

Research Article

Estimación de mortalidad natural e incertidumbre para congrio dorado (*Genypterus blacodes* Schneider, 1801) en la zona sur-austral de Chile

Rodrigo Wiff¹, J.C. Quiroz¹, Vilma Ojeda¹ & Mauricio A. Barrientos²

¹División de Investigación Pesquera, Instituto de Fomento Pesquero
Blanco 839, Valparaíso, Chile

²Instituto de Matemáticas, Pontificia Universidad Católica de Valparaíso
Blanco Viel 596, Cerro Barón, Valparaíso, Chile

RESUMEN. El congrio dorado (*Genypterus blacodes*) es un pez demersal de gran importancia económica en la pesquería multiespecífica y multiflota que opera en la zona sur-austral de Chile (41°28'-57°00'S). Desde principio de los años noventas se consideró para efectos de la evaluación poblacional la existencia de un único stock. Sin embargo, varios antecedentes relacionados con la historia de vida y demografía han conducido a que, desde el año 2005, la evaluación de esta especie se realice bajo dos stocks administrativos, uno en la zona norte (41°28'-47°00'S) y otro en la zona sur (47°00'-57°00'S). La separación de stocks produce una demanda por actualización de parámetros de historia de vida, entre éstos la mortalidad natural (M). En este trabajo se estimó M para el congrio dorado mediante métodos empíricos aplicados por zona y sexo. La incertidumbre en M fue incorporada a través de remuestreo de Monte Carlo considerando dos fuentes de error, una proveniente de los parámetros de historia de vida que alimentan los modelos empíricos y otra, proveniente de los coeficientes que los definen. El promedio de M mediante los diferentes métodos mostró, para una determinada zona, importantes diferencias entre sexos, como también para sexos conjuntos entre zonas de pesca. Los individuos de la zona norte presentaron mayor M que aquellos provenientes de la zona sur y los coeficientes de variación por método son altamente dependientes del tipo de error incorporado. El método de Pauly (1980) parece ser el más adecuado para el congrio dorado entregando valores de M para sexos conjuntos de 0,27 año⁻¹ (IC: 0,13-0,47) en la zona norte y 0,23 año⁻¹ (IC: 0,11-0,40) en la zona sur.

Palabras clave: *Genypterus blacodes*, mortalidad natural, pesquería demersal, historias de vida, demografía, sur de Chile.

Estimation of natural mortality and uncertainty in pink cusk-eel (*Genypterus blacodes* Schneider, 1801) in southern Chile

ABSTRACT. Pink cusk-eel (*Genypterus blacodes*) is a demersal fish of high economic importance for the multi-species and multi-fleet fishery operating off far-southern Chile (41°28'-57°00'S). Since the early 1990s, the existence of a single stock was assumed for purposes of stock assessments. However, several attributes related with life history and demography led to the designation, as of 2005, of two administrative stocks of this species, a northern-austral stock (41°28'-47°00'S) and a southern-austral stock (47°00'-57°00'S). The division of these stocks has produced a demand for updating life history parameters, including natural mortality (M). In the present work, we used empirical methods to estimate M for pink cusk-eel by zone and sex. The uncertainty in M was incorporated through Monte Carlo resampling considering two sources of error: one from the life history parameters that feed the empirical models and the other from the coefficients that define them. The average M obtained by the different methods showed important differences between sexes for a given zone and between combined sexes between the different fishing zones. The M for individuals from the northern-austral zone was higher than that for those from the southern-austral zone. The coefficients of variation by method were highly dependent on the type of error incorporated. Pauly's (1980) method seems to be the most appropriate for pink cusk-eel, providing M values for the combined sexes of 0.27 year⁻¹ (IC: 0.13-0.47) for the northern-austral zone and 0.23 year⁻¹ (IC: 0.11-0.40) for the southern-austral zone.

Keywords: *Genypterus blacodes*, natural mortality, demersal fishery, life history, demography, southern Chile.

INTRODUCCIÓN

Las especies que constituyen el género *Genypterus* son peces bento-demersales que habitan el talud y plataforma continental en el hemisferio sur. Aunque seis especies pertenecientes a este género podrían ser de interés económico (Ward & Reilly, 2001), el congrio dorado (*Genypterus blacodes*) es la especie más importante en términos de intencionalidad de pesca y niveles de captura, conformando importantes pesquerías en Australia (Ward *et al.*, 2001), Nueva Zelanda (Horn, 1993), Argentina (Cordo, 2001) y Chile (Wiff & Quiroz, 2010).

Acorde a los registros históricos de capturas disponibles, la pesquería de congrio dorado en Chile se ha desarrollado entre Talcahuano (36°44'S) y el sur del Cabo de Hornos (57°00'S); sin embargo, la principal zona de explotación está circunscrita a la zona sur-austral (41°28'-57°00'S) (Fig. 1). Actualmente, el congrio dorado es capturado por una pesquería multiflota constituida por una componente industrial de embarcaciones arrastreras y palangreras, y una segunda componente artesanal de embarcaciones espineleras. Esta pesquería comenzó a ser monitoreada a principio de los años setenta, registrándose bajas capturas que evidenciaban una reducida intencionalidad de pesca hacia esta especie. Durante la década de los ochenta la flota comenzó a dirigir esfuerzo sobre el recurso y ya a principio de los años noventa, debido a los altos niveles de captura registrados, las autoridades competentes decidieron declarar al congrio dorado en "estado de plena explotación" (Decreto Supremo N° 656).

Este estado de explotación corresponde a una disposición de la Ley General de Pesca y Acuicultura de Chile, que básicamente faculta a la administración pesquera al establecimiento de cuotas de captura. En este contexto, desde 1992 esta pesquería se ha manejado por medio de cuotas de captura lo que ha llevado a estimar niveles de biomasa. Las estimaciones de biomasa son obtenidas regularmente desde modelos de evaluación de stock, los que han contemplado el análisis de población virtual y los modelos estadísticos de captura a la edad. Hasta el año 2004, la modelación incluía un único stock de congrio dorado distribuido en la zona sur-austral (Montecinos & Canales, 2004). Sin embargo, Wiff *et al.* (2005) mostraron diferencias demográficas como tallas medias y proporción sexual como también en la función de crecimiento al interior de la zona sur-austral, proponiendo una diferenciación en las zonas de manejo de la pesquería demersal sur-austral (PDA). Bajo estos argumentos, desde el año 2005 se viene realizando una modelación poblacional separada para

la zona norte (41°28'S-47°00'S) y zona sur (47°00'-57°00'S) de la zona sur-austral (Fig. 1), suponiendo la existencia de dos unidades de stocks. Esta separación de stocks requiere el análisis de los parámetros de historias de vidas diferenciados por zonas. En este sentido, si bien Wiff *et al.* (2007) contribuyeron proporcionando estimaciones de parámetros de crecimiento de von Bertalanffy por sexo, tanto para la zona norte como la zona sur, aún existe carencia sobre los valores de mortalidad natural (M) para cada zona con sus valores de incertidumbre asociados.

Las estimaciones disponibles de M para congrio dorado han sido realizadas en forma determinista y empleando métodos bioanalógicos para la extensión total de la zona sur-austral (Aguayo *et al.*, 1986; Ojeda *et al.*, 1986). En este sentido, estimaciones detalladas de M por zonas son altamente deseables para la determinación de biomasa poblacionales. El principal objetivo de este trabajo es proveer estimaciones de mortalidad de congrio dorado por sexo y zona, por medio de un conjunto de modelos empíricos e incorporado la incertidumbre intrínseca de diferentes parámetros de historia de vida.

El enfoque de modelación para la determinación del *status* del recurso y estrategias de explotación actualmente implementado en congrio dorado depende fuertemente de los valores de M (Wiff & Quiroz, 2010). En efecto, M es un parámetro clave en la determinación de la dinámica poblacional y esta tiene influencia directa sobre los estimados de producción, ya sea en términos de crecimiento somático o la razón entre la población desovante y la abundancia de reclutas. A pesar de su importancia, M ha sido el parámetro de historia de vida estimado con menor rigurosidad, esto en contraste con otros parámetros de historia de vida como fecundidad, madurez y crecimiento (Hewitt & Hoenig, 2005). Idealmente, las tasas de mortalidad natural debiesen ser estimadas a través de métodos tales como marcaje-recaptura o análisis telemétrico (Pollock *et al.*, 2004). Sin embargo, estos métodos son difíciles de implementar para la población de congrio dorado en Chile, tanto por el costo asociado, como los aspectos logísticos relativos a la prospección de un área geográficamente accidentada como la zona sur-austral. Por otro lado, el análisis de la curva de captura es un método común para estimar mortalidad, sin embargo, este método requiere supuestos acerca de la condición virginal del stock que es difícil de cumplir bajo los actuales niveles de explotación de congrio dorado (Wiff & Quiroz, 2010).

Una alternativa para estimar M proviene de los métodos empíricos, los cuales básicamente tratan de predecir procesos poblacionales complejos en base a

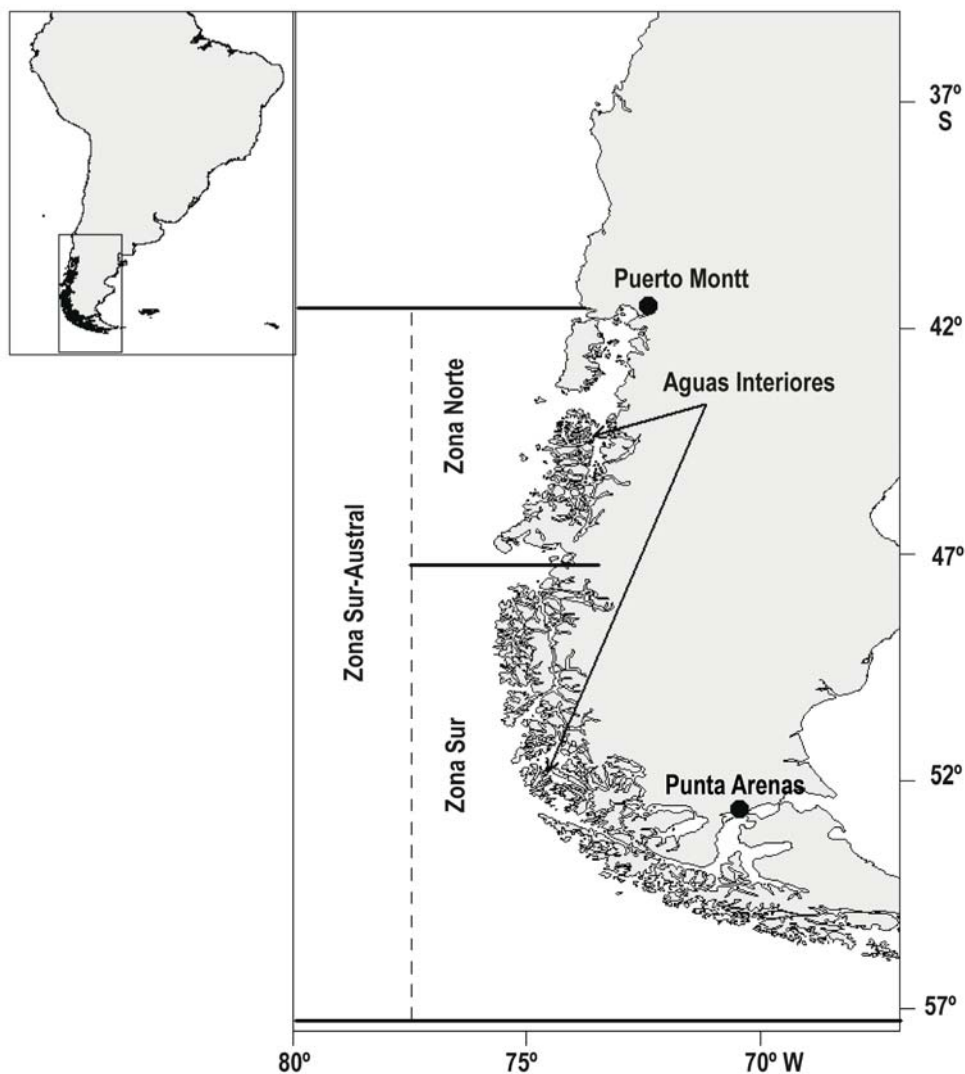


Figura 1. Mapa de la zona de estudio indicando las áreas de pesca y las principales ciudades.

Figure 1. Map of the study zone indicating fishing areas and the main cities.

otros parámetros de historia de vida o atributos demográficos que son más fáciles de obtener. Particularmente en el caso de M , las relaciones empíricas tratan de dar cuenta de la relación existente entre ésta y otros parámetros de historia de vida. Estas relaciones han encontrado sustento teórico, tanto desde el punto de vista evolutivo (Charnov, 1993) como ecológico (Jensen, 1996). En este trabajo se emplean relaciones empíricas para proporcionar un rango plausible de M para congrio dorado incorporando la incertidumbre.

MATERIALES Y MÉTODOS

Las estimaciones de M se obtuvieron a través de cinco métodos empíricos que fueron seleccionados de

acuerdo a la disponibilidad y calidad de los parámetros de historia de vida. Los métodos seleccionados fueron (1) Alverson & Carney (1975); (2) Pauly (1980); (3) Frisk *et al.*, (2001); (4) Hoenig (1983) y (5) Jensen (1996). Los tres primeros métodos consideran los parámetros de crecimiento de la función de von Bertalanffy en longitud, $l(a) = l_{\infty} (1 - e^{-k(a-a_0)})$, donde l es la longitud a edad a , l_{∞} es la longitud asintótica, k es el coeficiente de crecimiento y a_0 es la edad teórica cuando $l=0$. El método de Hoenig usa la longevidad a_{\max} , mientras que el método de Jensen incorpora la edad de madurez $a_{50\%}$, como un indicador de la sobrevivencia (Tabla 1).

Los parámetros de crecimiento y sus errores estándar, separados por zonas de la PDA y sexo fueron obtenidos de Wiff *et al.* (2007), mientras que

Table 1. Descripción de los métodos aplicados y su coeficiente de variación (CV). M : mortalidad natural; l_{∞} y k : parámetros de crecimiento de la ecuación de von Bertalanffy, $a_{50\%}$: edad del 50% de madurez, a_{\max} longevidad, T° : temperatura del ambiente.

Table 1. Applied method description and their coefficients of variation (CV). M : natural mortality, l_{∞} y k : growth parameters of the von Bertalanffy equation, $a_{50\%}$: age at 50% of maturity, a_{\max} : longevity, T° : habitat temperature.

Método	Formulación	Coefficientes (CV)	Referencia de CV
Alverson & Carney (1975)	$M = 3k(1 - \alpha) / \alpha$	$\alpha = 0,62(0,22)$	Cubillos (2003)
Pauly (1980)	$\log_{10}(M) = -\alpha - \beta \log_{10}(l_{\infty}) + \gamma \log_{10}(k) + \delta \log_{10}(T^{\circ})$	$\alpha = 0,0066$ $\beta = 0,2790(0,24)$ $(T^{\circ}) \gamma = 0,6543(0,11)$ $\delta = 0,4634(0,18)$	Pauly (1980)
Frisk <i>et al.</i> (2001)	$M = \exp(\alpha k + \beta)$	$\alpha = 1,1(0,22)$ $\beta = 0,8(0,62)$	Quiroz <i>et al.</i> (2010)
Jensen (1996)	$M = \alpha / a_{50\%}$	$\alpha = 1,65(0,20)$	*
Hoenig (1983)	$\log(M) = \alpha - \beta \cdot \log a_{\max}$	$\alpha = 1,44(0,20)$ $\beta = 0,982(0,20)$	*

(*) CV = 0.2 fue considerado

sus respectivas matrices de correlación fueron obtenidas de Wiff *et al.* (2006). Luego, a_{\max} es estimada como la edad a la cual el 95% de l_{∞} es alcanzado. La longitud al 50% de madurez ($l_{50\%}$) fue obtenida de Aguayo *et al.* (2001), quienes reportan ($l_{50\%} = 82,2$ cm (IC95%=80,5-84,2) para hembras y ($l_{50\%} = 70,2$ cm (IC95%=66,7-73,8) para machos, indistintamente de las zonas de pesca. Con estos parámetros, $a_{50\%}$ fue calculada con los parámetros de crecimiento específicos para cada sexo y zona.

La incertidumbre fue incorporada siguiendo el método propuesto por Quiroz *et al.* (2010). De acuerdo a estos autores, las estimaciones de M fueron evaluadas incluyendo dos fuentes independientes de incertidumbre:

(1) Los errores provenientes desde los parámetros de historia de vida que son usados como valores de entrada en los modelos empíricos (de aquí en adelante “error de rasgo”);

(2) el error intrínseco provenientes desde los coeficientes que definen las ecuaciones empíricas (de aquí en adelante “error de coeficiente”). La incertidumbre fue incorporada a través del método Monte Carlo, remuestreando 5000 veces los parámetros de crecimiento, longitud de madurez, temperatura promedio del ambiente y los coeficientes de regresión de los métodos descritos.

La incertidumbre de los parámetros de crecimiento fue incorporada a través del remuestreo desde una distribución normal multivariada que utiliza la matriz de covarianza descrita por los estimadores asintóticos de varianza y correlación. Definiendo los parámetros de crecimiento como un vector u de longitud n , se tiene que $u = \{l_{\infty}, k, a_0\}$, luego es posible obtener m vectores aleatorios $u_m^* = X = [x_1, \dots, x_m]^T$ desde la función de distribución de densidad:

$$f(x_1, \dots, x_m) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\xi|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2}(X-u)^T \xi^{-1}(X-u)\right), \quad (1)$$

donde ξ es la matriz de varianza-covarianza ($n \times n$) de u , la cual reúne las siguientes características: $E(X) = u$ tal que, $E[(X-u)(X-u)^T] = \xi$ donde E es el operador esperanza.

Por otro lado, el parámetro $a_{50\%}$ fue remuestreado desde una distribución uniforme truncada acorde al intervalo del 95% de confianza de la longitud a la madurez. Un procedimiento similar fue implementado para introducir la incertidumbre en la temperatura del ambiente utilizada por el método de Pauly (1980), remuestreando desde una distribución uniforme truncada entre 8 y 11°C. Estos valores de temperatura

corresponden a la mínima y máxima reportada para la zona sur-austral (Bustos *et al.*, 2007).

La incorporación del error de coeficiente en el método de Pauly (1980) y el de Alverson & Carney (1975), fue realizada a través de remuestreo de los coeficientes de regresión desde una distribución normal y con coeficientes de variación (CV) acorde a la Tabla 1. Debido a la falta de información relacionada con los estimadores de varianza del método de Jensen (1996) y el de Hoenig (1983), al igual que como lo consideraron Quiroz *et al.* (2010), se asumió que los coeficientes de regresión fueron normalmente distribuidos con un CV del 20%.

RESULTADOS

En términos generales, las estimaciones promedio de mortalidad natural (M) entregadas por los métodos para ambas zonas y sexos fueron menores con el método de Pauly (1980), ya sea incorporando únicamente el error de rasgo o adicionando el error de coeficiente (Tabla 2). Por el contrario, los mayores niveles de M promedio se obtuvieron por el método de Frisk *et al.* (2001) y por el método de Jensen (1996). Cuando se analiza M a través de los métodos, incorporando error de rasgo más error de coeficiente, la media para machos de la zona norte se encuentra entre 0,33 y 0,55 año⁻¹; mientras que para los machos en la zona sur, la media tiene un rango entre 0,30 y 0,49 año⁻¹. En el caso de las hembras de la zona norte, la media de M a través de los métodos se encuentra entre 0,26 y 0,43 año⁻¹. En el caso de las hembras de la zona sur, el rango promedio de M a través de los métodos resultó ligeramente inferior que el obtenido para la zona norte, variando entre 0,24 y 0,38 año⁻¹. Las estimaciones de M promedio para ambos sexos incorporando ambas fuentes de error cubrió entre 0,26 y 0,44 año⁻¹ para individuos de la zona norte y medianamente menor, entre 0,23 y 0,34 año⁻¹, para individuos de la zona sur-austral. En términos de género, los machos presentan una M mayor que en hembras para una misma zona, además, es recurrente para ambos sexos que en la zona sur se obtengan menores valores de M (Figs. 2 y 3).

La incorporación del error de coeficiente produce un incremento en el CV de M hasta en más de 100 veces, esto en comparación con las estimaciones de M que únicamente incorporan error de rasgo. Sin embargo, la sensibilidad de la incorporación del error de coeficiente varió a través de los métodos usados. Por ejemplo, para el método de Jensen (1996) y el de Pauly (1980), la incorporación del error de coeficiente hace variar a los estimados de M entre 2 y 10 veces,

Tabla 2. Estimaciones de mortalidad natural en congrio dorado incorporando error de rasgo y error de coeficientes.
Table 2. Natural mortality estimates for pink cusk-eel incorporating trait-error and coefficient-error.

Zona Norte, Pesquería Demersal Sur-Austral							
	Sexo	Error de Rasgo			Error de rasgo + error de coeficiente		
		CV(%)	Mediana	Media	CV(%)	Mediana	Media
Jensen (1996)	Machos	7,04	0,37	0,37	20,90	0,37	0,37
	Hembras	2,94	0,28	0,28	19,76	0,28	0,28
	Ambos	3,34	0,26	0,26	20,10	0,26	0,26
Pauly (1980)	Machos	4,27	0,31	0,31	38,03	0,31	0,33
	Hembras	4,23	0,25	0,24	40,55	0,24	0,26
	Ambas	4,25	0,25	0,25	40,54	0,25	0,27
Frisk <i>et al.</i> (2001)	Machos	0,76	0,47	0,47	63,00	0,47	0,55
	Hembras	0,89	0,35	0,35	65,78	0,35	0,43
	Ambos	0,66	0,35	0,35	68,62	0,36	0,44
Alverson & Carney (1975)	Machos	0,69	0,44	0,44	67,46	0,44	0,51
	Hembras	0,81	0,34	0,34	66,39	0,34	0,39
	Ambos	0,60	0,34	0,34	63,66	0,34	0,39
Hoenig (1983)	Machos	0,65	0,38	0,38	62,28	0,39	0,45
	Hembras	0,77	0,28	0,28	67,63	0,28	0,34
	Ambos	0,57	0,29	0,29	68,34	0,30	0,35
Zona Sur, Pesquería Demersal Sur-Austral							
Jensen (1996)	Machos	8,20	0,42	0,42	21,57	0,42	0,42
	Hembras	3,07	0,30	0,30	20,27	0,30	0,30
	Ambos	3,28	0,29	0,29	20,20	0,29	0,29
Pauly (1980)	Machos	4,33	0,28	0,28	39,33	0,27	0,30
	Hembras	4,27	0,22	0,22	41,40	0,22	0,24
	Ambas	4,27	0,21	0,21	41,68	0,21	0,23
Frisk <i>et al.</i> (2001)	Machos	0,85	0,40	0,40	67,29	0,40	0,47
	Hembras	0,60	0,31	0,31	69,54	0,31	0,38
	Ambos	0,60	0,27	0,27	71,61	0,27	0,34
Alverson & Carney (1975)	Machos	0,77	0,39	0,39	63,17	0,39	0,44
	Hembras	0,54	0,30	0,30	62,43	0,30	0,35
	Ambos	0,54	0,27	0,27	66,51	0,28	0,31
Hoenig (1983)	Machos	0,75	0,35	0,35	65,24	0,35	0,42
	Hembras	0,52	0,26	0,26	66,61	0,26	0,32
	Ambos	0,53	0,24	0,24	72,35	0,24	0,29

mientras que para los restantes métodos la incorporación del error de coeficiente logra incrementar los niveles de M entre 79 y 137 veces. Esto indica que, frente a la incorporación de ambas fuentes de incertidumbre, los intervalos de confianza de M para los métodos de Frisk *et al.* (2001); Alverson & Carney (1975) y Hoenig (1983) son mayores que aquellos estimados con el método de Jensen (1996) o el de Pauly (1980) (Figs. 2 y 3).

Cuando se analizan ambas fuentes de incertidumbre, para todos los métodos, zonas y sexos, la media fue siempre mayor que la mediana. Esto indica que al incorporar error de coeficiente produce una asimetría negativa (kurtosis) en la distribución de M , posiblemente debido a la naturaleza log-normal de los coeficientes que definen los métodos empíricos.

DISCUSIÓN

Cada uno de los métodos implementados entregan diferentes estimaciones de media, mediana y CV. Estas diferencias son causadas en parte por los parámetros de historia de vida requeridos para la implementación de cada método en específico. Cuando solamente se introduce el error de rasgo, los métodos que dependen de parámetros anexos a los de crecimiento (Pauly, 1980; Jensen, 1996), presentan mayor dispersión que aquellos que dependen completamente del crecimiento (Hoenig, 1983; Alverson & Carney, 1975; Frisk *et al.* 2001). Esto se puede deber a que los parámetros de crecimiento de la función de von Bertalanffy reportados por Wiff *et al.* (2007) presentan un coeficiente de variación muy bajo, que a su vez, es

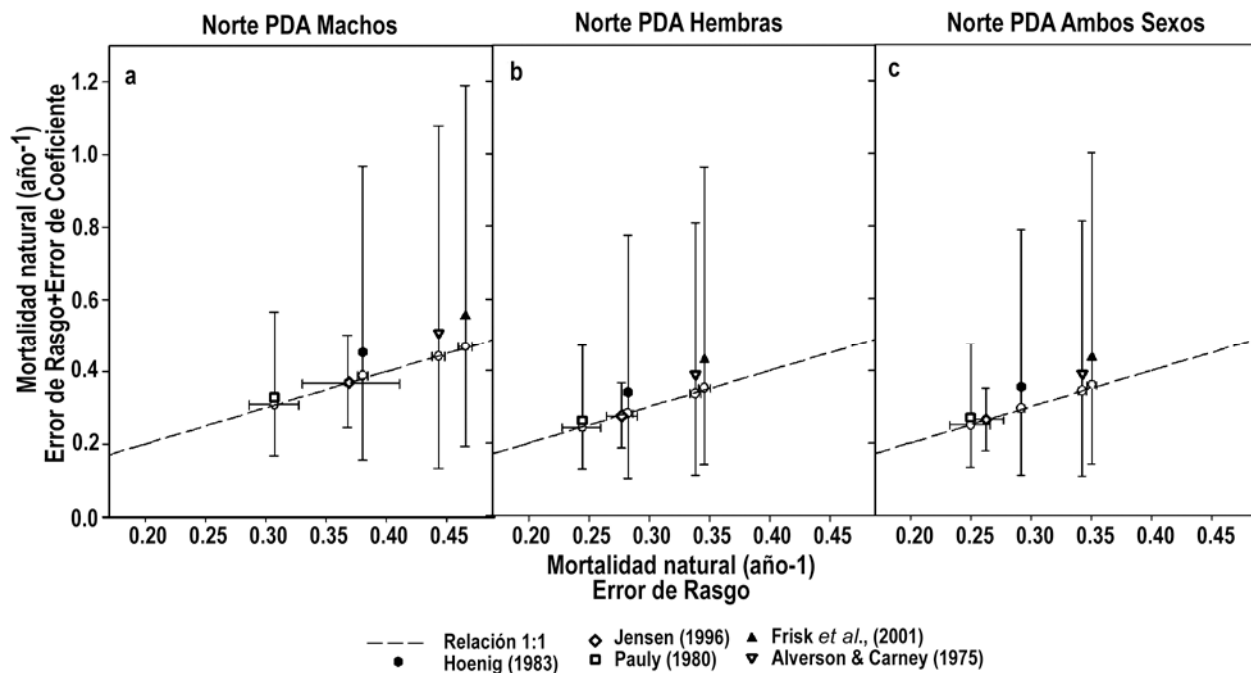


Figura 2. Estimaciones de mortalidad natural por sexo en congrio dorado para la zona norte de la pesquería demersal sur-austral, incorporando error de rasgo y error de coeficiente.

Figure 2. Natural mortality estimates by sexes for pink cusk-eel in the northern-austral zone incorporating trait-error and coefficient-error.

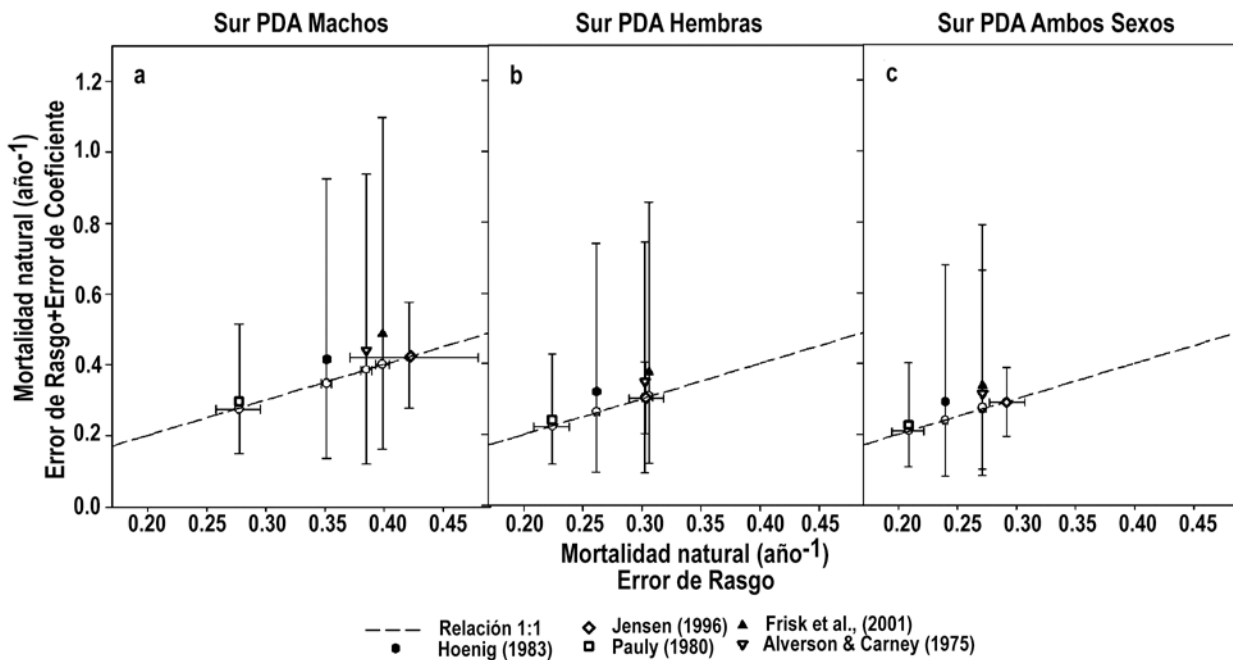


Figura 3. Estimaciones de mortalidad natural por sexo en congrio dorado para la zona sur de la pesquería demersal sur-austral, incorporando error de rasgo y error de coeficiente.

Figure 3. Natural mortality estimates by sexes for pink cusk-eel in the southern-austral zone incorporating trait-error and coefficient-error.

transferido a las estimaciones de M . Por otra parte, la incorporación del error de coeficiente incrementa de forma importante el CV e introduce asimetría en la distribución de M , a través de las zonas y entre sexos. Este incremento de CV es una consecuencia directa de la incorporación de una fuente adicional de incertidumbre, mientras que la asimetría de la distribución posiblemente obedece a la estructura multiplicativa en escala logarítmica que es asumida en los errores de los diferentes coeficientes que describen los métodos aplicados.

Debido a que es imposible conocer el valor verdadero de M , carece de sentido comparar los métodos en términos de precisión, no obstante, es acertado comparar estos métodos en términos de la sensibilidad de M a los errores en los parámetros de historia de vida y en los coeficientes que describen los métodos empíricos. Además, nuestros resultados indican que los métodos utilizados para estimar M no deberían ser comparados utilizando únicamente error de rasgo, sin antes evaluar las consecuencias en las estimaciones de M debido a la incorporación del error en los coeficientes. En efecto, usar únicamente el error de coeficiente puede ser difícil de interpretar cuando se compara el mejor método en términos de CV, debido a que éstos son altamente sensibles al número de coeficientes y a la forma funcional de sus errores. De esta forma, la variabilidad en las estimaciones de M está fuertemente asociada a la naturaleza paramétrica de los métodos aplicados. Por ejemplo, los métodos de Jensen (1996) y Alverson & Carney (1975) dependen de un parámetro de historia de vida y un coeficiente de regresión. En términos de historia de vida, el método de Jensen depende de $a_{50\%}$, mientras que el método de Alverson & Carney (1975) utiliza el parámetro de crecimiento k . Cuando ambos errores son incorporados, el método de Jensen (1996) presenta el menor CV. Debido a que los parámetros de crecimiento y la edad de madurez presentan valores bajos de CV (Aguayo *et al.*, 2001; Wiff *et al.*, 2007), los elevados niveles de CV para el método de Alverson & Carney (1975) en comparación con el método de Jensen (1996), se deben al error de coeficiente para cada uno de estos métodos. Por otra parte, el método de Hoenig (1983) y el método de Frisk *et al.* (2001) también dependen de un parámetro de historia de vida, pero éstos requieren dos coeficientes de regresión. Cuando ambas fuentes de error son consideradas, estos métodos muestran intervalos de confianza más altos que los obtenidos por los restantes métodos empíricos. Esta es una consecuencia derivada de la magnitud del error en los coeficientes regresivos de estos métodos, que en definitiva se propagan a la variabilidad de M .

El método de Pauly (1980) depende de dos parámetros de historia de vida, cuatro coeficientes regresivos y la temperatura del ambiente, sin embargo, a pesar del mayor número de parámetros y coeficientes regresivos, este método no entrega el mayor CV cuando ambas fuentes de error son incluidas. En efecto, el método de Pauly (1980) muestra el segundo CV más pequeño después del método del Jensen (1996). Esta aparente contradicción entre el número de parámetros y coeficiente del modelo de Pauly (1980) y la magnitud del CV de M , fue explicado por Quiroz *et al.* (2010) y atribuido a la alta correlación existente entre los parámetros de crecimiento. Bajo la metodología propuesta en este artículo para incorporar incertidumbre, cuando se remuestran parámetros altamente correlacionados, el resultado es la obtención de menor variación como es M en el caso del modelo de Pauly (1980). Otra particularidad del método de Pauly (1980) es la incorporación de la temperatura del hábitat, que en el caso de la columna de agua y las profundidades donde habita el congrio dorado, podrían ser consideradas invariable. Esto es particularmente importante ya que se conoce que esto puede ser un factor clave en la determinación de M (Brown *et al.*, 2004).

La propuesta del método empírico más adecuado, depende de la calidad de los parámetros que alimentan los métodos empíricos y la naturaleza matemática de estos. El método de Jensen (1996) podría estar sesgado para la determinación de M , debido a que la edad de madurez proviene de la madurez a la longitud reportada por Aguayo *et al.* (2001) en individuos de congrio dorado capturados en toda la extensión geográfica de la zona sur-austral, sin hacer ningún tipo de distinción geográfica en términos de stock como fue recomendado por Wiff *et al.* (2006). Por otro lado, el método de Hoenig (1983) utiliza la longevidad máxima derivada de la talla asintótica, posiblemente introduciendo un sesgo o un error adicional al considerar una relación funcional empírica entre la longevidad y la longitud asintótica. Así mismo, el método de Frisk *et al.* (2001) fue inicialmente propuesto para elasmobranquios. Sin embargo, Quiroz *et al.* (2010) señalan que especies de elasmobranquios y peces teleósteos comparten la misma dependencia de M con los parámetros de crecimiento, lo que posibilita el empleo de métodos empíricos desarrollados para peces teleósteos en poblaciones de elasmobranquios y viceversa. De todas formas, la no especificidad del método de Frisk *et al.* (2001) exclusivamente para teleósteos podría causar que este método muestre las mayores estimaciones de M .

Por último, bajo los argumentos descritos en el párrafo anterior, se recomienda considerar las

estimaciones del método de Pauly (1980) como las menos sesgadas para congrio dorado a través de sexos y zonas de pesca. En este contexto, las estimaciones del método de Pauly (1980) que incorporan ambos errores (rasgos y coeficientes) sugieren emplear, ya sea en modelos poblacionales o análisis de sobrevivencia, los siguientes valores de M : 0,33 año⁻¹ (IC: 0,17-0,57) para machos zona norte, 0,30 año⁻¹ (IC: 0,15-0,52) para machos zona sur, 0,26 año⁻¹ (IC: 0,13-0,47) hembras zona norte y 0,24 año⁻¹ (IC: 0,12-0,43) hembras zona sur. Mientras que para sexos conjuntos se sugiere utilizar 0,27 año⁻¹ (IC: 0,13-0,47) para la zona norte y 0,23 año⁻¹ (IC: 0,11-0,40) para la zona sur. Estas estimaciones son similares a las reportadas para toda la zona sur-austral por medio de métodos empíricos, como aquellas estimadas por Aguayo *et al.*, (1986) con valores de 0,35 año⁻¹ para machos y 0,23 año⁻¹ para hembras, mientras que Ojeda *et al.* (1986) calculan valores de 0,28 año⁻¹ y 0,25 año⁻¹ para machos y hembras respectivamente. Investigaciones recientes orientadas a explorar la estructura ecosistémica (Arancibia *et al.*, 2003), como también, el modelamiento multiespecie para la zona sur-austral (Arancibia *et al.*, 2010), han empleado el valor de $M = 0,26$ año⁻¹ utilizado en las más recientes evaluaciones de stocks (Wiff & Quiroz, 2010), el que ha sido adoptado de las estimaciones de Aguayo *et al.* (1986) realizadas hace más de una década. Por tanto, es fehaciente que la actualización de los valores de M en congrio dorado y su incertidumbre, ya sea por género o área de distribución, viene a precisar los resultados de investigaciones que emplean este parámetro.

La tarea de comparar los métodos empíricos, ya sea por la naturaleza de sus coeficientes o la certidumbre en los parámetros de historia de vida, no solamente obedece a la selección de un método consistente con los rasgos demográficos y dinámica poblacional de congrio dorado, sino también, por a las consecuencias que conlleva una inadecuada especificación de M en los modelos de evaluación de stock. Ultang (1977) exploró la sensibilidad de los resultados del análisis de población virtual (APV) a un conjunto de escenarios de variabilidad de M . Los resultados fueron concluyentes en indicar que imprecisiones de M en torno a un 50% deben ocasionar sesgos del orden de 20% en las estimaciones de la mortalidad por pesca. En este mismo sentido, otras investigaciones han mostrado que la variabilidad temporal de M incrementa de forma importante la variabilidad de los reclutamientos estimados en el contexto de un modelo edad-estructurado (Lapointe *et al.*, 1992; Aanes *et al.*, 2007). En este sentido, evaluar el nivel de sensibilidad de las estimaciones de

mortalidad natural es claramente esencial y la incorporación de las diferentes fuentes de incertidumbre en la evaluación de stock es, por tanto, altamente deseable. Las estimaciones de M y sus intervalos de confianza, en el caso de congrio dorado, pueden ser incorporadas en los modelos de evaluación de stock y propagadas a las estrategias de manejo. Lo más común es el análisis de sensibilidad, donde una evaluación de stock es realizada repetidamente para varios valores de M obtenidos desde los intervalos de confianza (Quiroz *et al.*, 2011). Una segunda vía es utilizar una aproximación bayesiana configurando una distribución empírica de M en base a sus intervalos de confianza y utilizarla como distribuciones *a priori* (McAllister *et al.*, 1994; Patterson, 1999). Finalmente, la incertidumbre de M también puede ser incluida en modelos estado-espacio, donde el error en M puede ser incorporado como una de las componentes aleatorias (error de proceso) que regulan la estocasticidad en la dinámica poblacional (Millar & Meyer, 2000).

Este estudio evidencia que los estimados de M para una determinada zona son diferentes entre sexos, como también para sexos conjuntos entre zonas de pesca. Para una zona dada, los machos presentan mayores estimados de M que las hembras. Cuando se compara entre zonas, los individuos de la zona norte presentan mayor mortalidad que los provenientes de la zona sur. Esto obedece a que los individuos de la zona norte para un sexo dado, son más pequeños a una edad específica (Wiff *et al.*, 2007), haciendo que k sea mayor. A su vez k es directamente proporcional a M (Charnov, 1993), causando que en la zona norte se obtengan mayores estimados de M que en la zona sur. Las notorias diferencias de las magnitudes de mortalidad natural por zona de pesca apoya la diferenciación de stock sugerida por Wiff *et al.* (2005) y entregan elementos para profundizar en el concepto de stock pesquero del congrio dorado en la zona sur-austral. En este contexto, el primer antecedente sobre la identificación de unidades de stock en esta especie fue realizado por Chong (1993) en base a un análisis morfométrico de los otolitos. El resultado de este análisis mostró que aún cuando las variables morfométricas presentan diferencias importantes entre zona norte y sur, existe una importante sobreposición de los grupos etáreos que impide considerarlos como unidades discretas. Sin embargo, este estudio no fue concluyente respecto a la determinación de una o más unidades de stock, sugiriendo la necesidad de incorporar otras técnicas más precisas de análisis.

El comportamiento de especies pertenecientes al género *Genypterus* sugiere una tendencia a conformar múltiples poblaciones, las que pueden ser consideradas administrativamente unidades de stock

independientes. Esta independencia en los stocks ha sido confirmada en áreas de pesca extranjeras comparativamente menores que la zona sur-austral. En este contexto, Wiff *et al.* (2005) reunieron antecedentes biológico-pesqueros, como crecimiento, tallas medias, proporción sexual, que avalan la existencia de características demográficas diferentes para congrio dorado entre diferentes áreas de la zona sur-austral. Posteriormente, Wiff *et al.* (2007) presentaron un análisis detallado de los parámetros de crecimiento, indicando que existen diferencias estadísticas en el crecimiento entre la zona sur y norte. En un trabajo más reciente, Brito *et al.* (2008) efectuaron un análisis por medio de redes neuronales y caracteres morfométricos sugiriendo diferenciación geográfica dentro de la zona sur-austral. Estos autores además, señalaron que los resultados son concordantes con aquellos encontrados por Chong (1993). Recientemente, Canales-Aguirre *et al.* (2010), emplearon técnicas de microsatelites para determinar la variabilidad genética y estructura poblacional del congrio dorado en tres subzonas de la zona sur-austral de Chile. Los resultados indicaron que no existe diferenciación genética a nivel de poblacional para la zona comprendida entre los 41° y 57°S. Sin embargo, el bajo contraste entre las muestras recopiladas en la zona norte y sur, en concomitancia con el bajo poder estadístico de las pruebas empleadas, dejan importantes interrogantes sobre estos resultados y las conclusiones sobre la existencia de más de un stock de congrio dorado para la zona sur-austral. El presente trabajo complementa los vacíos de conocimiento respecto a la historia de vida de congrio dorado, y de paso mejora la evaluación de stock por zonas de administración en términos de precisión y sesgo.

AGRADECIMIENTOS

Este trabajo fue financiado por el proyecto "Investigación del estatus y evaluación de estrategias de explotación en congrio dorado 2011", realizado por el Instituto de Fomento Pesquero. Se desea agradecer a dos revisores anónimos cuyos comentarios enriquecieron la versión final de este manuscrito.

REFERENCIAS

- Aanes, S., S. Engen, B.E. Saether & R. Aanes. 2007. Estimation of the parameters of fish stock dynamics from catch-at-age data and indices of abundance: can natural and fishing mortality be separated? *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 64: 1130-1142.
- Aguayo, M., Z. Young, R. Bustos, V. Ojeda, T. Peñailillo, R. Gili, C. Vera & H. Robotham. 1986. Diagnóstico de las principales pesquerías nacionales demersales (peces) zona sur austral 1985. Estado de situación del recurso. Corporación de Fomento de la Producción (AP 86/55). Instituto de Fomento Pesquero, Chile, 143 pp.
- Aguayo, M., I. Payá, R. Céspedes, H. Miranda, V. Catasti, S. Lillo, P. Gálvez, L. Adasme, F. Balbontín & R. Bravo. 2001. Dinámica reproductiva de merluza del sur y congrio dorado. Proyecto FIP 99-15: 114 pp.
- Alverson, D.L. & M.J. Carney. 1975. A graphic review of the growth and decay of population cohorts. *J. Cons. Int. Explor. Mer.*, 36: 133-143.
- Arancibia, H., S. Neira, V. Christensen, R. Olson, F. Arreguín-Sánchez, L. Cubillos, R. Quiñones, C. Gatica & M. Medina. 2003. Enfoque metodológico para el análisis ecosistémico en la administración de pesquerías de la zona central de Chile. Proyecto FIP 2001-29: 278 pp.
- Arancibia, H., S. Neira, M. Barros, C. Gatica, M.J. Zúñiga, R. Alarcón & E. Acuña. 2010. Formulación e implementación de un enfoque multiespecífico de evaluación de stock en recursos demersales de la zona sur austral. Fase I. Informe Final Proyecto FIP 2008-23: 301 pp.
- Brown, J.H., J.F. Gillooly, A.P. Allen, V.M. Savage & G.B. West. 2004. Toward a metabolic theory of ecology. *Ecology*, 85: 1771-1789.
- Brito, C.G., V. Ojeda & L. Rodríguez. 2008. Análisis morfométrico de otolitos de congrio dorado (*Genypterus blacodes*) como mecanismo de discriminación de unidades poblacionales y aplicación de redes neuronales artificiales en estimación de edad. En: J.C. Gutiérrez & E. Yáñez (eds.). Nuevas aproximaciones metodológicas para el análisis de pesquerías. Servicio de Publicaciones Universidad de Huelva, Huelva, pp. 73-88.
- Bustos, C., F. Balbontín & M. Landaeta. 2007. Spawning of the southern hake *Merluccius australis* (Pisces: Merlucciidae) in Chilean fjords. *Fish. Res.*, 83: 23-32.
- Canales-Aguirre, C.B., S. Ferrada, C.E. Hernández & R. Galleguillos. 2010. Population structure and demographic history of *Genypterus blacodes* using microsatellite loci. *Fish. Res.*, 106: 102-106.
- Charnov, E.L. 1993. Life history invariants. Oxford University Press, London, 167 pp.
- Chong, J. 1993. Ciclo de madurez sexual del congrio dorado (*Genypterus blacodes*) en la zona de la pesquería sur-austral. Estudio complementario a captura total permisible del recurso merluza del sur en aguas interiores, 1991. Informe Técnico IFOP-SUBPESCA (Copia disponible bajo requerimiento en: <http://www.subpesca.cl>).

- Cordo, H.D. 2001. Estandarización del esfuerzo de pesca ejercido sobre abadejo (*Genypterus blacodes*), periodo 1986-1996. Rev. Invest. Des. Pesq., 14: 73-94.
- Cubillos, L.A. 2003. An approach to estimate the natural mortality rate in fish stocks. Naga, 26: 17-19.
- Frisk, M.G., T.J. Miller & M.J. Fogarty. 2001. Estimation and analysis of biological parameters in elasmobranch fishes: a comparative life history study. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 58: 969-981.
- Hewitt, D.A. & J.M. Hoenig. 2005. Comparison of two approaches for estimating natural mortality based on longevity. Fish. Bull., 103: 433-437.
- Hoenig, J.M. 1983. Empirical use of longevity data to estimate mortality rates. Fish. Bull., 82: 898-902.
- Horn, P.L. 1993. Growth, age structure, and productivity of ling, *Genypterus blacodes* (Ophidiidae), in New Zealand waters. N.Z. J. Mar. Freshw., 27: 385-397.
- Jensen, A.L. 1996. Beverton and Holt life history invariants result from optimal trade-off of reproduction and survival. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 53: 820-822.
- Lapointe, M.F., R.M. Peterman & B.J. Rothschild. 1992. Variable natural mortality rates inflate variance of recruitments estimated from virtual population analysis (VPA). Can. J. Fish. Aquat. Sci., 49: 2020-2027.
- McAllister, M.K., E.K. Pikitch, A.E. Punt & R. Hilborn. 1994. A Bayesian approach to stock assessment and harvest decisions using the sampling/importance resampling algorithm. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 51: 2673-2687.
- Millar, B.M. & R. Meyer. 2000. Bayesian state-space modeling of age-structured data: fitting a model is just the Beginning. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 57: 43-50.
- Montecinos, M. & C. Canales. 2004. Evaluación de stock y cuota total permisible de congrio dorado (*Genypterus blacodes*) 2004. IFOP-SUBPESCA. (Copia disponible bajo requerimiento en: <http://www.subpesca.cl>)
- Ojeda, V., T. Peñailillo & M. Aguayo. 1986. Estimación de la tasa instantánea de mortalidad natural de algunas especies demersales explotadas en la zona sur austral de Chile (*Merluccius australis*, *Macruronus magellanicus* y *Genypterus blacodes*). En: P. Arana (ed.). La Pesca en Chile. Escuela de Ciencias del Mar, Universidad Católica de Valparaíso, pp. 121-125.
- Patterson, K.R. 1999. Evaluating uncertainty in harvest control law catches using Bayesian Markov Chain Monte Carlo virtual population analysis with adaptive rejection sampling and including structural uncertainty. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 56: 208-221.
- Pauly, D. 1980. On the interrelationships between natural mortality, growth parameters, and mean environmental temperature in 175 fish stocks. J. Cons. Int. Explor. Mer, 39: 175-192.
- Pollock, K.H., H. Jiang & J.E. Hightower. 2004. Combining telemetry and fisheries tagging models to estimate fishing and natural mortality rates. Trans. Am. Fish. Soc., 133: 639-648.
- Quiroz, J.C., R. Wiff & B. Caneco. 2010. Incorporating uncertainty into estimation of natural mortality for two species of Rajidae fished in Chile. Fish. Res., 102: 297-304.
- Quiroz, J.C., R. Wiff, L.A. Cubillos & M.A. Barrientos. 2011. Vulnerability to exploitation of the yellow nose skate (*Dipturus chilensis*) off southern Chile. Fish. Res., 109: 225-233.
- Ulltang, O., 1977. Sources of errors in and limitations of virtual population analysis (cohort analysis). J. Cons. Int. Explor. Mer. 37, 249-260.
- Ward, R.D., S.A. Appleyard, R.K. Daley & A. Reilly. 2001. Population structure of pink ling (*Genypterus blacodes*) from south-eastern Australian waters, inferred from allozyme and microsatellite analyses. Mar. Freshw. Res., 52: 965-973.
- Ward, R.D. & A. Reilly. 2001. Development of microsatellite loci for population studies of the pink ling, *Genypterus blacodes* (Teleostei: Ophidiidae). Mol. Ecol. Notes, 1: 173-175.
- Wiff, R., M. Montecinos, V. Ojeda, & J.C. Quiroz. 2005. Congrio dorado en la pesquería demersal sur austral: es plausible la hipótesis de una sola unidad poblacional? XXV Congreso de Ciencias del Mar, Viña del Mar, 388 pp.
- Wiff, R., V. Ojeda & J.C. Quiroz. 2006. Evaluación de stock y cuota total permisible de congrio dorado (*Genypterus blacodes*) 2006. IFOP-SUBPESCA. (Copia disponible bajo requerimiento en: <http://www.subpesca.cl>).
- Wiff, R., V. Ojeda J.C. Quiroz. 2007. Age and growth in pink cusk-eel (*Genypterus blacodes*) off the Chilean austral zone: evaluating differences between management fishing zones. J. Appl. Ichthyol., 23: 270-272.
- Wiff, R. & J.C. Quiroz. 2010. Investigación del estatus y evaluación de estrategias de explotación en congrio dorado 2010. IFOP-SUBPESCA. (Copia disponible bajo requerimiento en: <http://www.subpesca.cl>).

Received: 13 September 2010; Accepted: 23 May 2011