

Crecimiento del gasterópodo *Concholepas concholepas* en la costa de Chile: Un enfoque meta-analítico

Growth of the gastropod *Concholepas concholepas* in coastal Chile: A meta-analytic approach

Adolfo Vargas^{1,2*} y Miguel Araya¹

¹Magíster en Ciencias Aplicadas mención Biología Pesquera, Facultad de Recursos Naturales Renovables, Universidad Arturo Prat, Iquique, Chile

²Promar Pacífico Ltda, Iquique, Chile

*Autor corresponsal: adolfo@promarpacifico.cl

Abstract. - A meta-analysis was conducted to evaluate the existence of a latitudinal gradient in the growth of *Concholepas concholepas* along the coast of Chile, using the phi-prime growth index (ϕ') as the effect size. Overall, growth-parameter estimates were highly concentrated in a small number of studies, mainly technical reports. High heterogeneity was detected and could not be attributed to a single source of variation, but rather to the combined effects of the growth-parameter estimation method, geographic zone, and latitude. The methods used yielded conflicting evidence regarding the possible presence of publication bias. Finally, a latitudinal gradient in the phi-prime growth index was observed, together with high heterogeneity at the northern and southern extremes of the analyzed distribution. These differences may be related both to the methods used to estimate growth parameters and to local fishing, oceanographic, and geographic factors. Therefore, the use of locally derived growth-parameter estimates is recommended, particularly for northern and southern Chile.

Key words: Growth, phi-prime, meta-analysis, *Concholepas concholepas*

Resumen. - Se evaluó, mediante un meta-análisis, la existencia de un gradiente latitudinal en el crecimiento de *Concholepas concholepas* a lo largo de la costa de Chile, utilizando el índice de crecimiento phi-prima como tamaño de efecto. En general, se observó una alta concentración de estimaciones de los parámetros de crecimiento en pocos estudios, correspondientes principalmente a informes técnicos. Se detectó una elevada heterogeneidad, que no pudo atribuirse a una única fuente de variación, sino al efecto combinado del método de estimación de los parámetros de crecimiento, la macrozona geográfica y la latitud. Las pruebas empleadas entregaron resultados contradictorios respecto de la posible existencia de sesgo de publicación. Finalmente, se observó un gradiente latitudinal en el índice de crecimiento phi-prima (ϕ'), junto con una elevada heterogeneidad en los extremos norte y sur de la distribución analizada. Estas diferencias podrían estar relacionadas tanto con los métodos utilizados para estimar los parámetros de crecimiento como con factores pesqueros, oceanográficos y geográficos de escala local. Por ello, se recomienda utilizar estimaciones locales de los parámetros de crecimiento, especialmente en las zonas norte y sur de Chile.

Palabras clave: Crecimiento, phi-prima, meta-análisis, *Concholepas concholepas*

Información del artículo

Recibido: 18/10/2023

Aceptado: 02/08/2025

Editor responsable: Pilar Muñoz Muga

La revisión por pares es responsabilidad del equipo editorial RBMO-UV y en modalidad doble ciego.

Cómo citar en estilo RBMO

Vargas A & M Araya 2025. Crecimiento del gasterópodo *Concholepas concholepas* en la costa de Chile: Un enfoque meta-analítico. Revista de Biología Marina y Oceanografía 60(2): 110-120. <<https://doi.org/10.22370/rbmo.2025.60.2.5877>>

INTRODUCCIÓN

El loco, *Concholepas concholepas* (Bruguière, 1789), es un molusco gasterópodo endémico de las costas de Chile y del sur del Perú, cuya distribución se extiende desde la zona intermareal hasta aproximadamente 40 m de profundidad (Dubois *et al.* 1980). La historia de vida, biología y pesquería de este importante recurso bentónico han sido ampliamente estudiadas y descritas en diversos trabajos (*e.g.*, Castilla 1988, 1994; Geaghan & Castilla 1988, Martínez & Navarrete 2002, Molinet *et al.* 2005).

La pesquería del “loco” chileno es la pesquería de invertebrados de mayor importancia en Chile y una de las más relevantes entre las pesquerías de gasterópodos a nivel mundial (Leiva & Castilla 2002). Esta actividad sustenta a un gran número de pescadores artesanales de subsistencia, quienes recolectan ejemplares en el intermareal y en zonas submareales someras mediante embarcaciones artesanales (Castilla 1995). El alto valor comercial del recurso y el elevado esfuerzo de extracción ejercido por la pesca artesanal han favorecido procesos de sobreexplotación. Como consecuencia, se han aplicado diversas medidas de manejo, entre ellas vedas reproductivas y cierres temporales de la pesquería por períodos de varios años (Rivas & Castilla 1987). Más recientemente, el Decreto Exento N° 71/2022 (SUBPESCA 2022)¹ dispuso el cierre de la pesquería hasta 2025, exceptuando las Áreas de Manejo y Explotación de Recursos Bentónicos (AMERB) asignadas a organizaciones de pescadores artesanales

¹SUBPESCA. 2022. Decreto Exento 71-2022. Renueva veda extractiva para el recurso loco, en las Regiones de Arica y Parinacota y de Aysén del General Carlos Ibáñez del Campo. Subsecretaría de Pesca y Acuicultura, Ministerio de Economía, Santiago de Chile. <https://www.subpesca.cl/portal/615/articles-116881_documento.pdf>



(Manríquez & Castilla 2001, Yáñez *et al.* 2017, Chevallier *et al.* 2021a, b; Miranda & Stotz 2021, Cerda & Stotz 2022).

Por otro lado, el conocimiento de los patrones de crecimiento de una especie constituye información fundamental para la evaluación de sus stocks. Cuando los parámetros de crecimiento son estimados de manera imprecisa, se puede propagar incertidumbre hacia las estimaciones de producción y dinámica poblacional, reduciendo la precisión de las evaluaciones de stock que dependen de estos parámetros (Stotz *et al.* 2000). En este contexto, Techeira *et al.* (2017) revisaron los parámetros de crecimiento de *C. concholepas* estimados para áreas de manejo comprendidas entre las regiones de Tarapacá y Valparaíso, y evaluaron los efectos de su utilización en la aplicación de tasas de explotación. Sus resultados mostraron diferencias marginales en las cuotas de extracción asignadas, pero una influencia considerable sobre las proyecciones de stock, especialmente en las zonas del norte de Chile.

La información disponible sobre el crecimiento de *C. concholepas* muestra una considerable variabilidad entre estudios (*e.g.*, Guisado & Castilla 1983, Geaghan & Castilla 1988, Wolff 1989, Stotz *et al.* 2000, Manríquez *et al.* 2008, Techeira *et al.* 2017). Estas diferencias pueden atribuirse a múltiples factores, incluyendo las metodologías empleadas para estimar el crecimiento, las variaciones geográficas entre las áreas estudiadas, las limitaciones asociadas al uso de distribuciones de frecuencia de tallas en poblaciones sometidas a intensa explotación pesquera, las dificultades inherentes a la interpretación de anillos de crecimiento y la variabilidad biológica propia de la especie (Wolff 1989, Stotz *et al.* 2000). Asimismo, se ha planteado que *C. concholepas* podría estructurarse en unidades poblacionales o metapoblacionales de gran escala, con características demográficas diferenciadas entre regiones, lo que también contribuiría a las variaciones observadas en sus parámetros de crecimiento (Techeira *et al.* 2017).

Diversos estudios han documentado la existencia de un gradiente latitudinal en el crecimiento de *C. concholepas* a lo largo de la costa de Chile (Robotham *et al.* 1994, 1996; Young *et al.* 1998, Stotz *et al.* 2000, Techeira *et al.* 2017). Estos estudios identificaron un patrón latitudinal en el crecimiento, con diferencias en los parámetros de crecimiento entre sectores geográficos de la costa chilena: una zona norte, desde Iquique ($\approx 20^\circ\text{S}$) hasta aproximadamente los 30°S ; una zona centro-sur, entre los 30°S y Chiloé ($\approx 42^\circ\text{S}$); y una zona austral, al sur de Chiloé, que se extiende hasta aproximadamente los 53 - 54°S . Este patrón espacial también se refleja en el índice de crecimiento phi prima (ϕ') propuesto por Pauly & Munro (1984), el cual integra los parámetros de crecimiento de von Bertalanffy en una medida estandarizada que permite comparar el desempeño de crecimiento entre poblaciones y especies.

Stotz *et al.* (2000) estimaron un valor de 3,49 para la zona norte y de 3,91 para la zona centro-sur. Sin embargo, la existencia de estas tres zonas ignora la variabilidad intra-zona en las tasas de crecimiento de *C. concholepas*, la que puede ser considerable. De hecho, una síntesis de Moss *et al.* (2016) en bivalvos marinos revela la existencia de gradientes latitudinales en los parámetros de crecimiento y longevidad a escala global, donde las especies tienden a tener un coeficiente de crecimiento (K) menor, pero con mayores tallas asintóticas (L_∞) hacia los polos (Reed *et al.* 2021). La existencia de un gradiente latitudinal en el crecimiento de *C. concholepas*, junto con la variabilidad temporal de las estimaciones disponibles para una misma localidad y la falta de una integración sistemática de la información histórica, genera una importante incertidumbre respecto a la selección de parámetros adecuados para la estimación de variables biológico-pesqueras de este recurso bentónico. Esta incertidumbre puede afectar tanto la evaluación de stocks como la proyección de escenarios de manejo y explotación. Una aproximación para abordar esta problemática es la aplicación de técnicas de meta-análisis. El meta-análisis corresponde a un conjunto de métodos estadísticos que proporciona un marco riguroso para la síntesis cuantitativa de resultados provenientes de estudios independientes, con el objetivo de obtener conclusiones generales y evaluar patrones consistentes entre diferentes fuentes de información (Adams *et al.* 1997). Aunque estas técnicas han sido ampliamente utilizadas en medicina y ciencias sociales, su aplicación en ecología y ciencias pesqueras ha aumentado progresivamente debido a su capacidad para integrar información dispersa, evaluar fuentes de variación entre estudios y generar estimaciones más robustas de parámetros biológicos. (Rosenberg *et al.* 2004, Araya & Pepe-Victoriano 2010, Koricheva *et al.* 2013, Gurevitch *et al.* 2018, Gelcich *et al.* 2019, Lefcheck *et al.* 2019).

El objetivo del presente estudio fue evaluar la existencia de un gradiente latitudinal en el crecimiento de *Concholepas concholepas*, estimado mediante el índice de crecimiento ϕ' (phi-prima), utilizando una aproximación de meta-análisis. Se predijo que el crecimiento aumentaría con la latitud sur y que esta relación se mantendría significativa después de controlar el efecto de las variables moderadoras consideradas.

MATERIALES Y MÉTODOS

La presentación de los resultados del meta-análisis siguió las directrices PRISMA (Preferred Reporting Items for Systematic Reviews and Meta-Analyses) propuestas por Page *et al.* (2021). La búsqueda bibliográfica se realizó en las bases de datos Web of Science (Clarivate Analytics), el buscador bibliográfico Google Scholar en la base documental del Fondo de Investigación Pesquera y de Acuicultura (FIPA, Subsecretaría de Pesca

y Acuicultura, Chile). Para ello se utilizaron las palabras clave “crecimiento”, “loco”, “Concholepas” y “growth”, considerando publicaciones disponibles entre 1975 y 2023, sin restricciones de idioma. La última búsqueda fue efectuada en marzo de 2023. De cada estudio se recopiló información sobre los parámetros de crecimiento estimados mediante el modelo de crecimiento de von Bertalanffy para *C. concholepas*, específicamente la longitud asintótica (L_{∞}) y el coeficiente de crecimiento (K). Asimismo, se registraron variables complementarias necesarias para el meta-análisis, incluyendo el error estándar (EE) y/o la desviación estándar (DE) de las estimaciones, la localidad de estudio, el método utilizado para estimar los parámetros, el año de muestreo o de realización del estudio y el tamaño muestral.

Como criterio de inclusión, los estudios debían proporcionar los parámetros de crecimiento (L_{∞} y K) junto con información estadística suficiente para estimar la precisión de sus estimaciones. Las publicaciones que no proporcionaron alguno de estos antecedentes fueron excluidas de la base de datos final utilizada en los análisis. Esta limitación afectó particularmente a los estudios más antiguos, debido a que la información estadística y metodológica reportada en ellos fue, en algunos casos, insuficiente para su incorporación al meta-análisis. Asimismo, se constató que parte de la información geográfica y metodológica disponible en la literatura era incompleta, especialmente en algunos proyectos desarrollados en el marco del Fondo de Investigación Pesquera y de Acuicultura (FIPA).

Cuando las publicaciones reportaron únicamente el error estándar (EE) de los parámetros estimados, la desviación estándar (DE) se calculó mediante la siguiente expresión, siempre que se dispusiera del tamaño muestral correspondiente:

$$DE = EE\sqrt{n}$$

Donde, DE corresponde a la desviación estándar, EE al error estándar y n al tamaño muestral utilizado para estimar el parámetro.

En consecuencia, los criterios de inclusión de estudios fueron: (1) reportar una medida de precisión asociada a los parámetros de crecimiento (error estándar o desviación estándar); (2) indicar el número de ejemplares considerados en la estimación; (3) identificar la localización geográfica del área de obtención de las muestras; y (4) describir el método empleado para la estimación de los parámetros de crecimiento.

El meta-análisis se desarrolló siguiendo los lineamientos metodológicos propuestos por Borenstein *et al.* (2009) y fue implementado mediante el paquete metafor para R (Viechtbauer 2010). Como tamaño del efecto (TE) se utilizó el índice de crecimiento ϕ' (phi-prima) calculado para cada estudio i , debido a que este índice integra los parámetros de crecimiento del modelo de von Bertalanffy en una métrica única y estandarizada, permitiendo

la comparación entre estudios realizados en distintas localidades y mediante diferentes metodologías. El valor de ϕ' se estimó mediante la siguiente ecuación (Pauly & Munro 1984):

$$\phi'_i = \text{Log}_{10}K + 2\text{Log}_{10}L_{\infty}$$

Donde, K y L_{∞} son los parámetros del modelo de von Bertalanffy [K coeficiente de crecimiento (año^{-1}); L_{∞} longitud asintótica (mm)].

Pauly & Munro (1984) señalan que el índice de crecimiento ϕ' puede utilizarse para comparar los valores de los parámetros de crecimiento entre poblaciones de una misma especie provenientes de distintos ambientes acuáticos. Una de sus principales ventajas es que integra los parámetros K y L_{∞} en una medida única, facilitando la comparación del desempeño del crecimiento entre poblaciones. Además, sus valores pueden aproximarse a una distribución normal en determinados conjuntos de datos, lo que favorece su uso en análisis comparativos. Su magnitud también se relaciona con las características biológicas de las poblaciones y puede presentar patrones de agrupación entre poblaciones o grupos taxonómicamente relacionados (Mendoza 2000).

La desviación estándar de ϕ' para cada estimación fue calculada mediante remuestreo “bootstrap”, asumiendo distribuciones normales para los parámetros de crecimiento K y L_{∞} . Este procedimiento se aplicó únicamente a las estimaciones provenientes de estudios que reportaron alguna medida de variabilidad asociada a dichos parámetros.

La homogeneidad de los TE fue evaluada mediante el estadístico Q de Cochran (Borenstein *et al.* 2009), bajo la hipótesis nula de que todos los estudios comparten un tamaño de efecto común y, por tanto, provienen de una misma población subyacente. La heterogeneidad total entre estudios se estimó mediante el estadístico Q_T :

$$Q_T = \sum w_i (\phi'_i - \bar{\phi}')^2$$

El valor de Q_T fue contrastado con una distribución χ^2 con $n-1$ grados de libertad, donde n corresponde al número de estudios incluidos en el análisis. Un resultado significativo indica que la variabilidad observada entre los tamaños de efecto es mayor que la esperada únicamente por error de muestreo. La estimación del tamaño de efecto promedio ($\bar{\phi}'$) bajo un modelo de efectos fijos asume que todos los estudios provienen de una población homogénea. Sin embargo, parte de la variación observada en los valores de ϕ' puede atribuirse a factores adicionales, tales como la ubicación geográfica, la metodología empleada para la estimación del crecimiento u otras variables asociadas a los estudios. Cuando la prueba de heterogeneidad no resultó significativa, se estimó un único tamaño de efecto promedio $\bar{\phi}'$ mediante un modelo de efectos fijos. En cambio, cuando se detectó heterogeneidad significativa entre estudios, se incorporó la variación entre tamaños de efecto mediante un modelo de efectos aleatorios.

Como se señaló anteriormente, el estadístico Q_T no constituye una medida directa de la magnitud de la heterogeneidad, debido a su dependencia del número de estudios incluidos en el meta-análisis (Huedo-Medina *et al.* 2006). Por esta razón, se calculó adicionalmente el índice H^2 , el cual cuantifica el exceso de heterogeneidad observado respecto de la variabilidad esperada por error de muestreo. Este índice se define como la razón entre la heterogeneidad total (Q_T) y sus grados de libertad (gl), permitiendo una evaluación más objetiva de la magnitud de la heterogeneidad entre estudios:

$$H^2 = \frac{Q_T}{gl}$$

El índice H^2 es menos sensible que el estadístico Q al número de estudios incluidos en el meta-análisis y permite expresar la magnitud relativa de la heterogeneidad entre los tamaños de efecto. No obstante, su precisión e interpretación siguen dependiendo de la cantidad, calidad y estructura de los datos disponibles (Higgins & Thompson 2002). Debido a que los valores inferiores a uno carecen de interpretación práctica, H^2 se trunca en 1, por lo que su rango varía entre 1 e infinito. Un valor de $H^2=1$ indica ausencia de heterogeneidad, es decir, que toda la variación observada puede atribuirse al error de muestreo (Mikolajewicz & Komarova 2019).

A partir de H^2 , se calculó el índice I^2 , el cual corresponde a una transformación que expresa la proporción de la variación total atribuible a heterogeneidad real entre estudios:

$$I^2 = \frac{H^2 - 1}{H^2} \times 100\%$$

donde I^2 toma valores entre 0 y 100%. Valores cercanos a 0% indican que la variabilidad observada se explica principalmente por error de muestreo, mientras que valores elevados reflejan una mayor contribución de diferencias reales entre estudios a la variación total observada.

De acuerdo con Higgins *et al.* (2003), valores de I^2 cercanos a 25%, 50% y 75% pueden interpretarse como indicativos de heterogeneidad baja, moderada y alta, respectivamente. Por lo tanto, valores de I^2 superiores a 75% sugieren una heterogeneidad elevada entre los estudios incluidos en el meta-análisis.

En el modelo de efectos aleatorios, se asumió que ϕ'_i puede variar entre localidades y estudios, por lo que no existe un único valor verdadero común para todos ellos. Bajo este enfoque, la variabilidad total observada en TE, $\bar{\phi}'$ se descompone en dos: la variación asociada al error de muestreo dentro de cada estudio y una componente aleatoria de variación entre estudios (σ^2_{entre}) atribuida a diferencias biológicas, geográficas o metodológicas (Rosenberg *et al.* 2000). La varianza entre estudios (σ^2_{entre}) fue estimada e incorporada al cálculo de los pesos de cada estudio en el modelo de efectos aleatorios. De esta forma, los pesos asignados a cada estudio consideraron

tanto la precisión de su estimación individual como la heterogeneidad existente entre los estudios, permitiendo obtener una estimación promedio del tamaño de efecto bajo el supuesto de que los estudios pueden presentar diferentes efectos verdaderos. El ponderador utilizado en el modelo de efectos aleatorios fue el siguiente:

$$w_i^* = \frac{1}{S_i^2 + \sigma_{entre}^2}$$

Donde, w_i^* es el peso asignado al estudio bajo el modelo de efectos aleatorios, S_i^2 es la varianza del tamaño de efecto estimado para el estudio (varianza dentro del estudio) y (σ^2_{entre}) es la varianza entre estudios.

La estimación del índice de crecimiento promedio ($\bar{\phi}'$) se obtuvo mediante un promedio ponderado de los tamaños de efecto individuales, utilizando los pesos correspondientes al modelo de efectos aleatorios. La estimación se calculó como:

$$\bar{\phi}' = \frac{\sum_{i=1}^k w_i^* \phi'_i}{\sum_{i=1}^k w_i^*}$$

Donde, k corresponde al número de estudios incluidos en el meta-análisis.

La varianza entre estudios (σ^2_{entre}) se estimó mediante el método de momentos, utilizando la siguiente expresión:

$$\sigma_{entre}^2 = \frac{Q_E - (n - m)}{\sum_{j=1}^m \left(\sum_{i=1}^{k_j} w_{ij} \sum_{i=1}^{k_j} w_{ij}^2 \right)}$$

Donde, Q_E es el estadístico de heterogeneidad del error residual del modelo de efectos fijos; n es el número total de estudios, m es el número de localidades, k_j es el número de estudios en el grupo j y w_{ij} corresponde al peso estimado en el modelo efectos fijos para el i estudio en la localidad j .

El riesgo de sesgo de publicación fue evaluado mediante inspección visual de diagramas de embudo “funnel plots”, complementada con gráficos de probabilidad normal (Q-Q plots). La posible asimetría de los diagramas de embudo fue analizada utilizando la prueba de regresión de Egger (Egger *et al.* 1997), la cual permite detectar desviaciones sistemáticas respecto de la distribución esperada bajo ausencia de sesgo de publicación.

Con el propósito de evaluar la influencia de observaciones individuales sobre los resultados del meta-análisis, se realizó un análisis de sensibilidad del tipo “leave-one-out”. Este procedimiento consiste en recalcular iterativamente el meta-análisis excluyendo una observación a la vez (valor de ϕ' asociado a cada localidad), permitiendo identificar estudios o localidades con una influencia desproporcionada sobre la estimación global del tamaño de efecto.

Los resultados del análisis de influencia fueron representados gráficamente en función del gradiente latitudinal, considerando los siguientes estimadores (Leongómez 2023):

- Residuos estandarizados externamente
- Diferencia de ajustes
- Distancia de Cook
- Proporción de covarianza
- Heterogeneidad residual cuando se elimina cada estudio
- Estadístico Q cuando se excluye cada estudio
- Medida estandarizada de la distancia de cada punto a la media de la variable predictora
- Peso asignado a cada estudio

Finalmente, se aplicó el modelo de función de peso de Vevea y Hedges modificado (Vevea & Woods 2005). Este modelo pondera ciertos tamaños de efectos que tienen menos probabilidad de ser publicados, comparando el ajuste original con este nuevo modelo a través de una prueba de razón de verosimilitud.

Además, se graficó la variación de los valores de ϕ'_i a lo largo del gradiente latitudinal, ponderando cada estimación de acuerdo con el peso asignado al estudio correspondiente. Para ello, se aplicó el siguiente factor de ajuste:

$$factor = \sqrt{\frac{s_i^2}{\pi}} \times 1000$$

Donde, s_i^2 corresponde a la varianza de la estimación de ϕ' para el estudio i y π es la constante que representa la relación entre la circunferencia y el diámetro de un círculo ($\pi \approx 3,1416$).

Una vez completados los análisis exploratorios y la evaluación de la heterogeneidad, se ajustaron modelos de efectos aleatorios incorporando variables moderadoras con el propósito de explicar parte de la variación observada en los tamaños de efecto. Las covariables incorporadas en los modelos fueron la latitud, el método de estimación de los parámetros de crecimiento (lectura de anillos de crecimiento, análisis de distribución de frecuencias de talla y marcaje-recaptura) y la macrozona geográfica. Las macrozonas se definieron como norte (hasta los 26°S, Zonas I-II), centro (hasta los 40°S, Zonas III-VI) y sur (>40°S, Magallanes). La delimitación de estas macrozonas correspondió a una categorización operacional establecida para este análisis, basada parcialmente en las zonas zoogeográficas propuestas por Jaramillo *et al.* (2006).

La selección del modelo más parsimonioso se realizó mediante una aproximación de teoría de la información, utilizando el criterio de información de Akaike corregido por tamaño muestral y sus pesos relativos “Akaike weights” (AIC_w). Los pesos de Akaike representan la probabilidad relativa de que un modelo sea el mejor dentro del conjunto de modelos candidatos evaluados, considerando simultáneamente el ajuste y la complejidad del modelo (Symonds & Moussalli, 2011). Los valores de

AIC_w varían entre 0 y 1, y la suma de los pesos de todos los modelos candidatos es igual a 1. En consecuencia, los modelos con mayores valores de (AIC_w) fueron considerados como aquellos con mayor soporte empírico para explicar la variación observada en el índice de crecimiento ϕ' .

RESULTADOS

A partir de la búsqueda bibliográfica para el período comprendido entre 1975 y marzo de 2023, se identificaron inicialmente 350 publicaciones que cumplían con los criterios de consulta preliminares. Tras el análisis de elegibilidad, se seleccionaron 21 publicaciones (Fig. 1). Sin embargo, este número se redujo finalmente a siete debido a la ausencia de reportes sobre la variabilidad de las estimaciones en los parámetros de crecimiento (Tabla 1). Esta omisión ocurrió principalmente en proyectos desarrollados bajo el marco del Fondo de Investigación Pesquera y de Acuicultura (FIPA), los cuales, a pesar de abarcar un número significativo de localidades a lo largo de Chile, emplearon metodologías heterogéneas para la estimación de dichos parámetros.

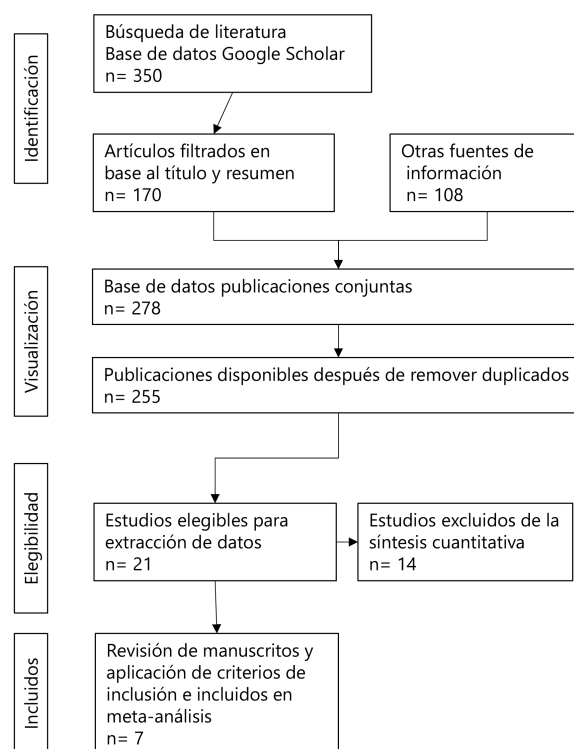


Figura 1. Diagrama de flujo del proceso de revisión sistemática para la identificación, selección e inclusión de estudios siguiendo el modelo PRISMA / Flow diagram of the systematic review process for the identification, screening, eligibility assessment, and inclusion of studies according to PRISMA model

Tabla 1. Estudios incluidos en el meta-análisis, número de estimaciones utilizadas, método empleado para la estimación de los parámetros y la cobertura regional en las costas de Chile / Studies included in the meta-analysis, showing the number of estimates used the method employed for parameter estimation, and regional coverage along the Chilean coast

Referencia de los siete estudios seleccionados	Número de estimaciones utilizadas (*)	Método estimación parámetros	Cobertura regional en las costas de Chile (Región)
Bustos <i>et al.</i> (1986)	5	Lectura anillos de crecimiento	X
Wolff (1989)	1	Desplazamiento modal	III
Stotz <i>et al.</i> (2000)	10	Marcaje y recaptura	I, II, IV, X y XII
González <i>et al.</i> (2005)	2	Marcaje y recaptura	III
Lara <i>et al.</i> (2007)	4	Lectura anillos de crecimiento	I y II
Techeira <i>et al.</i> (2017)	100	Desplazamiento modal	I, II, III, IV y V
Canales <i>et al.</i> (2020)	5	Desplazamiento modal	VII, XIV, IX, X y XI

*En total 127 pares de parámetros de crecimiento (L_{∞} y K)

La aplicación de los criterios de inclusión permitió incluir estos siete estudios, los cuales aportaron un total de 127 pares de parámetros de crecimiento (L_{∞} y K). Estos registros provinieron de 111 localidades, distribuidas principalmente en Áreas de Manejo y Explotación de Recursos Bentónicos (AMERB) de la costa chilena.

Las metodologías empleadas para la estimación de los parámetros de crecimiento incluyeron análisis de desplazamiento modal (83%), marcaje y recaptura (10%) y lectura de anillos de crecimiento (7%). El análisis de desplazamiento modal fue, con diferencia, el método más utilizado, lo que concuerda con la información generada en las evaluaciones directas del recurso realizadas en las AMERB a lo largo de la costa de Chile.

El análisis de TE a través del modelo de efectos aleatorios mostró una alta heterogeneidad ($I^2 = 98,75\%$), sugiriendo la existencia de subgrupos ($P < 0,0001$) (Tabla 2).

La prueba de regresión de Egger no detectó una asimetría significativa en el gráfico de embudo ($P = 0,814$). Sin embargo, se observó una alta concentración

Tabla 2. Estimación del tamaño de efecto medio mediante un modelo de efectos aleatorios y estadísticos asociados / Estimation of the mean effect size using a random-effects model and associated statistics

Estadísticos	Estimado	Intervalo de confianza	Valor z	P
Tamaño de efecto medio	3,798	3,76 - 3,83	243,51	<0,0001
Q	10,092,39			<0,0001
H ²	80,10			
I ²	98,75%			

de estimaciones con elevada precisión, asociada principalmente a Techeira *et al.* (2017), publicación que aportó la mayor cantidad de pares de parámetros, estimados exclusivamente mediante análisis de distribución modal. Por otra parte, los tamaños de efecto no presentaron una distribución normal y mostraron una alta concentración de valores alrededor de la media (Fig. 2). El modelo de función de peso de Vevea y Hedges mostró una desviación significativa respecto de la distribución esperada ($P < 0,0001$; $n = 127$). En consecuencia, ambas aproximaciones entregaron resultados contradictorios respecto de la posible existencia de sesgo o selectividad de publicación, por lo que esta evidencia se debe interpretar con cautela.

Finalmente, el análisis de influencia mediante el método “leave-one-out”, aplicado a los datos ordenados a lo largo del gradiente latitudinal, mostró que la exclusión individual de cada estimación no produjo cambios importantes en la estimación final del tamaño de efecto (TE). Sin embargo, se observaron mayores rangos de variabilidad en las zonas extremas del gradiente latitudinal (Fig. 3).

Al graficar el valor de phi-prima a lo largo del gradiente latitudinal y ponderado al peso de cada estudio, se encontró una tendencia creciente de norte a sur con una mayor concentración de TE cercanos al valor medio entre los 25 a 35° de latitud sur, con estimadores evidenciando alta variabilidad y ubicados principalmente en los extremos del gradiente latitudinal (Fig. 4), concordante con los análisis anteriormente efectuados.

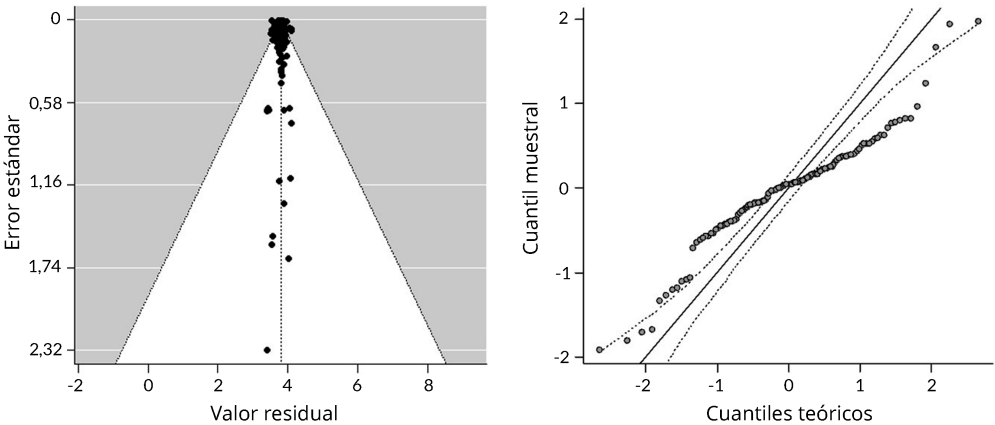


Figura 2. Diagrama de embudo (izquierda) y gráfico de probabilidad normal Q-Q (derecha) del modelo de efectos aleatorios con covariables explicativas para evaluar el sesgo de publicación / Funnel plot (left) and normal Q-Q plot (right) of the random-effects model with explanatory covariates used to assess publication bias

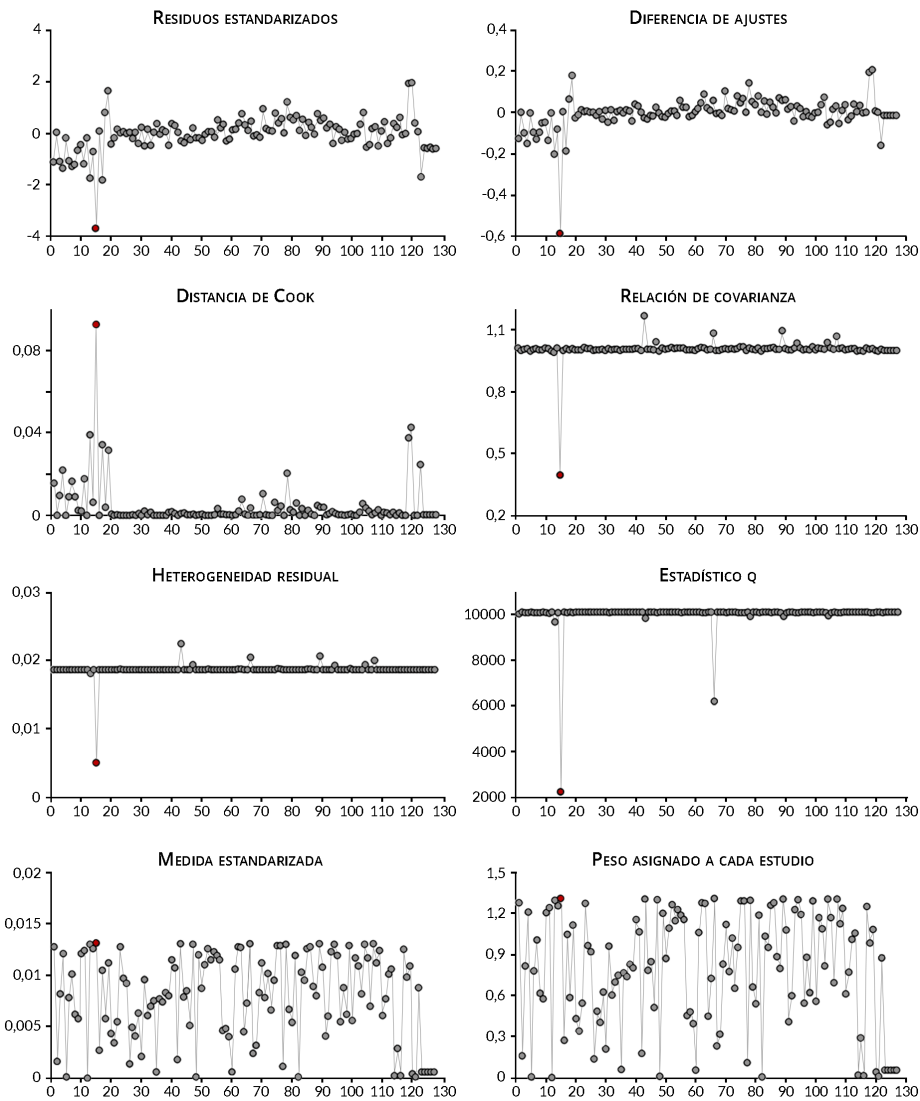


Figura 3. Diagnóstico de influencia mediante el análisis “leave-one-out” para evaluar el efecto de la exclusión individual de estudios sobre la estimación del tamaño de efecto. Se presentan los residuos estandarizados, diferencia de ajustes, distancia de Cook, relación de covarianza, heterogeneidad residual, estadístico Q, medida estandarizada y peso asignado a cada estudio / Influence diagnosis using the leave-one-out analysis to evaluate the effect of individual study exclusion on effect size estimation. Standardized residuals, difference in fits, Cook’s distance, covariance ratio, residual heterogeneity, Q statistic, standardized measure, and the weight assigned to each study are presented

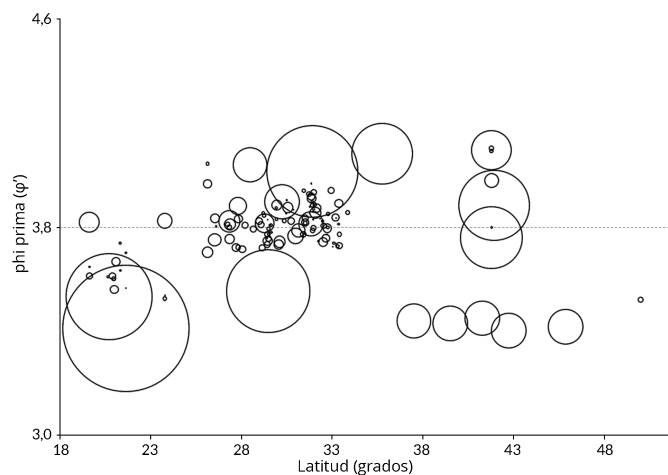


Figura 4. Valores del tamaño del efecto de phi-prima (ϕ') a lo largo del gradiente latitudinal (grados, latitud sur). La línea punteada indica el valor medio del tamaño del efecto estimado / Effect size values of phi-prime (ϕ') along the latitudinal gradient (degrees, south latitude). The dashed line indicates the estimated mean effect size value

Cuando se incorporaron al análisis las covariables explicativas, fue posible observar la existencia de una pendiente positiva significativa ($P < 0,001$), donde el mejor modelo ($AIC_w = 0,99$), fue el que incorporó todas las covariables explicativas consideradas (Tabla 3).

El análisis de subgrupos mostró una alta coherencia entre los valores de TE de las zonas norte y centro, los cuales explicaron el 98% del valor medio de TE estimado. No obstante, se evidenció una considerable variabilidad en los estimadores correspondientes a las zonas norte y sur (Tabla 4).

Tabla 3. Resultados de los modelos de efectos aleatorios que incorporan covariables explicativas (latitud, zonas norte y sur, análisis de frecuencia de tallas y marcaje-recaptura) y sus estadísticos asociados / Results of random-effects models incorporating explanatory covariates (latitude, northern and southern zones, length-frequency analysis, and mark-recapture) and their associated statistics

Covariables	Estimado	Error estándar	Valor z	Valor P
Intercepto	3,89	0,164	23,76	<0,0001
Latitud	-0,0001	0,0053	-0,0216	0,9827
Zona norte	-0,2056	0,0556	-3,6953	0,0002
Zona sur	-0,021	0,089	-0,2358	0,8136
Longitud de frecuencia	-0,0709	0,0457	-1,5519	0,1207
Marcaje y recaptura	0,0933	0,0683	1,3652	0,1722

DISCUSIÓN

Una de las principales limitaciones del análisis fue la baja diversidad de fuentes disponibles, ya que la información se sustentó casi exclusivamente en informes técnicos. Si bien estos documentos aportaron una amplia cobertura espacial, su predominio puede haber reducido la representatividad y robustez de los resultados, al no incorporar evidencia publicada en revistas científicas revisadas por pares u otras fuentes con enfoques metodológicos complementarios. Para superar esta limitación, futuros estudios debieran integrar de manera sistemática tanto literatura técnica como científica, lo que permitiría contrastar resultados, mejorar la validez de las estimaciones y fortalecer la generalización de las conclusiones obtenidas.

La evidencia sobre la posible existencia de sesgo de publicación fue inconsistente. La prueba de regresión de Egger no detectó asimetría significativa en el gráfico de embudo, mientras que el modelo de función de peso de Vevea y Hedges mostró una desviación significativa respecto de la distribución esperada. Esta discrepancia debe interpretarse con cautela, ya que podría estar influida por la elevada heterogeneidad entre las estimaciones y por la concentración de numerosos registros en un número reducido de publicaciones, particularmente en Techeira *et al.* (2017). Además, la exclusión de estudios que no reportaron medidas de incertidumbre o antecedentes metodológicos suficientes pudo generar un sesgo de disponibilidad o de reporte y limitar la representación de algunos métodos de estimación del crecimiento de *Concholepas concholepas*. En consecuencia, los resultados no permiten confirmar de manera concluyente la existencia de sesgo de publicación, aunque tampoco permiten descartarlo.

Futuros estudios podrían mejorar la precisión de las estimaciones mediante la estandarización de criterios metodológicos para la estimación de parámetros de crecimiento, el reporte sistemático de medidas de incertidumbre y la aplicación de enfoques estadísticos más robustos. En este contexto, los métodos bayesianos representan una alternativa particularmente atractiva, ya que permiten incorporar información previa y cuantificar de manera explícita la incertidumbre asociada a los parámetros estimados (Canales *et al.* 2020).

Por otro lado, no sería posible el empleo de un solo tamaño de efecto generalizado para todo el gradiente de distribución de *C. concholepas*, puesto que se observó que las mayores heterogeneidades en las estimaciones de los parámetros de crecimiento no solo podrían estar vinculados a efectos metodológicos en su estimación, sino también a condiciones geográficas y oceanográficas. Esto es concordante con los resultados de Canales *et al.* (2020), al analizar los parámetros de crecimiento en áreas de manejo entre las regiones del Biobío y Aysén, donde el grado de exposición al oleaje, alta variabilidad temporal de temperatura, clorofila y estrés de viento (Pérez *et al.* 2016, Freitas *et al.* 2020), mostraron evidencias de incidir de forma importante sobre los parámetros de

Tabla 4. Resultados de los meta-análisis de efectos aleatorios por subgrupos geográficos a lo largo del gradiente latitudinal de la costa de Chile, mostrando la estimación del tamaño de efecto medio (ϕ'), sus intervalos de confianza del 95%, el peso relativo de cada subgrupo y los estadísticos de heterogeneidad (Q , H^2 e I^2) / Results of random-effects meta-analyses by geographic subgroups along the latitudinal gradient of the Chilean coast, showing the estimated mean effect size (ϕ'), 95% confidence intervals, relative weight of each subgroup (%), and heterogeneity statistics (Q , H^2 , and I^2)

Subgrupos geográficos (rango latitud)	Tamaño de efecto medio (ϕ') estimado	Peso (%)	Q	H^2	I^2
Norte (18° a 26,2°S)	3,80 (3,78-3,82)	54,69	20.222.547,55	1.064.344,6	100%
Centro (26,3° a 39,9°S)	3,80 (3,77-3,82)	43,93	875.658,08	9.622,6	100%
Sur (>40°S)	3,89 (3,73-4,04)	1,38	30.708,69	2.559,1	99,97%
Total	3,80 (3,79-3,81)	-	21.492.853,24	170.578,2	100%

crecimiento del recurso loco a nivel local. Sobre la base de estos resultados, se sugiere que la alta heterogeneidad observada en el crecimiento del recurso en las zonas norte y sur de Chile podría estar asociada a factores geográficos y oceanográficos de escala zonal, incluidos eventos interanuales e interdecadales (Thiel *et al.* 2007, Aguilera *et al.* 2019). Por ello, para fines de manejo pesquero, sería recomendable utilizar estimaciones locales de los parámetros de crecimiento.

DECLARACIONES

AGRADECIMIENTOS

Este trabajo fue parte de la Tesis de Magíster de A.V. en Ciencias Aplicadas mención Biología Pesquera en la Universidad Arturo Prat, Iquique. A.V. agradece sinceramente a Marcelo Rivadeneira, por sus sugerencias, comentarios, correcciones y apoyo permanente en la realización del presente estudio.

CONTRIBUCIÓN DE LOS AUTORES

Conceptualización: A.V. y M.A.; Metodología: A.V. y M.A.; Software: A.V.; Validación: M.A.; Análisis formal: A.V. y M.A.; Recursos: A.V.; Redacción-borrador original: A.V. y M.A.; Redacción-revisión y edición: A.V. y M.A.; Visualización: A.V.; Supervisión: M.A.

DISPONIBILIDAD DE DATOS

Los datos utilizados en los análisis están disponibles previa solicitud razonable al autor correspondiente.

CONFLICTOS DE INTERESES

No existen conflictos.

USO DE HERRAMIENTAS IA

No se aplicaron herramientas IA.

LITERATURA CITADA

Adams D, J Gurevitch & M Rosenberg. 1997. Resampling test for meta-analysis of ecological data. *Ecology* 78(5): 1277-1283.

Aguilera M, J Aburto, L Bravo, B Broitman, R García, C Gaymer, S Gelcich, B Lopez, V Montecino, A Pauchard, M Ramos, J Rutllant, C Saez, N Valdivia & M Thiel. 2019. Chile: environmental status and future perspectives. In: Sheppard C (ed). *World seas: An environmental evaluation*, Volume I: Europe, The Americas and West Africa, pp. 673-702. Academic Press, New York.

Araya M & R Pepe-Victoriano. 2010. La constancia de la razón entre la longitud de madurez y la longitud asintótica en peces de la costa de Chile: Un meta-análisis. *Revista de Biología Marina y Oceanografía* 45(3): 371-377.

Borenstein M, L Hedges, J Higgins & H Rothstein. 2009. *Introduction to meta-analysis*, 421 pp. John Wiley & Sons, Chichester.

Bustos E, H Robotham, E Lara & E Pacheco. 1986. Edad y crecimiento de *Concholepas concholepas* y consideraciones a la aplicación de la ecuación de von Bertalanffy (Gastropoda: Muricidae). *Investigación Pesquera*, Chile 33: 33-45.

Canales C, M Adasme, N Sánchez, J Curiel, C Molinet & J Henríquez. 2020. Actualización de la estimación de parámetros biológicos y de crecimiento de loco en las principales zonas de extracción, VIII a la XI Región. Informe Final FIPA 2017-57: 1-258. <https://www.subpesca.cl/fipa/613/articles-97309_informe_final.pdf>

Castilla JC. 1988. Una revisión bibliográfica (1980-1988) sobre *Concholepas concholepas* (Bruguière, 1789) (Gastropoda, Muricidae): problemas pesqueros y experiencias en repoblación. *Biología Pesquera* 17: 9-19.

Castilla JC. 1994. The Chilean small-scale benthic shellfisheries and the institutionalization of new management practices. *Ecology International Bulletin* 21: 47-63.

Castilla JC. 1995. The sustainability of natural renewable resources as viewed by an ecologist and exemplified by the fishery of the mollusc *Concholepas concholepas* in Chile. In: Munasinghe M & W Shearer (eds). *Defining and measuring sustainability: The biogeophysical foundations*, pp. 153-159. World Bank, Washington DC.

Cerda O & WB Stotz. 2022. Can the territorial use rights in fisheries (TURF) stabilize the landing of a highly variable benthic resource? Reexamining the fishery of *Concholepas concholepas* in North-Central Chile. *Ocean & Coastal Management* 224, 106158. <<https://doi.org/10.1016/j.ocecoaman.2022.106158>>

Chevallier A, BR Broitman, N Barahona, C Vicencio-Estay, FK Hui & WB Stotz. 2021a. Diversity of small-scale fisheries in Chile: Environmental patterns and biogeography can inform fisheries management. *Environmental Science & Policy* 124: 33-44.

Chevallier A, W Stotz, M Ramos & J Mendo. 2021b. The Humboldt Current Large Marine Ecosystem (HCLME), a challenging scenario for modelers and their contribution for the manager. In: Ortiz M & F Jordán (eds). *Marine coastal ecosystem modelling and conservation*, pp. 27-51. Springer, Cham.

DuBois R, JC Castilla & R Cacciolatto. 1980. Sublittoral observations of behaviour in the Chilean "Loco" *Concholepas concholepas* (Mollusca: Gastropoda: Muricidae). *The Veliger* 23: 83-92.

Egger M, GD Smith, M Schneider & C Minder. 1997. Bias in meta-analysis detected by a simple, graphical test. *British Medical Journal* 315(7109): 629-634.

Freites L, M Guevara, A Márquez, J Revilla, M Narváez & C Lodeiros. 2020. Relación entre las variables ambientales y el crecimiento de *Pteria colymbus* (Mollusca Bivalvia: Pteriidae), en tres profundidades de cultivo. *Boletín de Investigaciones Marinas y Costeras, INVEMAR* 49(1): 9-26. <<https://doi.org/10.25268/bimc.invemar.2020.49.1.771>>

Geaghan JP & JC Castilla. 1988. Assessment of the present capacity for management of the "Loco" *Concholepas concholepas* (Bruguière, 1789) (Gastropoda, Muricidae) in Chile. *Biología Pesquera* 17: 57-72.

Gelcich S, MJ Martínez-Harms, S Tapia-Lewin, F Vázquez-Lavin & C Ruano-Chamorro. 2019. Comanagement of small-scale fisheries and ecosystem services. *Conservation Letters* 12(2), e12637. <<https://doi.org/10.1111/conl.12637>>

- Guisado CH & JC Castilla. 1983.** Aspects of the ecology and growth of an intertidal juvenile population of *Concholepas concholepas* (Mollusca: Gastropoda: Muricidae) at Las Cruces, Chile. *Marine Biology* 78: 99-103.
- Gurevitch J, J Koricheva, S Nakagawa & G Stewart. 2018.** Meta-analysis and the science of research synthesis. *Nature* 555(7695): 175-182.
- Huedo-Medina TB, J Sánchez-Meca, F Marín-Martínez & J Botella. 2006.** Assessing heterogeneity in meta-analysis: Q statistic or I² index? *Psychological Methods* 11: 193-206.
- Higgins JP & SG Thompson. 2002.** Quantifying heterogeneity in a meta-analysis. *Statistics in Medicine* 21: 1539-1558. <<https://doi.org/10.1002/sim.1186>>
- Higgins JPT, SG Thompson, JJ Deeks & DG Altman. 2003.** Measuring inconsistency in meta-analysis. *BMJ* 327: 557-560.
- Jaramillo E, M Fernández, P Marquet, P Camus, J Vázquez, D Figueroa, C Duarte, C Valdovinos, P Ojeda, N Lagos, D Lancellotti, H Contreras & V Riesco. 2006.** Actualización y validación de la clasificación de zonas biogeográficas litorales. Informe Final FIP 2004-28: 1-191. <https://www.subpesca.cl/fipa/613/articles-89064_informe_final.pdf>
- Koricheva J, J Gurevitch & K Mengersens. 2013.** Handbook of meta-analysis in ecology and evolution, 520 pp. Princeton University Press, Princeton.
- Lara E, E Díaz, J González, G Jerez, V Baros, C Becerra, C Toledo, C Gaspar & H Padilla. 2007.** Comportamiento y parámetros reproductivos de loco en la I y II Regiones. Informe Final FIP 2005-32: 1-357. <https://www.subpesca.cl/fipa/613/articles-89112_informe_final.pdf>
- Lefcheck JS, BB Hughes, AJ Johnson, BW Pfirmann, DB Rasher, AR Smyth, BL Williams, MW Beck & RJ Orth. 2019.** Are coastal habitats important nurseries? A meta-analysis. *Conservation Letters* 12(4), e12645. <<https://doi.org/10.1111/conl.12645>>
- Leiva GE & JC Castilla. 2002.** A review of the world marine gastropod fishery: evolution of catches, management and the Chilean experience. *Reviews in Fish Biology and Fisheries* 11: 283-300. <<https://doi.org/10.1023/A:1021368216294>>
- Leongómez J. 2023.** Meta-análisis de correlaciones y meta-regresión en R: Guía práctica. MetaArXiv. <<https://doi.org/10.31222/osf.io/yaxd4>>
- Manríquez PH & JC Castilla. 2001.** Significance of marine protected areas in central Chile as seeding grounds for the gastropod *Concholepas concholepas* (Bruguière, 1789). *Marine Ecology Progress Series* 215: 201-211.
- Manríquez P, AP Delgado, ME Jara & JC Castilla. 2008.** Field and laboratory pilot rearing experiments with early ontogenic stages of *Concholepas concholepas* (Gastropoda: Muricidae). *Aquaculture* 279: 99-107.
- Martínez P & SA Navarrete. 2002.** Temporal and spatial variation in settlement of the gastropod *Concholepas concholepas* in natural and artificial substrata. *Journal of the Marine Biological Association of the United Kingdom* 82: 257-264 <<https://doi.org/10.1017/S002531540200543X>>
- Mendoza J. 2000.** Crecimiento de *Prionotus stephanophrys* "Trigla coronada" (Lockington, 1880) en la costa oriental del Golfo de California, México. Tesis de Maestría en Ciencias Pesqueras, Instituto Politécnico Nacional, La Paz, 155 pp.
- Mikolajewicz N & SV Komarova. 2019.** Meta-analytic methodology for basic research: A practical guide. *Frontiers in Physiology* 10, 203. <<https://doi.org/10.3389/fphys.2019.00203>>
- Miranda FV & WB Stotz. 2021.** Why do state interventions in artisanal fisheries often fail in Chile? Misalignment to the way of life of fishers. *Marine Policy* 132, 104693. <<https://doi.org/10.1016/j.marpol.2021.104693>>
- Molinet C, A Arévalo, MT González, CA Moreno, J Arata & E Niklitschek. 2005.** Patterns of larval distribution and settlement of *Concholepas concholepas* (Bruguière, 1789) (Gastropoda, Muricidae) in fjords and channels of southern Chile. *Revista Chilena de Historia Natural* 78: 409-423.
- Moss D, LC Ivany, EJ Judd, PW Cummings, CE Bearden, WJ Kim, EG Artruc & JR Driscoll. 2016.** Lifespan, growth rate, and body size across latitude in marine Bivalvia, with implications for Phanerozoic evolution. *Proceeding of the Royal Society B: Biological Science* 283(1836), 20161364. <<https://doi.org/10.1098/rspb.2016.1364>>
- Page MJ, JE McKenzie, PM Bossuyt, I Boutron, TC Hoffmann, CD Mulrow, L Shamseer, JM Tetzlaff, EA Akl, SE Brennan, R Chou, J Glanville, JM Grimshaw, A Hróbjartsson, MM Lalu, T Li, EW Loder, E Mayo-Wilson, S McDonald, LA McGuinness, LA Stewart, J Thomas, AC Tricco, VA Welch, P Whiting & D Moher. 2021.** The PRISMA 2020 statement: an updated guideline for reporting systematic reviews. *BMJ* 2021, 372. <<https://doi.org/10.1136/bmj.n71>>
- Pauly D & L Munro. 1984.** Once more on growth comparison in fish and vertebrates. *Fishbyte* 2: 1-21.
- Pérez E, C Lodeiros, D Semidey, E Uribe & L Freitas. 2016.** Crecimiento, supervivencia e influencia de factores ambientales en tres cohortes de la ostra perla *Pinctada imbricata*, en cultivo suspendido en el Golfo de Cariaco, Venezuela. *Latin American Journal of Aquatic Research* 44(1): 99-112. <<https://dx.doi.org/10.3856/vol44-issue1-fulltext-10>>
- Reed AJ, JA Godbold, LJ Grange & M Solan. 2021.** Growth of marine ectotherms is regionally constrained and asymmetric with latitude. *Global Ecology and Biogeography* 30(3): 578-589.
- Rivas D & JC Castilla. 1987.** Dinámica de poblaciones intermareales de *Concholepas concholepas* (Bruguière, 1789) (Mollusca: Gastropoda: Muricidae) en Chile central. *Investigación Pesquera* 34: 3-19.
- Robotham H, C Vera, H Miranda, A Zuleta, C Moreno & P Rubilar. 1994.** Monitoreo de la pesquería y evaluación indirecta del stock de loco (I a XII Regiones). Informe Final FIP 93-07: 1-141. <https://www.subpesca.cl/fipa/613/articles-89452_informe_final.pdf>
- Robotham H, Z Young, C Vera & H Miranda. 1996.** Monitoreo y análisis de la pesquería del recurso loco a nivel nacional. Informe Final FIP 95-22: 1-44. <https://www.subpesca.cl/fipa/613/articles-89527_informe_final.pdf>
- Rosenberg MS, DC Adams & J Gurevitch. 2000.** Metawin: Statistical software for meta-analysis, version 2.0. Sinauer Associates, Sunderland. <<https://www.metawinsoft.com>>
- Rosenberg MS, KA Garret, Z Su & RL Bowden. 2004.** Meta-analysis in plant pathology: Synthesizing research results. *Phytopathology* 94: 1013-1017.

- Stotz W, L Caillaux, J Aburto, R Iriart, F Weibel, M Valdebenito, S Gonzalez, M Aguilar, C Valladares, D Lancellotti & A Zuleta. 2000.** Formulación de una metodología para el estudio de edad y crecimiento en el recurso loco. Informe Final FIP 97-36: 1-151. <https://www.subpesca.cl/fipa/613/articles-89620_informe_final.pdf>
- Symonds MRE & A Moussalli. 2011.** A brief guide to model selection, multimodel inference and model averaging in behavioural ecology using Akaike's information criterion. *Behavioral Ecology and Sociobiology* 65: 13-21. <<https://doi.org/10.1007/s00265-010-1037-6>>
- Techeira C, C Cortes, M Ibarra, C Canales, A Wilson, P Pizarro, M Mardones, P Araya, O Gallo & MS Romero. 2017.** Actualización de la estimación de parámetros biológicos y de crecimiento de loco en las principales zonas de extracción. Informe Final FIPA 2014-07: 1-414. <https://www.subpesca.cl/fipa/613/articles-89365_informe_final.pdf>
- Thiel M, EC Macaya, E Acuña, WE Arntz, H Bastias, K Brokordt, P Camus, JC Castilla, LR Castro, M Cortés, CP Dumont, R Escribano, M Fernández, JA Gajardo, CF Gaymer, I Gómez, AE González, HE González, PA Haye, J-E Illanes, JL Iriarte, DA Lancellotti, G Luna-Jorquera, C Luxoro, PH Manríquez, V Marín, P Muñoz, SA Navarrete, E Pérez, E Poulin, J Sellanes, H Sepúlveda, W Stotz, F Tala, A Thomas, CA Vargas, JA Vásquez & A Vega. 2007.** The Humboldt Current system of Northern and Central Chile: oceanographic processes, ecological interactions and socioeconomic feedback. *Oceanography and Marine Biology: An Annual Review* 45: 195-344.
- Vevea JL & CM Woods. 2005.** Publication bias in research synthesis: Sensitivity analysis using a priori weight function. *Psychological Methods* 10(4): 428-443. <<https://doi.org/10.1037/1082-989X.10.4.428>>
- Viechtbauer W. 2010.** Conducting meta-analyses in R with the metafor package. *Journal of Statistical Software* 36(3): 1-48. <<https://doi.org/10.18637/jss.v036.i03>>
- Wolff M. 1989.** Estimates of growth, mortality and recruitment of the loco *Concholepas concholepas* (Bruguiera, 1789) derived from a shell mound in northern Chile. *Studies on Neotropical Fauna & Environment* 24(2): 87-96.
- Yáñez E, NA Lagos, R Norambuena, C Silva, J Letelier, KP Muck, GS Martín, SR Benitez, B Broitman, H Contreras & C Duarte. 2017.** Impacts of climate change on marine fisheries and aquaculture in Chile. In: Phillips BF & M Pérez-Ramírez (eds). *Climate change impacts on Fisheries and aquaculture: a global analysis 1*: 239-332. Wiley Blackwell, London.
- Young Z, C Vera, H Miranda & H González. 1998.** Monitoreo de la pesquería del recurso loco a nivel nacional, 1997. Informe Final FIP 97-26: 1-51. <https://www.subpesca.cl/fipa/613/articles-89612_informe_final.pdf>