento futuro de *A. purpuratus* en modelos de simulación bioeconómicos, como el descrito por Pérez (2014). Todo esto requiere de pronósticos océano-gráficos de corto, mediano o largo plazo de las condiciones de temperatura en la zona de estudio descrita por Pérez *et al.* (2012), relajando en supuesto presente en dicho modelo, en el sentido que el crecimien-

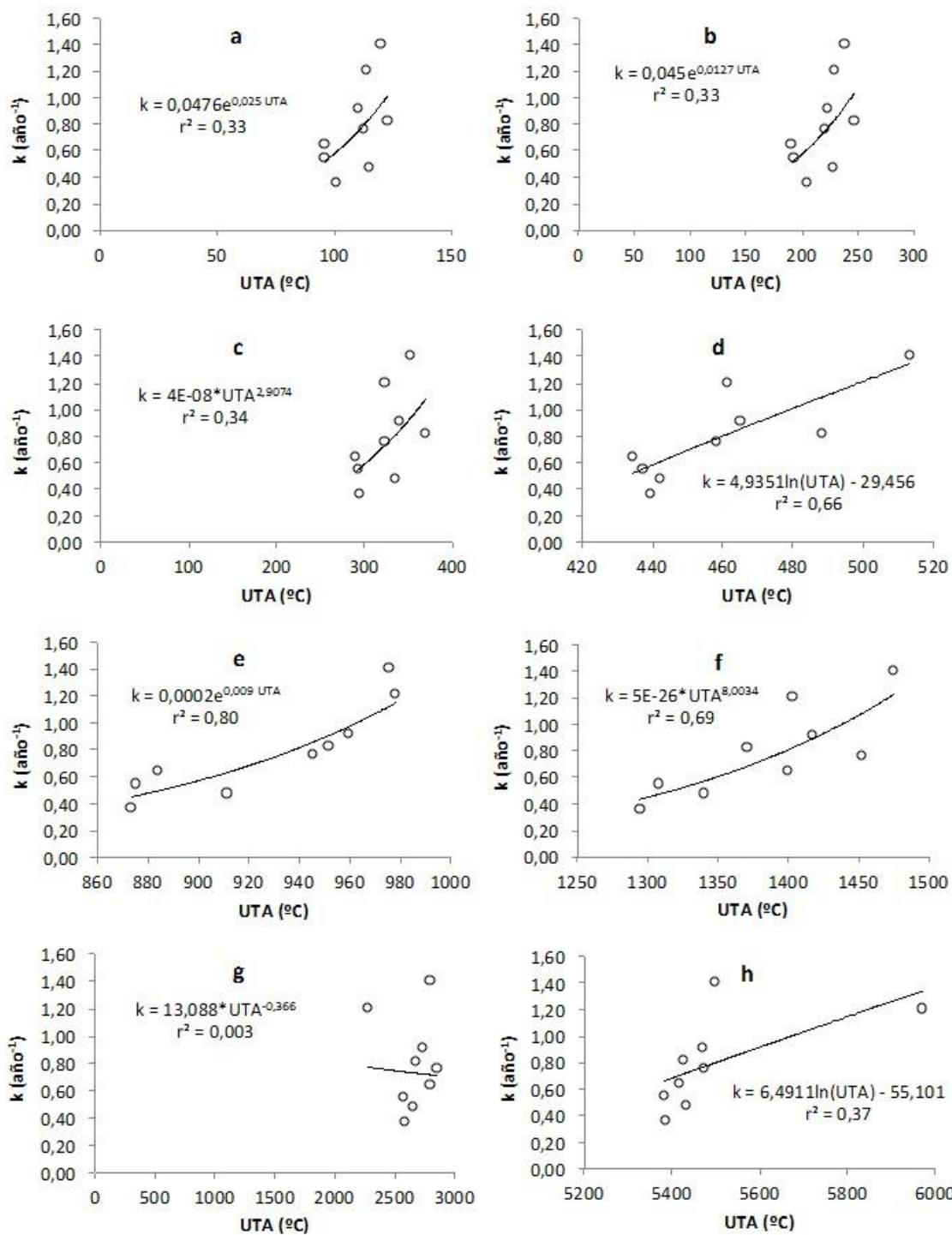


Figura 3. Relaciones entre las UTA y k a distintas escalas temporales. a) 1 semana, b) 2 semanas, c) 3 semanas, d) 1 mes, e) 2 meses, f) 3 meses, g) 6 meses, h) 12 meses.

to es idéntico para cualquier cohorte, independiente de la época de año que comenzó el cultivo.

Esta relación entre las UTA y el coeficiente Brody (k) podría explicar los resultados de Pérez *et al.* (2012), quienes no encontraron una asociación clara entre la temperatura y el patrón de crecimiento de *A. purpuratus*.

En Pérez *et al.* (2012) se encontró una relación inversa entre la temperatura promedio y el coeficiente de Brody, contrario a lo esperado. Efectivamente, al considerar el promedio de temperatura de cultivo para el ciclo completo de cultivo, se podría enmascarar el efecto de la temperatura en el crecimiento. Los resulta-

dos obtenidos confirman que sí hay una existencia entre temperatura del agua y el valor del coeficiente de Brody, pero que esta relación queda establecida dentro de los dos primeros meses de vida del ostión. Si esto fuera correcto, el crecimiento podría quedar determinado a edades tempranas, con independencia del comportamiento de la variable temperatura del agua luego de este periodo.

Finalmente, los resultados sugieren que el crecimiento de *A. purpuratus* puede quedar determinado en el estado juvenil. Es probable que esta condición esté relacionada con la producción de proteínas de estrés térmico (HSPs, por sus siglas en inglés), que es producida tanto en condiciones de ausencia o presencia de estrés térmico (Yang *et al.*, 2014). Anteriormente, Zapata *et al.* (2009) describieron la producción de Hsp70 en larvas de *A. purpuratus* sometidas experimentalmente a estrés por cobre. En juveniles, en condiciones de "no estrés", altos niveles basales de Hsp70 podrían afectar positivamente al coeficiente de Brody al reducir los costos asociados a la biogénesis de proteínas (Brokordt *et al.*, 2009). Por su origen geográfico (Avendaño *et al.*, 2001; Avendaño & Cantillánez, 2008) y por las temperaturas observadas en Tongoy, se puede suponer que *A. purpuratus* no está en condiciones de estrés térmico con el aumento de la temperatura local, sino más bien con un aumento de la temperatura, el crecimiento se ve favorecido como lo reportado por Wolff (1987) y Mendo *et al.* (2008) para Perú. De esta manera, los resultados de la alta correlación entre UTA y el valor del coeficiente de Brody en los primeros meses de vida, podrían ser explicados por una respuesta fisiológica a los niveles de temperatura en los períodos iniciales de crecimiento, lo que redunda en un efecto crónico sobre el crecimiento. Investigaciones en el campo de la fisiología permitirían explicar de mejor manera la validez de esa interpretación.

REFERENCIAS

- Alamar, M., V. Estruch, J. Pastor & A. Vidal. 2002. Modelo aleatorio de crecimiento CCT biparamétrico. Bol. Inst. Esp. Oceanogr., 18: 7-14.
- Anguas-Vélez, B.H., R. Civera-Cerecedo, E. Goytortúa-Bores & S. Rocha-Meza. 2003. Efecto de la temperatura y la densidad de cultivo sobre el crecimiento de juveniles de la cabrilla arenera, *Paralabrax maculatofasciatus*. Hidrobiológica, 13: 309-315.
- Araneda, M. 2000. Modelación bioeconómica para el cultivo comercial del recurso ostión del norte *Argopecten purpuratus* (Lamarck, 1819) en sistema suspendido. Tesis de Ingeniero en Acuicultura, Universidad Católica del Norte, Coquimbo, 98 pp.
- Audelo-Naranjo, J.M., O. Zamudio-Armenta & J.L. Madero-Pérez. 1999. Comparación de la tasa de crecimiento de *Penaeus vannamei* (Decapoda: Penaeidae) en cultivos semi-intensivos de invierno y de verano. Rev. Biol. Trop., 47: 119-121.
- Avendaño, M. & M. Cantillánez. 2005. Crecimiento y estructura demográfica de *Argopecten purpuratus* en la Reserva Marina La Rinconada, Antofagasta, Chile. Cienc. Mar., 31: 491-503.
- Avendaño, M. & M. Cantillánez. 2008. Aspectos biológicos y poblacionales de *Argopecten purpuratus* en la reserva marina La Rinconada: contribución para su manejo. In: A. Lovatelli, A. Farías & I. Uriarte (eds.). Estado actual del cultivo y manejo de moluscos bivalvos y su proyección futura: factores que afectan su sustentabilidad en América Latina. Taller Técnico Regional de la FAO. 20-24 de agosto de 2007, Puerto Montt, Chile. FAO Actas de Pesca y Acuicultura. N°12: 249-266.
- Avendaño, R.E., C. Riquelme, R. Escribano & N. Reyes. 2001. Sobrevivencia y crecimiento de post-larvas de *Argopecten purpuratus* (Lamarck, 1819) en Bahía Ingresa, Chile: efectos del origen, distribución en la bahía y bacterioflora larval. Rev. Chil. Hist. Nat., 74: 669-679.
- Brokordt, K., N. Leiva, K. Jeno, G. Martínez & F. Winkler. 2009. Effect of allozyme heterozygosity on basal and induced levels of heat shock protein (Hsp70), in juvenile *Concholepas concholepas* (Mollusca). J. Exp. Mar. Biol. Ecol., 370: 18-26.
- Cisneros, R., J. Bautista & J. Argüelles. 2008. Crecimiento comparativo de la concha de abanico (*Argopecten purpuratus*) en sistemas suspendidos. Ecol. Aplic., 7: 81-87.
- Cho, C.Y. 1992. Feeding systems for rainbow trout and other salmonids with reference to current estimates of energy and protein requirements. Aquaculture, 100: 107-123.
- Estévez, M.B. 1992. Efectos de la autofecundación en el desarrollo temprano de *Argopecten purpuratus*. Tesis de Biólogo Marino. Universidad Católica del Norte, Coquimbo, 50 pp.
- Hilborn, R. & C. Walters. 1991. Quantitative fisheries stock assessment. Choice, dynamic and uncertainty. Chapman & Hall, New York, 570 pp.
- Kausar, R. & M. Salim. 2006. Effect of water temperature on the growth performance and feed conversion ratio of *Labeo rohita*. Pak. Vet. J., 26: 105-108.
- Lysyk, T.J. 2001. Relationships between temperature and life history parameters of *Muscidifurax zaraptor* (Hymenoptera: Pteromalidae). Environ. Entomol., 35: 107-119.

- Mendo, J. & E. Jurado. 1993. Length-based growth parameter estimates of the Peruvian scallop (*Argopecten purpuratus*). Fish. Res., 15: 357-367.
- Mendo, J., M. Wolff, W. Carbajal, I. González & M. Badjeck. 2008. Manejo y explotación de los principales bancos naturales de concha de abanico (*Argopecten purpuratus*) en la costa peruana. In: A. Lovatelli, A. Farías & I. Uriarte (eds.). Estado actual del cultivo y manejo de moluscos bivalvos y su proyección futura: factores que afectan su sustentabilidad en América Latina. Taller Técnico Regional de FAO. 20-24 agosto 2007. Puerto Montt, Chile. FAO Actas de Pesca y Acuicultura, N°12: 101-114.
- Morales, G. 2004. Crecimiento y eficiencia alimentaria de trucha arco iris (*Oncorhynchus mykiss*) en jaulas bajo diferentes regímenes de alimentación. Tesis de Ingeniero Agrónomo, Universidad de Buenos Aires, Buenos Aires, 51 pp.
- Pauly, D. 1991. Growth performance in fishes: rigorous description of patterns as a basis for understanding causal mechanisms. Aquabyte, 4: 3-6.
- Pereira, L. 2004. Tecnología de producción de semillas de ostión del norte (*Argopecten purpuratus*) en ambiente natural. Cultivo de moluscos comerciales. Segundo Curso Internacional, Universidad Católica del Norte, Coquimbo, pp. 137-152.
- Pérez, E.P. 2010. Una modificación de la ecuación de crecimiento de von Bertalanffy para incluir el efecto de la temperatura en el crecimiento del abalón rojo *Haliotis rufescens* para su uso en acuicultura. Rev. Biol. Mar. Oceanogr., 45: 303-310.
- Pérez, E.P. 2014. Efectos económicos de la estrategia de cosechas múltiples en el cultivo del ostión del norte *Argopecten purpuratus*: una oportunidad para mejorar la competitividad. Lat. Am. J. Aquat. Res., 42: 180-191.
- Pérez, E.P., C. Azócar, A. Araya, O. Astudillo & M. Ramos. 2012. Comparación del crecimiento de *Argopecten purpuratus* entre cohortes obtenidas de captación de larvas en ambiente natural y de hatchery. Lat. Am. J. Aquat. Res., 40: 1026-1038.
- Rodríguez-Aguilera, A. & A. García-Araya. 2010. Efecto de la temperatura sobre el crecimiento y sobrevivencia del camarón de río del sur (*Samastacus spinifrons*, Phillipi: 1992) en su etapa joven. Rev. AquaTIC, 32: 7-21.
- Sparre, P. & S.C. Venema. 1997. Introducción a la evaluación de recursos pesqueros tropicales. Parte 1 Manual. FAO Doc. Tec. Pesca, 306: 420 pp.
- Tarazona, J., R. Espinoza, M. Solís & W. Arntz. 2007. Crecimiento y producción somática de la concha de abanico en Bahía Independencia, Pisco comparados entre eventos El Niño y La Niña (*Argopecten purpuratus*) (Perú). Rev. Biol. Mar. Oceanogr., 42: 275-285.
- Thébault, J., G. Thouzeau, L. Chauvaud, M. Cantillánez & M. Avendaño. 2008. Growth of *Argopecten purpuratus* (Mollusca: Bivalvia) on a natural bank in northern Chile: sclerochronological record and environmental controls. Aquat. Liv. Res., 21: 45-55.
- Waller, T.R. 1969. The evolution of the *Argopecten gibbus* stock (Mollusca: Bivalvia), with emphasis on the tertiary and quaternary species of eastern North America. J. Paleontol., 43: 125 pp.
- Wolff, M. 1987. Population dynamics of the Peruvian scallop *Argopecten purpuratus* during the El Niño phenomena of 1983. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 44: 1684-1691.
- Wolff, M. & J. Garrido. 1991. Comparative study of growth and survival of two color morphs of the Chilean scallop *Argopecten purpuratus* Lamarck in suspended culture (1819). J. Shellfish Res., 1: 47-53.
- Yang, C., L. Wang, J. Wang, Q. Jiang, L. Qiu & H. Zhang. 2014. The polymorphism in the promoter of Hsp70 gene is associated with heat tolerance of two congenital endemic bay scallops (*Argopecten irradians irradians* and *A. i. concentricus*). PLoS ONE, 9: 1-13.
- Zapata, M., A. Tanguy, E. David, D. Moraga & C. Riquelme. 2009. Transcriptomic response of *Argopecten purpuratus* post-larvae to copper exposure under experimental conditions. Gene, 442: 37-46.
- Zar, J.H. 1999. Biostatistical analysis. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, 718 pp.

Received: 11 September 2014; Accepted: 22 February 2016