

International
Journal of
**Biological
and Natural
Sciences**

**ESTIMADORES DE
DENSIDAD POR KERNEL
PARA ANALIZAR
LA ESTRUCTURA
DE TALLAS DE LOS
GASTERÓPODOS
MARINOS *Hexaplex
princeps* (BRODERIP,
1833) Y *Opeatostoma
pseudodon* (BURROW,
1815)**

Isaías Hazarmabeth Salgado Ugarte

Verónica Mitsui Saito Quezada



All content in this magazine is licensed under a Creative Commons Attribution License. Attribution-Non-Commercial-No-Derivatives 4.0 International (CC BY-NC-ND 4.0).

Palabras clave: Frecuencia de tallas; distribuciones multimodales; histogramas; métodos de cómputo intensivo.

funciones de variación gradual respecto al punto de estimación (dato), por lo que sus resultados son más suaves (Salgado-Ugarte, 2002).

INTRODUCCIÓN

El largo de la concha de los gasterópodos es una medida importante ya que en los individuos expresa el cambio de talla respecto al tiempo; por consiguiente, el análisis de la distribución de tallas es fundamental porque permite determinar cuáles son los tamaños que predominan (mayores o menores) en la extracción los organismos dentro de la pesca y en que época. La composición por tallas se describió por medio de los estimadores de densidad por kernel (EDKs) los que a diferencia de los histogramas tradicionales utilizan intervalos centrados en cada dato o en los puntos en los que se desea realizar la estimación de la densidad y de esta forma se tienen estimaciones independientes de un origen. En el histograma se utiliza una función cuadrada centrada en cada uno de los datos; los EDKs por su parte pueden utilizar

ÁREA DE ESTUDIO

Los especímenes fueron colectados a lo largo de la zona costera desde “Punta Cometa” hasta “Playita Tembo” en un total de 12 sitios de litoral rocoso aledaño a Puerto Ángel, Oaxaca, México (Figura 1).

MÉTODO

Las muestras se obtuvieron con periodicidad aproximadamente mensual de febrero de 2012 a noviembre de 2014 para *Hexaplex princeps* y agosto de 2013 a abril de 2016 (*Opeatostoma pseudodon*), a partir de la captura artesanal en la zona de estudio.

Los organismos fueron capturados con la ayuda de dos buzos locales (mediante buceo libre) con una embarcación de 8 m de eslora con motor fuera de borda de 40 caballos de fuerza. Se colectaron individuos en litorales

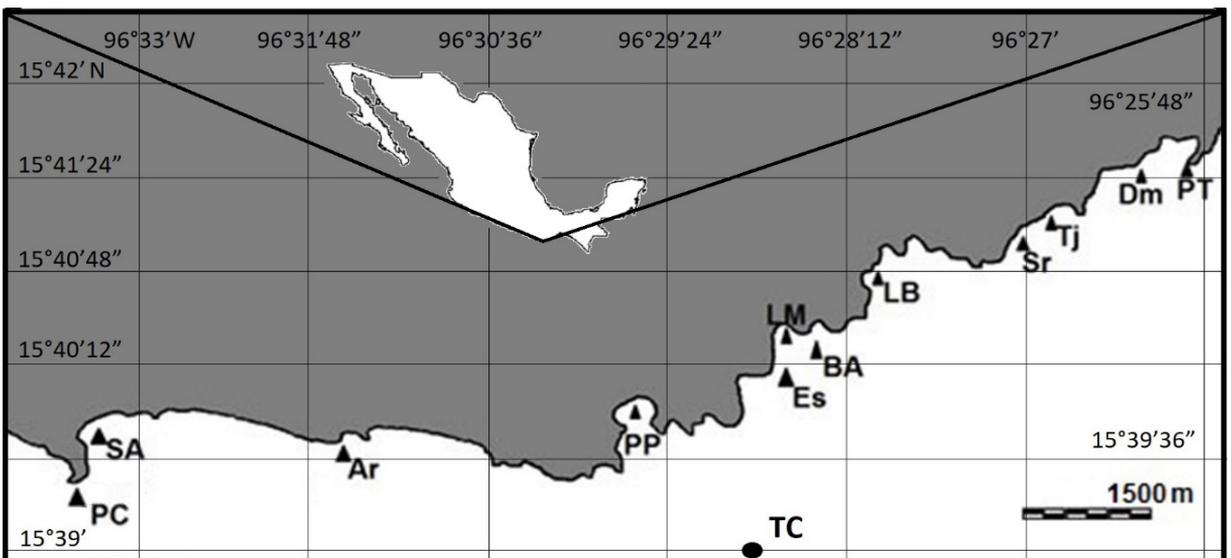


Figura 1. Localización geográfica del área de estudio, Puerto Ángel, Oaxaca, México. Se indican los sitios de colecta: PC = Punta Cometa; SA = San Agustínillo; Ar = Aragón; PP = Playa Panteón; Es = Estacahuite; LM = La Mina; BA = Bajos de Aceite; LB = La Boquilla; Sr = Secretario; Tj = Tijera; Dm = Dominguillo; PT = Playita, Tembo.

rocosos a profundidades de 5 a 15 m y de las 9:00 a las 12:00 hrs. tiempo local.

La proporción sexual se basó en el conteo de organismos disectados con ovarios o pene y su significancia estadística se evaluó mediante la prueba de bondad de ajuste de Ji-cuadrada con ajuste de Yates a una distribución uniforme. La distribución de las medidas de longitud, ancho y peso total se examinaron por medio de histogramas mejorados, conocidos como estimadores de densidad por kernel (EDKs) (Silverman, 1986; Härdle, 1990; Scott, 2015; Salgado-Ugarte, 2002; 2017; Salgado-Ugarte et al. 2005; Salgado-Ugarte y Saito-Quezada, 2020) para determinar la estructura poblacional por tallas.

RESULTADOS Y CONCLUSIONES

En *H. princeps* la proporción de sexos (M:H) en total fue 1:1. Sólo en agosto de 2012 se obtuvo una relación de tres hembras por cada macho (Tabla 1). Estos resultados contrastan con los de Gharsallah et al. (2010) quienes para *H. trunculus* encontraron predominancia de hembras durante los 15 meses de su estudio en la laguna Bizerte, Túnez. La proporción 1:1 se ha registrado en otras especies de gasterópodos del Pacífico mexicano como *Tegula funebris* (Paine, 1969), *Astraea undosa* (Belmar-Pérez et al. 1991), *Tegulla eiseni* (Vélez-Arellano et al. 2009) y *Tegula aureotincta* (Vélez-Arellano et al. 2011).

Fecha de colecta	Total	Machos	Hembras	Proporción Macho:Hembra	X ² (Yates)	P
23/FEB/2012	26	15	11	1.36:1.00	0.3461	0.55
22/MAR/2012	34	18	16	1.12:1.00	0.029	0.86
26/ABR/2012	11	6	5	1.20:1.00	0.000	1.00
18/MAY/2012	13	9	4	2.25:1.00	1.231	0.27
15/JUN/2012	23	9	14	1.00:1.56	0.696	0.40
20/JUL/2012	8	6	2	3.00:1.00	1.125	0.29
23/AGO/2012	25	8	17	1.00:2.13	2.560	0.11
28/SEP/2012	109	42	67	1.00:1.60	5.284	0.02*
26/OCT/2012	30	18	12	1.50:1.00	0.833	0.36
24/NOV/2012	25	13	12	1.08:1.00	0.000	1.00
26/ABR/2013	46	20	26	1.00:1.30	0.543	0.46
23/AGO/2013	14	10	4	2.50:1.00	1.786	0.181
25/OCT/2013	14	9	5	1.80:1.00	0.643	0.423
22/NOV/2013	38	16	22	1.00:1.38	0.660	0.427
24/ENE/2014	93	40	53	1.00:1.33	1.548	0.213
21/FEB/2014	2	2	0	---	0.500	0.479
21/MAR/2014	26	16	10	1.6:1.00	0.961	0.327
25/ABR/2014	60	33	27	1.22:1.00	0.417	0.519
23/MAY/2014	53	27	26	1.03:1.00	0.000	1.000
15/AGO/2014	42	25	17	1.47:1.00	1.167	0.280
24/OCT/2014	13	4	9	1.00:2.25	1.231	0.267
28/NOV/2014	57	32	25	1.28:1.00	0.632	0.427
21/DIC/2014	12	7	5	1.40:1.00	0.083	0.773
Total	774	385	389	1:00:1.03	0.108	0.742

Tabla 1. Número de individuos por sexo y fecha de colecta. Se incluye la proporción sexual y su significancia estadística (X² con corrección de Yates).

Para el total de las hembras (N = 389) en *H. princeps* la distribución del largo de la concha se concentró entre los 9 y 10 cm de largo. Disminuyendo la amplitud de banda “óptima” de Silverman (1986) a la mitad, se pudieron distinguir 7 modas, de las cuales las dominantes fueron 8.5, 9.25 y la de mayor densidad (frecuencia) 9.52 y las menos frecuentes (a tallas menores o mayores) fueron 4.76 (la de menor frecuencia), 5.85, 6.60 y 12.58, resaltó el sesgo negativo con multimodalidad.

La distribución del largo de la concha del total de machos (N = 385) en *H. princeps* mostró un comportamiento semejante al de las hembras, con cuatro modas dominantes: 8.51, 9.28 (mayor frecuencia), 10.17 y 10.88 cm y cuatro de baja frecuencia representando a los ejemplares más pequeños (6.21) y a los más grandes: 12.42, 13.76 (la menos frecuente de todas) y 14.34cm (Figura 2); se resaltó un sesgo positivo y la multimodalidad. Los tallos abarcaron tallas un poco mayores que las hembras, sin embargo, la prueba de Kolmogorov-Smirnov (Sokal y Rohlf, 1995) no mostró diferencia significativa entre las distribuciones (Saito-Quezada, 2018). Las hembras dominaron a tallas menores y hubo un indicio de predominio de machos a tallas mayores con equilibrio en las intermedias.

Los EDKs mensuales de las hembras en 2012 mostraron tallas mayores a la modal en mayo, julio, septiembre, octubre y noviembre; en 2013 ocurrieron en octubre y para 2014 se observaron en enero, agosto y noviembre; capturas con tallas alrededor de la moda principal se registraron en octubre y noviembre; tallas pequeñas se observaron de marzo a junio. Los machos mostraron tallas mayores que la modal predominante en febrero y de junio a noviembre de 2012; en 2013 durante agosto y octubre; en 2014 enero, abril, agosto, octubre, noviembre y diciembre; tallas pequeñas se observaron de marzo a

junio. Esto es, las tallas mayores a la modal ocurren concordantemente durante agosto, octubre y noviembre y tallas menores de marzo a junio. Los EDKs muestran distribuciones de unimodales a multimodales con predominio de bimodalidad. En los meses cálidos (mayo y junio) se observaron individuos relativamente largos (Saito-Quezada, 2018).

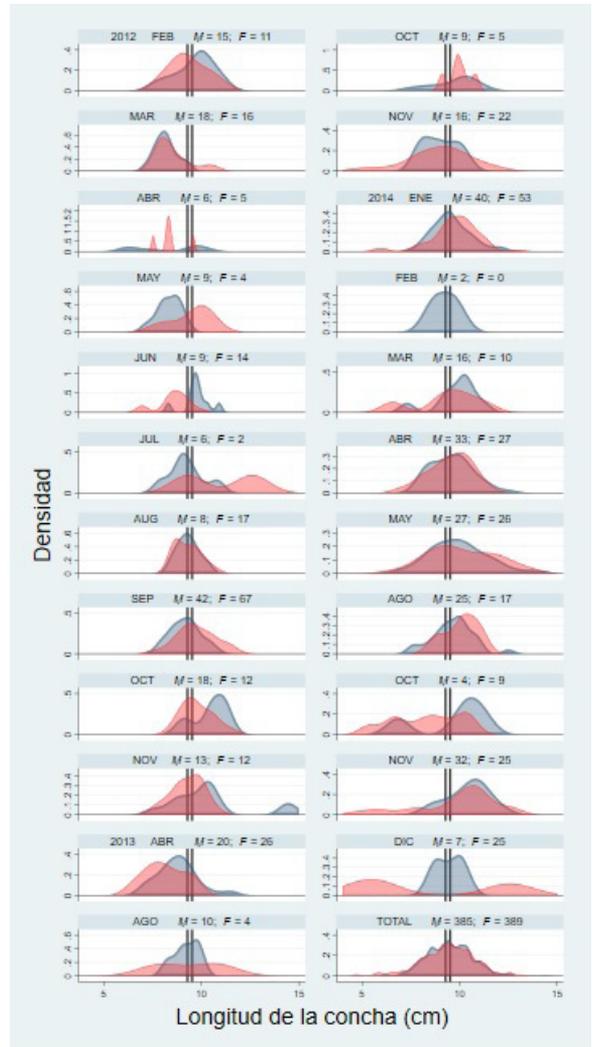


Figura 2. Distribución del largo de la concha por fecha de muestreo para las hembras (rojo) y machos (azul) de *H. princeps*. Las líneas verticales muestran la moda predominante (9.52 hembras, 9.28 machos).

Para *O. pseudodon* La proporción de sexos (M:H) total fue 1:1. Los machos predominaron sólo en algunos meses (enero,

octubre y noviembre 2014) y las hembras en marzo de 2015 (Tabla 2). De acuerdo con el “Principio de Fisher”, la selección natural tenderá a igualar el gasto parental enfocado a la producción de individuos de los dos sexos (Fisher, 1930).

Los EDKs para el largo de la concha de los machos presentaron 6 modas, de las cuales las dominantes fueron tres (3.47, 4.00 y 4.31 cm) y las menores (a tallas pequeñas) estuvieron a los 2.29, 2.57 y 2.88 cm.

Los EDKs del largo de la concha de las hembras presentaron cuatro modas dominantes (3.13, 3.53, 3.89 y 4.57) y tres de baja frecuencia, una para ejemplares pequeños (1.80) y dos (5.00 y 5.86) para las hembras más largas.

Los EDKs para la distribución del largo de la concha (cm) por mes de muestreo (sólo 2014 y 2015) para los machos de *O. pseudodon* con línea vertical que indica la moda principal del total de tallas (4.00 cm) en general fueron multimodales; describieron además que, en noviembre de 2013 los machos presentaron tallas más pequeñas; para 2014 se observó un aumento paulatino de tallas excepto en julio, con predominio de organismos grandes de octubre a noviembre y pequeños de marzo a junio. Las hembras fueron pequeñas de abril a junio y mas grandes de octubre a abril. Para ambas especies, la ocurrencia de organismos pequeños de marzo a junio sugiere el reclutamiento de los organismos y la predominancia de organismos grandes

Fecha de colecta	Total	Machos	Hembras	Proporción Macho:Hembra	X ² (Yates)	P
23/08/2013	4	0	4		2.250	0.134
25/10/2013	7	1	6	1.00:6.00	2.286	0.130
22/11/2013	16	10	6	1.67:1.00	0.562	0.453
24/01/2014	55	36	19	1.89:1.00	4.655	0.031*
21/02/2014	39	18	21	1.00:1.17	0.103	0.749
21/03/2014	23	9	14	1.00:1.55	0.696	0.404
25/04/2014	14	6	8	1.00:1.33	0.071	0.789
23/05/2014	41	17	24	1.00:1.41	0.878	0.349
26/07/2014	3	2	1	2.00:1.00	0.000	1.000
15/08/2014	20	10	10	1.00:1.00	0.050	0.823
24/10/2014	96	58	38	1.53:1.00	3.760	0.052*
21/11/2014	44	32	12	2.67:1.00	8.204	0.004*
28/01/2015	62	29	33	1.00:1.13	0.145	0.703
22/03/2015	5	1	4	1.00:4.00	0.800	0.371
30/04/2015	54	28	26	1.08:1.00	0.019	0.892
11/06/2015	60	34	26	1.31:1.00	0.817	0.366
21/08/2015	51	31	20	1.55:1.00	1.961	0.161
24/09/2015	54	27	27	1.00:1.00	0.019	0.892
16/10/2015	59	29	30	1.00:1.00	0.017	0.897
04/12/2015	59	27	32	1.00:1.18	0.271	0.602
12/02/2016	51	25	26	1.00:1.04	0.000	1.000
01/04/2016	17	7	10	1.00:1.42	0.235	0.627
Total	834	437	397	1:10:1.00	0.717	0.190

Tabla 2. Número de individuos por sexo y fecha de colecta que pudieron medirse en largo de concha. Se incluye la proporción sexual y su significancia estadística (X² con corrección de Yates).

en octubre y noviembre coinciden con la temporada reproductiva en los meses fríos del año como lo indican los resultados histológicos de las gónadas de estas especies reportados por Saito-Quezada (2018) y Saito-Quezada, et al. (2018).

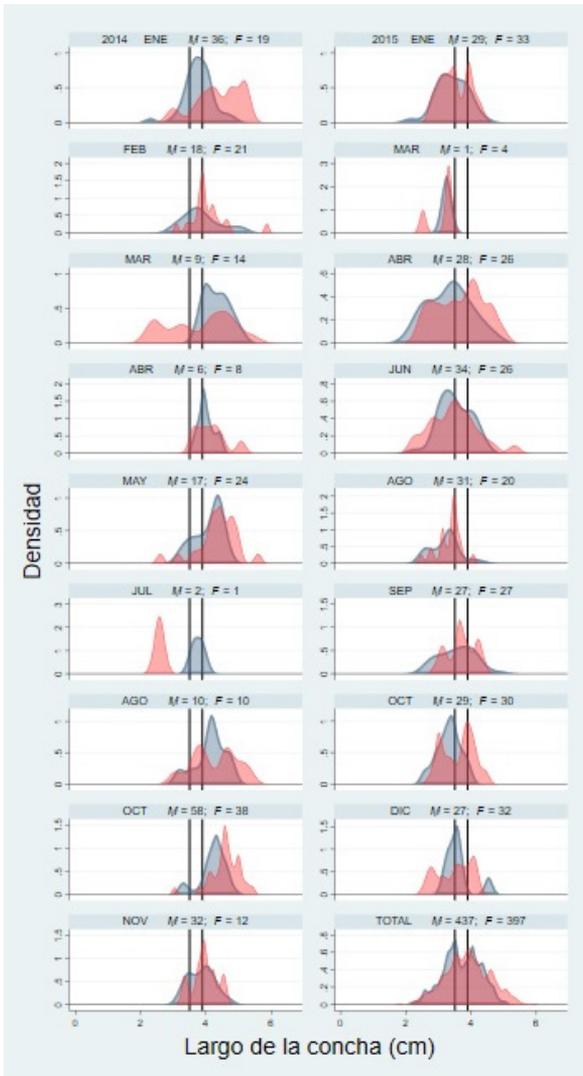


Figura 3. Distribución del largo de la concha por fecha de muestreo para las hembras (rojo) y machos (azul) de *O. pseudodon*. Las líneas verticales muestran la moda predominante (3.89 hembras, 3.47 machos).

REFERENCIAS

- Belmar-Pérez S.A., Guzmán del Proó, Martínez-Morales I. 1991, Madurez Gonádica y Ciclo Reproductor del caracol Panocha (*Astrae undosa* Wood 1828; Gastropoda: Turbinidae) en Bahía Tortugas, B.C.S., Anales del Instituto de Ciencias del Mar y Limnología. Universidad Nacional de Nacional Autónoma de México 18(2): 169-187.
- Fisher, R.A. 1930. *The Genetical Theory of Natural Selection*. The Clarendon Press, Oxford, Londres: 308 p.
- Gharsallah, I.H., P. Vasconcelos N. Zamouri-Langar & H. Missaoul, 2010. Reproductive cycle and biochemmical composition of *Hexaplex trunculus* (Gastropoda: Muricidae) from Bizerte lagoon, northern Tunisia. *Aquatic Biology*, 10: 155-166.
- Härdle, W. 1990. Smoothing Techniques. With Implementations in S. Springer-Verlag, Nueva York: 272 p.
- Paine R.T. 1966. Function of labial spines, composition of diet, and size of certain marine Gastropods. *The Veliger* 9(1): 17-24.
- Saito-Quezada, V.M. 2018. Aspectos biológico-pesqueros de los gasterópodos *Hexaplex princeps* (Broderip, 1833) y *Opeatostoma pseudodon* (Burrow, 1815) de la pesca artesanal en Puerto Ángel, Oaxaca, México. Tesis de Doctorado, Posgrado en Ciencias Biológicas, UNAM, México: 256 p.
- Saito-Quezada, V.M., E. Uría-Galicia, J.L. Gómez-Márquez, A.B. Villaseñor-Martínez, Ma. De L. Jiménez-Badillo & I.H. Salgado-Ugarte, 2018. Reproductive cycle of *Hexaplex princeps* (Broderip, 1833) from one artesanal fishery at the southern coast of Mexico. *Latin American Journal of Aquatic Research*, 46(1): 91-103.
- Salgado-Ugarte, I.H. 2002. Suavización No Paramétrica para Análisis de Datos. FES Zaragoza y DGAPA, UNAM, México: 139 p.
- Salgado-Ugarte, I.H., 2017. Métodos Estadísticos Exploratorios y Confirmatorios para Análisis de Datos. Un Enfoque Biométrico. DGAPA y FES Zaragoza U.N.A.M. México: 307 p.
- Salgado-Ugarte, I.H. y V.M. Saito-Quezada, 2020. Métodos Cuantitativos Computarizados para Biología Pesquera. FES Zaragoza y DGAPA, UNAM, México: 487 p,
- Salgado-Ugarte, I.H., J.L. Gómez-Márquez & B. Peña-Mendoza, 2005. Métodos Actualizados para Análisis de Datos Biológico-Pesqueros. FES Zaragoza y DGAPA, UNAM, México: 240 p.
- Scott, D.W. 2015. Multivariate Density Estimation. Theory, Practice and Visualization. 2a. Ed. John Willey & Sons, Nueva York: 350 p.
- Silverman, B.W. 1986. *Density estimation for statistics and data analysis*. Chapman y Hall, Londres: 175 p.
- Sokal, R.R. & F.J. Rohlf, 1995. *Biometry: The Principles and Practice of Statistics in Biological Research*. W.H. Freeman, USA: 859 p.
- Vélez-Arellano N.S., Guzmán del Proó S., Ortiz-Ordoñez. 2009, Gonadal cycle of *Tegula eiseni* (Jordan 1936) (Mollusca: Gastropoda) in Bahía Asunción, Baja California Sur, México, *Journal of Shellfish Research* 28(3): 577-580.
- Vélez-Arellano, N., L.E. Mendoza-Santana, E. Ortiz-Ordóñez y S.A. Guzmán del Proó. 2011. Ciclo gonádico de *Tegula aureotincta* (Mollusca: Gastropoda) en Bahía Asunción, Baja California Sur, México. *Hidrobiológica* 21(2): 178-184.