



Revista Peruana de Biología

ISSN: 1561-0837

lromeroc@unmsm.edu.pe

Universidad Nacional Mayor de San
Marcos
Perú

Joo, Rocío; Díaz, Erich

Tamaño óptimo de muestra para estimar la distribución de tallas y proporción de juveniles
de anchoveta por lance a bordo de la flota de cerco peruana

Revista Peruana de Biología, vol. 24, núm. 1, 2017, pp. 59-65

Universidad Nacional Mayor de San Marcos

Lima, Perú

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=195050541007>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

TRABAJOS ORIGINALES

Tamaño óptimo de muestra para estimar la distribución de tallas y proporción de juveniles de anchoveta por lance a bordo de la flota de cerco peruana

Optimum sample length for estimating anchovy size distribution and the proportion of juveniles per fishing set for the Peruvian purse-seine fleet

Rocío Joo * y Erich Díaz

Instituto del Mar del Perú (IMARPE) esquina Gamarra y General Valle S/N Chucuito, Callao, Perú.

*Autor para correspondencia.

E-mail Rocío Joo: rocio.joo@gmail.com

E-mail Erich Díaz: ediaz@imarpe.gob.pe

Resumen

La distribución de tallas de las capturas es una fuente de información esencial para la estimación del crecimiento y la dinámica espacio-temporal de las cohortes. La distribución de tallas de las capturas se estima a partir de muestras de individuos capturados en los lances. Este trabajo estudia la cantidad óptima de individuos a muestrear en cada lance para obtener una muestra representativa de las tallas del lance, y de la proporción de juveniles en el lance. Para ello, se utilizan datos de tallas de diferentes lances en la pesca de anchoveta peruana (*Engraulis ringens*) registrados por observadores a bordo del Programa Bitácoras de Pesca del Instituto del Mar del Perú, y remuestreos a partir de esos datos. Finalmente proponemos un tamaño de muestra óptimo que permite obtener estimaciones robustas de tallas y proporción de juveniles. Aunque este trabajo se aplicó a la pesca de anchoveta, el procedimiento es aplicable a cualquier pesquería, para muestreos bio-métricos a bordo o en tierra.

Palabras claves: distribución de tallas; proporción de juveniles; tamaño de muestra; observadores a bordo; pesquería de anchoveta; *Engraulis ringens*.

Abstract

The length distribution of catches represents a fundamental source of information for estimating growth and spatio-temporal dynamics of cohorts. The length distribution of caught is estimated based on samples of caught individuals. This work studies the optimum sample size of individuals at each fishing set in order to obtain a representative sample of the length and the proportion of juveniles in the fishing set. For that matter, we use anchovy (*Engraulis ringens*) length data from different fishing sets recorded by observers at-sea from the On-board Observers Program from the Peruvian Marine Research Institute. Finally, we propose an optimum sample size for obtaining robust size and juvenile estimations. Though the application of this work corresponds to the anchovy fishery, the procedure can be applied to any fishery, either for on board or inland biometric measurements.

Keywords: length distribution; proportion of juveniles; sample size; on-board observers; anchovy fishery; *Engraulis ringens*.

Citación:

Joo R. y E. Díaz. 2017. Tamaño óptimo de muestra para estimar la distribución de tallas y proporción de juveniles de anchoveta por lance a bordo de la flota de cerco peruana. Revista peruana de biología 24(1): 059 - 066 (Abril 2017). doi: <http://dx.doi.org/10.15381/rpb.v24i1.13112>

Información sobre los autores:

RJ: realizó la escritura del manuscrito, el diseño de la metodología empleada, los algoritmos y cálculos para el trabajo. ED: generó la pregunta de investigación del trabajo, coordinó la toma de información, participó activamente en las discusiones y en la redacción del trabajo.

Los autores no incurren en conflictos de intereses.

Fuentes de financiamiento:

Proyecto PpR "Observación y evaluación en tiempo real del subsistema pelágico del Ecosistema de la Corriente de Humboldt utilizando como plataforma la flota de cerco" del IMARPE, financiado con recursos de Derechos de Pesca (RM-N° 235-2013-PRODUCE).

Proyecto PpR "Estimación de parámetros biológico-pesqueros para el manejo sostenible de los recursos marinos" del IMARPE, financiado con recursos de Derechos de Pesca (RM-350-2013-PRODUCE).

Presentado: 31/12/2015
Aceptado: 25/09/2016
Publicado online: 20/04/2017

Journal home page: <http://revistasinvestigacion.unmsm.edu.pe/index.php/rpb/index>

© Los autores. Este artículo es publicado por la Revista Peruana de Biología de la Facultad de Ciencias Biológicas, Universidad Nacional Mayor de San Marcos. Este es un artículo de acceso abierto, distribuido bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>), que permite el uso no comercial, distribución y reproducción en cualquier medio, siempre que la obra original sea debidamente citadas. Para uso comercial, por favor póngase en contacto con editor.revperubiol@gmail.com.

minó mediante una prueba binomial (Siegel, 1956) su significancia. Los resultados reales considerados para ambas proporciones de rechazo en los lanzamientos, se presentaron a continuación.

Para eliminar el efecto de que sea uno de los muestreos de 1000 individuos (la que afectó los resultados), se hicieron varias réplicas de selección de muestra (a lo largo de 1000 días de resaca y 1000 días de marea). Para cada una de las réplicas se realizó la comparación de distribuciones de talla y de proporción de juveniles. Luego se calculó la proporción de rechazos de la hipótesis nula para la prueba de Mann-Whitney y para la prueba de hipótesis de igualdad de varianzas.

Para probar distintos tamaños de muestra se usó la prueba de Mann-Whitney, de la cual se obtuvieron los resultados de la prueba de hipótesis de igualdad de varianzas (Fig. 2 y Fig. 3). Para cada una de las pequeñas haya mucha variabilidad en la proporción de juveniles distribuida. Por ello, se calculó el error de la prueba de hipótesis de igualdad de varianzas (ECM) de las proporciones de juveniles estimadas en las réplicas. Luego se identificó el número de réplicas en las que la hipótesis sea siempre menor del 5% del valor máximo, cuanto a la prueba para la distribución de tallas.

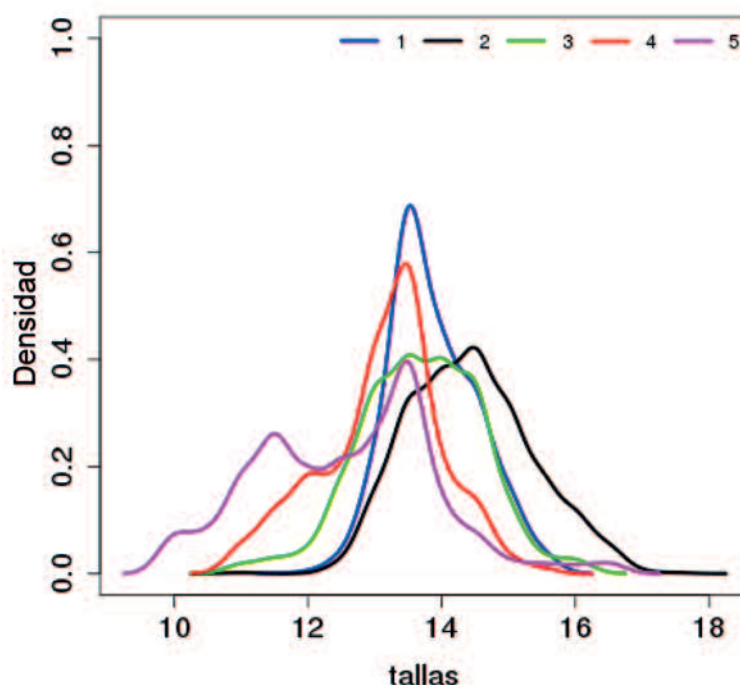


Figura 1. Distribución de tallas en las calas. Cada línea representa una población distinta; i.e. corresponde a datos tomados por observadores distintos.

Tabla 1. Resultados del tamaño de muestra óptima para la estimación de la proporción de juveniles y de la distribución de tallas para cada una de las poblaciones.

	Población 1	Población 2	Población 3	Población 4	Población 5
Porcentaje de Juveniles	0.0%	0.1%	2.5%	9.1%	31.2%
Tamaño óptimo de muestra para la distribución de tallas	350	300	300	300	300
Tamaño óptimo de muestra para la estimación de proporción de juveniles	--	75	350	400	500
Tamaño óptimo de muestra para la precisión en proporción de juveniles	--	125	125	125	100

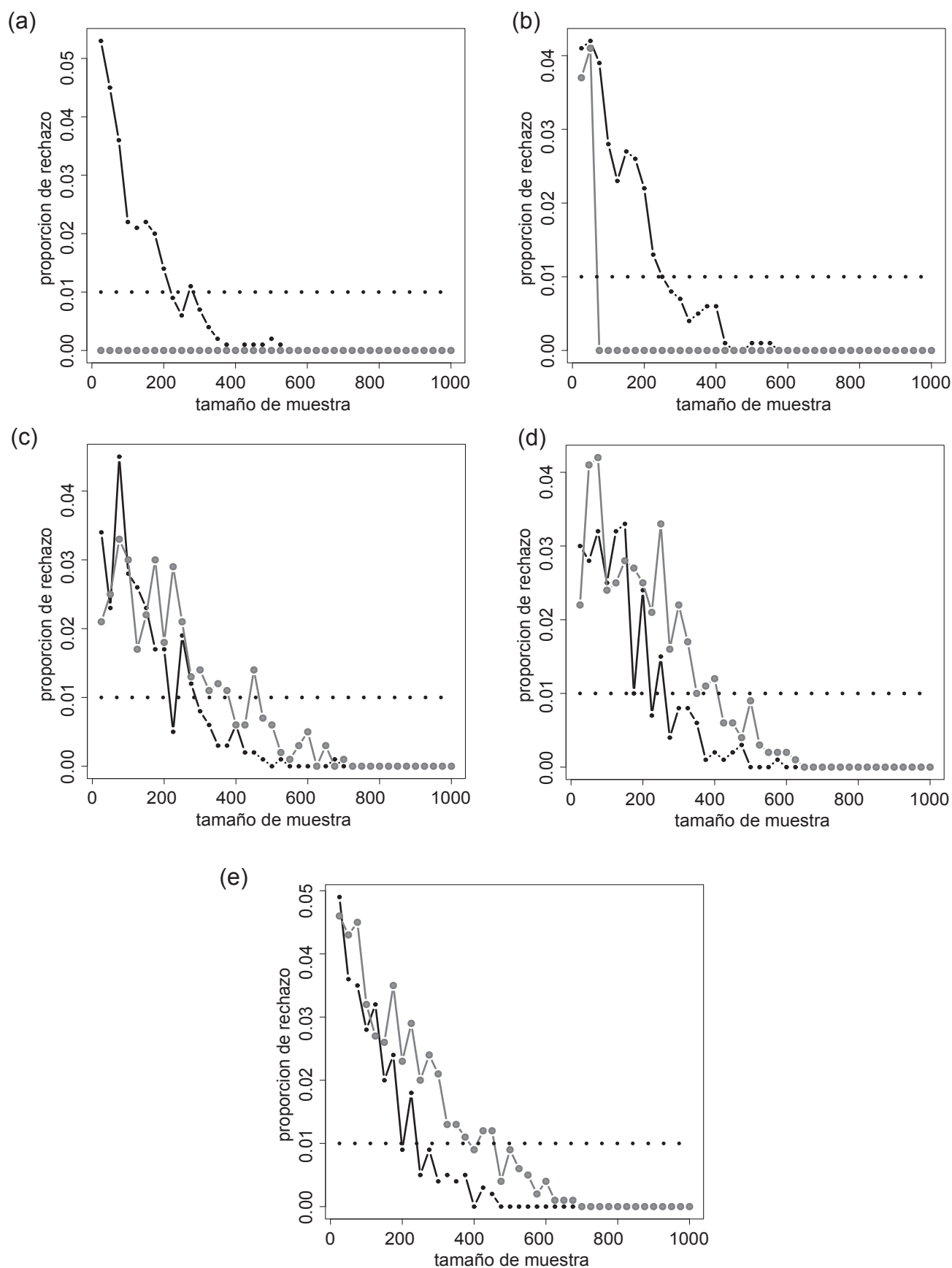


Figura 2. Resultados de las pruebas de comparación de distribuciones de tallas y proporciones de juveniles. Para cada población (a, b, c, d y e), cada punto de la línea azul corresponde a la proporción de réplicas en las que se rechazó la hipótesis nula de distribución de tallas iguales, para cada tamaño de muestra. A su vez, cada punto de la línea roja corresponde a la proporción de réplicas en las que se rechazó la hipótesis nula de igual en la proporción de juveniles de la muestra respecto a la población. La línea horizontal negra punteada corresponde al límite de proporción de rechazos que se dispone aceptar, igual a 0.01.

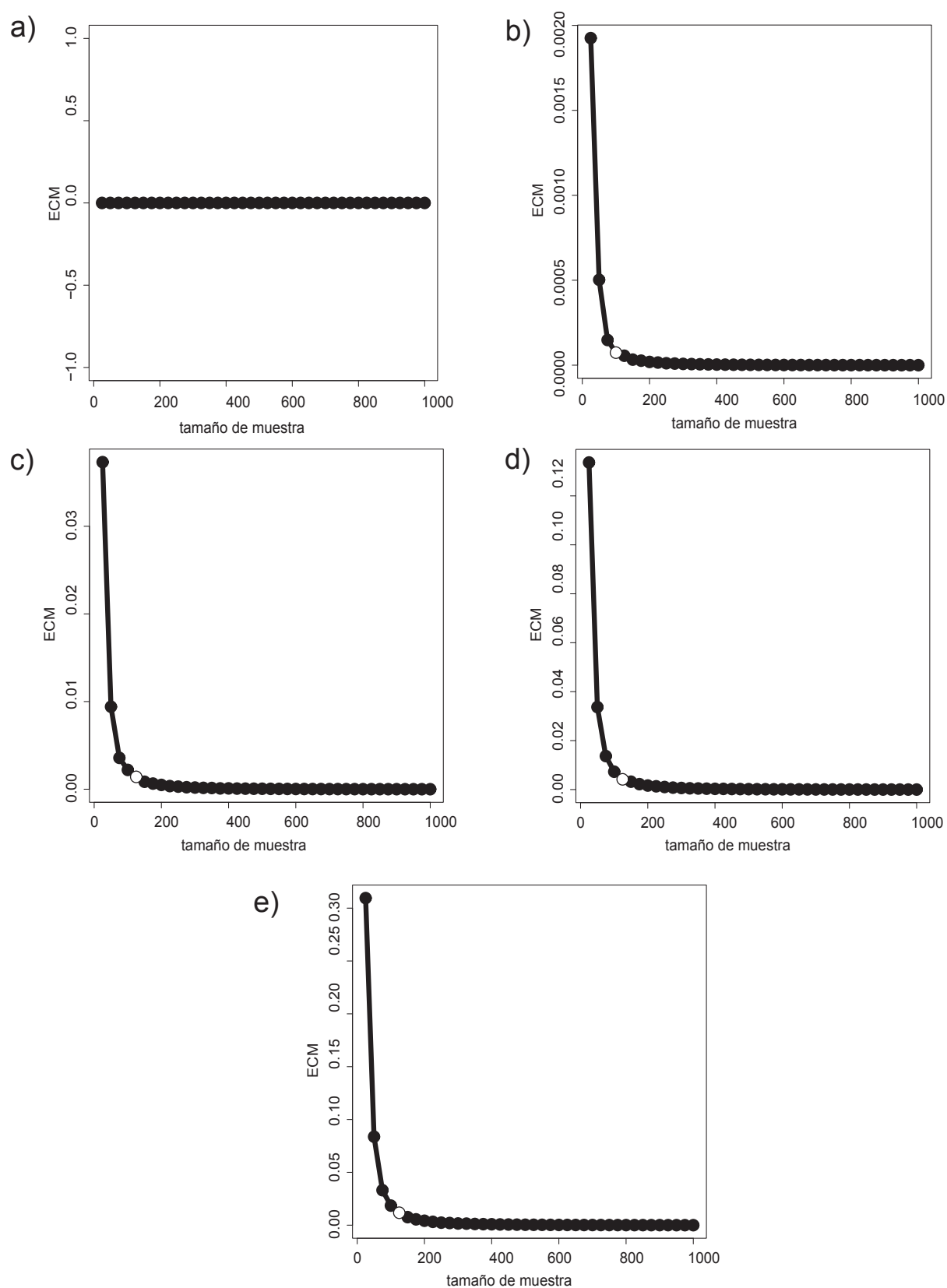


Figura 3. Valores de error cuadrático medio (ECM) para las proporciones de juveniles para cada tamaño de muestra. Para cada población (a, b, c, d y e), el punto azul corresponde a aquel tamaño de muestra a partir del cual el valor del ECM es menos del 5% del ECM máximo.

de rechazo para la prueba para cada población. No se pudo determinar un nivel de precisión similar para todas las poblaciones (Fig. 10). Por lo tanto, se indicó que la prueba de la prueba fue sensible al cambio en el tamaño de muestra, más que a la distribución de tallas de la población. Por el contrario, la hipótesis de igualdad de proporciones de juveniles entre la muestra y la población sí requirió a mayor tamaño de muestra para ser aceptada para poblaciones de mayor tamaño. El incremento que se requirió para el número de individuos muestrales de 178. Con el criterio de ECM se observó que al menos se necesitan 125 individuos muestrales para obtener un valor pequeño de ECM. (i.e. 1.25 individuos para obtener un valor pequeño de ECM) que este costo no disminuye la calidad de convergencia en el valor de ECM) en 3 de los casos, y 100 en uno de ellos (Tabla 1). En futuros trabajos se debe investigar la influencia de la muestra en la calidad de convergencia en el valor de ECM.

[illegible]

Discusión

En este trabajo, estimamos el número de individuos por especie en un lote de 1000 individuos, seleccionando una muestra aleatoria de 100 individuos en cada lance para luego contarlos. Este procedimiento produce una distribución representativa de la distribución de los individuos en el lote, ya que cada individuo tiene la misma probabilidad de ser seleccionado. En este caso, la distribución de los individuos en el lote es una proporción de juveniles que se ajusta a una proporción aleatoria.

En trabajos realizados para otras pesquerías (Monsen et al. 1972). Es un muestreo (1957) y Wild (1994) encontraron que el método de definición de los estratos no tuvo un fuerte efecto en la estimación de la biomasa. En este estudio las tallas en sus análisis. Nuestros resultados sugieren que el uso de la talla como criterio para definir los estratos en el sentido de que el tamaño del estrato afecta la potencia de la prueba U de Mann-Whitney fue insignificante. Los stocks pueden ser diferentes en todos los lances y todos los días, pero en promedio, dado que las distribuciones de los stocks son similares, el manejo de la pesca, se fijó un umbral de captura basado en efectos y así actuando que significa que el riesgo de obtener una cuota por encima de la cuota era frecuente distinta a la de la totalidad del lote. El modelo de captura variable a más de cada 100. Se necesitó muestras de al menos 300 parras (Bartlett et al. 2004, 2011, Arias-Schreiber et al. 2011), realizar estos

Como el estadístico U de Mann-Whitney es calculado a partir de rangos (Siegel 1956), toda la información de los datos tomados en cuenta para el análisis descriptivo puede ser descrita por los rangos. Los rangos pueden considerarse más descriptivos que los datos originales. Es importante la estimación de la media y varianza de los rangos. En este trabajo se presenta un valor agregado al uso de rangos en el análisis de datos. Chen (1997) al aplicar pruebas estadísticas para determinar si las diferencias respecto a las poblaciones son significativas y además de utilizar la suma de cuadrados de los rangos en trabajos de

Mientras la calidad de la representación no se vio afectada por la cantidad de personas que se midieron, la estimación del porcentaje de juveniles que trabajan es bastante alta. Si hay un porcentaje alto de juveniles que trabajan, podríamos no obtener una muestra representativa de la muestra y equivocarnos en la estimación de la proporción de juveniles que trabajan. Si la muestra es pequeña, podríamos no obtener una muestra representativa de la muestra y equivocarnos en la estimación de la proporción de juveniles que trabajan.

Como recomendación práctica, se plantea que en general se muestree un mínimo de 300 individuos por cala, ya que en casi todos los lances analizados se necesitaban muestrear 300

individuos para estimar correctamente el grado de riesgo de suicidio. Limitarse por la
Por otro lado, en escenarios de alto impacto de daños y de consecuencias graves, sin co-
esperados a partir de informes de ser viable. También se da las gracias a G-
de datos recientes de observadores. También se da la bienvenida a la documentación
mentar el tamaño de muestra a 500. También se recomienda el Programa Bitácora
que en ningún escenario se muestree menos de 125 individuos,

Literatura citada

- Andrew N.L. & Y. Chen. 1997. Optimal sampling for estimating the size structure and mean size of abalone caught in a New South Wales fishery. *Fishery Bulletin* 95:403-413.
- Arias Schreiber M., M. Niquen & M. Bouchon. 2011. Coping strategies to deal with environmental variability and extreme climate events in the Peruvian anchovy fishery. *Sustainability* 3:823-846. <https://doi.org/10.3390/su3060823>
- Bertrand A., A. Chaigneau, S. Peraltila, J. Ledesma, M. Graco, F. Monetti & F. Chavez. 2011. Oxygen: a fundamental property regulating pelagic ecosystem structure in the coastal southeastern tropical Pacific. *PLOS ONE* 6:e29558. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0029558>
- Bertrand A., M. Segura, M. Gutiérrez & L. Vásquez. 2004. From small-scale habitat loopholes to decadal cycles: a habitat-based hypothesis explaining fluctuation in pelagic fish populations off Peru. *Fish and Fisheries* 5:296-316. <https://doi.org/10.1111/j.1467-2679.2004.00165.x>
- Bouchon M., M. Niquen, M. Arias-Schreiber & R. Bello. 1998. Manual de operaciones del proyecto bitácoras de pesca. Informe Progresivo 74. Instituto del Mar del Perú.
- Bouchon M., M. Niquen, J. Mori, A. Echevarría & S. Cahuín. 2001. Manual de muestreo de la pesquería pelágica. Informe progresivo 157. Instituto del Mar del Perú.
- Chavez F., A. Bertrand, R. Guevara-Carrasco, P. Soler & J. Csirke. 2008. The northern Humboldt Current System: Brief story, present status and a view towards the future. *Progress in Oceanography* 79:95-105. <https://doi.org/10.1016/j.pcean.2008.10.012>
- Di Natale A., J. De La Serna, G. De Metrio, V. Restrepo, A. Srour & G. Tserpes. 2012. On the reduction of juvenile swordfish catches in the Mediterranean. *Col.Vol.Sci.Pap. ICCAT*, 54:1529-1533.
- Díaz E. 2013. Estimación del crecimiento del jurel *Trachurus murphyi* capturado en el Perú, a partir del análisis de las frecuencias por tallas. En: Csirke J., R. Guevara-Carrasco & M. Espino (Eds.). *Ecología, pesquería y conservación del jurel (Trachurus murphyi) en el Perú*. Revista Peruana de Biología número especial 20(1):061-066 <https://doi.org/10.15381/rpb.v20i1.2620>
- Hennemuth R. 1957. An analysis of methods of sampling to determine the size composition of commercial landings of yellowfin tuna (*Neothunnus macropterus*) and skipjack (*Katsuwonus pelamis*). *Inter-american tropical tuna commission, Bulletin* 2:174-225.
- Montenegro Silva C. 2009. Tamaños de muestra para estimar la estructura de tallas de las capturas de langostino colorado en la zona centro-norte de Chile: una aproximación a través de remuestreo. *Latin American Journal of Aquatic Research* 37:161-180. <https://doi.org/10.3856/vol37-issue2-fulltext-4>
- Moser C. A. 1952. Quota sampling. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A* 115:411-423. <https://doi.org/10.2307/2980740>
- Oliveros-Ramos R. & E. Díaz. 2015. Estimación de la captura total permisible del stock norte-centro de la anchoveta peruana. *Protocolo IMP/DGIRP-AFDPERP*. Edición 2 revisión 3, abril 2015.
- Palomares M., P. Muck, J. Mendo, E. Chumán, O. Gómez & D. Pauly. 1987. Growth of the Peruvian anchoveta (*Engraulis ringens*), 1953 to 1982. In D. Pauly and I. Tsukayama (eds.). *The Peruvian anchoveta and its upwelling ecosystem: three decades of change*. *ICLARM studies and reviews* 15, 351 p.
- Pauly D. & G. Morgan (editors), 1987. *Length-based methods in fisheries research*. *ICLARM Conference Proceedings* 13, 468 p. International Center for Living Aquatic Resources Management, Manila, Philippines, and Kuwait Institute for Scientific Research, Safat, Kuwait.
- PRODUCE. 2014. Boletín Estadístico Pesquero 2014. Dirección de Estudios y Derechos Económicos Pesquero y Acuícolas. Ministerio de la Producción, 65p.
- Quinn T. & R. Deriso. 1999. *Quantitative fish dynamics*. Oxford University Press, New York, N.Y.
- RM N° 215-2015-PRODUCE. Resolución que suspende las actividades extractivas del recurso anchoveta y anchoveta blanca entre los 13°30' y 13° 59' S y desde las 5 a las 20 mn, a partir del 28 de junio 2015 y por 05 días calendarios.
- Schweigert J.F. & J.R. Sibert. 1983. Optimizing survey design for determining age structure of fish stocks: an example from British Columbia Pacific Herring (*Clupea harengus pallasii*). *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 40:588-597. <https://doi.org/10.1139/f83-078>
- Siegel S., 1956. *Nonparametric statistics for the behavioral sciences*. McGraw-Hill, New York.
- Suuronen P. & F. Sardá. 2007. The role of technical measures in European fisheries management and how to make them work better. *ICES Journal of Marine Science*, 64: 751-756. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsm049>
- Wild A. 1994. An evaluation of length-frequency sampling procedures and subsequent data analysis for purse seine-caught yellowfin tuna in the Eastern Pacific Ocean. *Inter-american tropical tuna commission, Bulletin* 21:3-43.