



MUESTREO SECUENCIAL PARA EL MONITOREO DE RENDIMIENTOS EN GRANJAS DEL GUSANO REY (*ZOPHOBAS* SPP. [COLEOPTERA: TENEBRIONIDAE]) EN LA AMAZONIA †

[SEQUENTIAL SAMPLING FOR YIELDS MONITORING IN KINGWORM (*ZOPHOBAS* SPP. [COLEOPTERA: TENEBRIONIDAE]) FARMS IN THE AMAZON]

**Carlos Daniel Vecco–Giove*¹, Hitler Panduro Salas¹,
Milton Francisco Ubeda-Olivas¹, Basilia Miriam Fernández Argudín²
and Ileana Miranda Cabrera².**

¹ Grupo de investigación Entomología Agrícola de la Universidad Nacional de San Martín. Ciudad Universitaria s/N, Morales/ Estudios Amazónicos. Jr. Saposoa 181, Tarapoto, departamento de San Martín, Perú. E-mail: cdvecco@unsm.edu.pe, hitler.pansa65@gmail.com, milton.ubeda@gmail.com.

² Centro Nacional de Sanidad Agropecuaria. Carretera de Tapaste y Autopista Nacional, Km 22½, San José de las Lajas, provincia Mayabeque, Cuba. E-mail: bmfdez@nauta.cu, ileanam7570@gmail.com.

* Corresponding author

SUMMARY

Background: Sampling for monitoring commercial production of kingworm (*Zophobas* spp.) requires knowledge about optimal sample sizes and methods for projecting yields. **Hypothesis and objective:** A sequential enumerative sampling (SES) based on larval weight records should present significant levels of productivity prediction under known margins of error and precision. To verify this, it was proposed to evaluate the performance of an SES method in two kingworm's farms in Tarapoto, Peruvian Amazon. **Methodology:** Means (m) and respective variances (s^2) of larvae number and weight since six sample units (SU) of 500 ml from 35 production units (PU) of 48 l were obtained. Log-transformed data were fitted to Taylor's Power Law TPL ($\log s^2 = \log a + b \cdot \log m$). A Morisita's index transformation was applied with original larvae number data to obtain an independent measure of intra-sample spatial arrangement. TPL elements constituted the Green's function optimal sample size for three margins of error E . Sequential sampling simulations were carried out, whose means predicted yields comparing two methods of weight relationship between SU and PU (w/W , linear function), with their respective census. **Results:** Number of larvae ($s^2 = 1.06 \text{ m}^{1.61}$) and weights ($s^2 = 0.79 \text{ m}^{1.53}$) showed highly significant adjustments in TPL, with aggregation coefficients corresponding crowded spatial arrangement. Larval density and I_p index showed close correlation. Although simulations provided a lower hit frequency than expected, the mean precision increased highly significantly while increasing the error margin, with detection levels of 0.25, 2.23 and 12.57 g to E 50, 30 and 20 %, respectively. **Implications:** Applying SES, kingworm's breeders should standardize substrate volume contained in each UP and adjust their w/W conversion factor to avoid plus sampling efforts. **Conclusion:** The SES suits the needs of productivity monitoring, where using of w/W ratio and 50 % margins of error are associated with greater effectiveness and precision with a sample size of $n_1 < 3$.

Keywords: spatial pattern, Taylor's Power Law, size sample.

RESUMEN

Antecedentes. El muestreo para el monitoreo de la producción comercial de gusano rey (*Zophobas* spp.) requiere conocer tamaños óptimos de muestra y métodos para proyectar los rendimientos. **Hipótesis y objetivo.** Un muestreo secuencial enumerativo (MSE) basado en registros de peso de larvas debe presentar niveles significativos de predicción de la productividad bajo márgenes conocidos de error y precisión; para comprobarlo, se propuso evaluar el desempeño de un método MSE en dos granjas de gusano rey en Tarapoto, Amazonia peruana. **Metodología.** Se obtuvieron medias (m) y varianzas respectivas (s^2) de número de larvas y masa de seis unidades muestrales (UM) de 500 ml provenientes de 35 unidades de producción (UP) de 48 l. Los datos transformados a logaritmo fueron ajustados a la Ley de Poder

† † Submitted June 26, 2022 – Accepted September 6, 2022. <http://doi.org/10.56369/tsaes.4442>



Copyright © the authors. Work licensed under a CC-BY 4.0 License. <https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

ISSN: 1870-0462.

ORCID: Carlos Daniel Vecco-Giove (<https://orcid.org/0000-0003-2705-823X>); Hitler Panduro Salas (<https://orcid.org/0000-0003-4472-1697>); Milton Francisco Ubeda-Olivas (<https://orcid.org/0000-0002-5684-4451>); Miriam Basilia Fernández Argudín (<https://orcid.org/0000-0002-8893-8268>); Ileana Miranda Cabrera (<https://orcid.org/0000-0001-6533-3277>)

de Taylor LPT ($\log s^2 = \log a + b \cdot \log m$). Se aplicó una transformación del índice de Morisita con datos originales de número de larvas para obtener una medida independiente de disposición espacial intra muestra. Los elementos de LPT constituyeron la función de Green de tamaño óptimo muestral para tres márgenes de error E . Se realizaron simulaciones de muestreo secuencial, cuyas medias predijeron los rendimientos comparando dos métodos de relaciones de peso entre UM y UP (w/W, función lineal), versus los respectivos registros censales. **Resultados.** Número de larvas ($s^2 = 1.06 \text{ m}^{1.61}$) y masas ($s^2 = 0.79 \text{ m}^{1.53}$) presentaron ajustes altamente significativos en LPT, con coeficientes de agregación correspondientes con el patrón agregado. La densidad de larvas y el índice I_p presentaron estrecha correlación. Aunque las simulaciones brindaron una frecuencia de acierto inferior a la esperada, la precisión media aumentó de manera altamente significativa con el incremento del margen de error, con niveles de detección de 0.25, 2.23 y 12.57 g para E 50, 30 y 20 %, respectivamente. **Implicaciones.** Para la aplicación del MSE, los criadores de gusano rey deben estandarizar el volumen de sustrato contenido en las UP y ajustar su factor de conversión w/W para evitar esfuerzos adicionales de muestreo. **Conclusiones.** El MSE se adecuó a las necesidades del monitoreo de la productividad, donde el uso de la proporción w/W y de márgenes de error del 50 % están asociados con una mayor efectividad y precisión con un tamaño de muestra $n_i < 3$.

Palabras clave: disposición espacial; Ley de Poder de Taylor; tamaño de muestra.

INTRODUCCIÓN

Las especies del género *Zophobas* (Insecta: Coleoptera: Tenebrionidae), conocidas como gusano rey, son recursos emergentes para la alimentación humana y animal (Morote y Reátegui, 2004; Cortes, *et al.*, 2016). Originarios de la región tropical de Sudamérica (Tschinkel y Willson, 1971; Tschinkel, 1984), estos insectos son actualmente producidos en varias regiones del mundo con técnicas de casi medio siglo de desarrollo (Friederich y Volland, 1981; Schulte, 1996; Otero, 1997; Morote y Vásquez, 2004; Ubeda, *et al.*, 2020). La expansión mundial de la crianza de *Zophobas* spp. ha determinado la modificación de los rangos naturales de distribución geográfica de las especies (Ferrer, 2011) y con ello contribuido a cierta confusión taxonómica que se complica con los casos de hibridación interespecífica (Tschinkel, 1984).

En general, las hembras de *Zophobas* spp. depositan sacos conteniendo entre 20 y 60 huevos en un sustrato relativamente húmedo (Schulte, 1996). Los huevos eclosionan en 1.5 – 2 semanas. Las larvas, inicialmente de 1.5 a 2.5 mm, alcanzan el peso comercial de 0.5 a 0.7 g entre 2 y 5 meses, según el régimen alimentario y de manejo; pero llegan a crecer más de 5 - 6 mm (0.8 – 1 g) en el momento en que se realiza la inducción de la metamorfosis por aislamiento de las larvas, la cual se completa entre 18 y 28 días (Quennedey, *et al.*, 1995; Ubeda, *et al.*, 2020; Ubeda y Maes, 2021). Los imagos empiezan a copular cuatro días después la eclosión, inician la oviposición a ocho días y mantienen su capacidad reproductiva óptima durante 12 semanas (Otero, 1997).

En América Latina, los procesos de crianza del gusano rey se llevan a cabo en granjas de insectos bajo condiciones estandarizadas que no garantizan la uniformidad de los índices productivos, debido a la influencia de diversos factores sobre la densidad y el desarrollo: la variación de la curva reproductiva por

edad y proporción de sexos, así como el canibalismo y el comportamiento sanitario afectados por las condiciones ambientales y las particularidades de manejo técnico, entre otros (Ubeda y Maes, 2021).

A pesar de su exactitud, los censos incrementan los costos de mano de obra y promueven pérdidas del plantel por lesiones directas, estrés, cambios en la estructura del sustrato y problemas sanitarios para las larvas (Ubeda y Maes, 2021). Estos efectos indeseados podrían ser minimizados por la aplicación de técnicas menos invasivas de muestreo que puedan garantizar estimaciones útiles para la toma de decisiones.

El desarrollo de métodos de muestreo para optimizar los procesos de monitoreo requiere la definición del tamaño óptimo de una muestra bajo las condiciones de manejo, y de la relación entre esta muestra y la unidad de producción que constituye la población total. En dicho sentido, la muestra se encuentra fuertemente relacionada con los patrones de “disposición espacial” (Pielou, 1969; Badii, *et al.*, 2011), explicados como una resultante de tendencias entre agregación y mutua repulsión (Taylor, 1961), o como la interacción de factores físicos y biológicos (Rabinovich, 1978). Ello ha fundamentado el desarrollo de métodos de muestreo secuencial, donde el tamaño de una muestra no es fijado previamente y depende de los resultados que progresivamente se acumulan hasta justificar la interrupción del muestreo (Fowler y Lynch, 1987).

Tschinkel y van Belle (1976) demostraron que el patrón de dispersión de larvas de *Zophobas atratus* (= *Z. rugipes*) dependió fuertemente de la densidad y peso larval, con una tendencia a la agregación medida sobre la base del coeficiente de dispersión (s^2/\bar{x}), con larvas de 0.25 y 0.50 g en densidades mayores de 0.04 y 0.08 larvas/ cm^3 , respectivamente. La experimentación consideró pequeñas cámaras que facilitaron el aislamiento y la sobre dispersión de larvas de 1 g en densidad menor de 0.02 individuos/ cm^3 .

No existe un común acuerdo sobre la idoneidad de un método para determinar un patrón de dispersión. El índice de Morisita (I_δ) es útil para sugerir el patrón espacial de una subpoblación en independencia del tamaño de la unidad de muestreo y de otras subpoblaciones de la misma especie, según sus valores: $I_\delta = [0:1]$ uniforme, $I_\delta = 1$ azar, $I_\delta > 1$ agregada (Morisita, 1959, citado por Badii, *et al.*, 2011). Aunque la aplicación del índice parece limitado al comportamiento particular de una muestra, es posible estandarizarlo a una escala común en el rango $I_p = [(-1) - (1)]$ (Smith-Gill, 1975) para comparar distintas evaluaciones y donde los límites de confianza para la disposición al azar corresponden a $I_p = [(-0.5) - (0.5)]$.

Por otra parte, la Ley de Poder (LPT) formulada por Taylor (1961) concibe la varianza de la abundancia de una población (s^2) como proporcional a un poder fraccionado de su media (m) según la función [$s^2 = a \cdot m^b$], donde el valor de b ($0 \rightarrow \infty$) expresa una característica específica de disposición espacial y el coeficiente a es un “factor de muestreo o cómputo, dependiente del tamaño de la unidad de muestreo”. La LPT ha fundamentado el desarrollo de métodos secuenciales de muestreo basados en las contribuciones de Green (1970) para la evaluación de fitófagos de importancia agrícola (Fowler y Lynch, 1987; Barrera, *et al.*, 2006; Urías-López, Nava-Camberos y González-Carrillo, 2016; Barrera, 2008; Vecco, *et al.*, 2009; Vecco, *et al.*, 2015; Vecco, *et al.*, 2017), y aunque se han realizado algunos trabajos para el monitoreo de plagas de granos almacenados (Carvalho, 2016), estas funciones nunca han sido aplicadas en el diseño de muestreo de sistemas semi-cerrados de crianza intensiva de insectos con fines alimentarios.

Desde el punto de vista de una explotación de *Zophobas* spp., la estimación de la cantidad de larvas en unidades de producción resulta ineficiente y poco útil, dada la cantidad de esfuerzo implicado en la tarea de conteo comparada con la de pesado y debido a que el producto comercial es cuantificado en términos de masa. No obstante, es necesario saber si la disposición de las larvas es equivalente con las masas en las unidades de producción, de modo que sea posible establecer equivalencias útiles para los procesos de manejo y monitoreo.

El presente estudio asumió como hipótesis de trabajo que el muestreo secuencial enumerativo (MSE) basado en los registros de peso de larvas del gusano rey presenta niveles significativos de predicción de la productividad bajo márgenes conocidos de error y precisión. En tal sentido, la investigación tuvo por objetivo evaluar el desempeño de un método MSE

diseñado a partir de la determinación del patrón de dispersión de las larvas de *Zophobas* spp. en unidades de producción.

MATERIALES Y MÉTODOS

Entre enero y julio 2020 se evaluaron lotes de gusano rey bajo producción comercial en dos criaderos cercanos en Tarapoto, Perú: Centro Urku (CU: 18M/UTM 350 488 E, 9 285 235 S; 404 m) y Hpanduro (HP: 18M/UTM 350 894 E, 9 281 645 S; 330 m).

Las unidades de producción (UP) consistieron en cajas de plástico de 48 l (81 x 39.6 x 20 cm), con sustrato base de aserrín de madera (CU 1 233 \pm 318 g; HP 2 601 \pm 816), en las cuales fueron acondicionados 100 adultos en proporción inicial ♂/♀ 1:1, modificada por eventos posteriores de mortalidad (CU 0.81 \pm 0.57; HP 0.76 \pm 0.26) y con periodos variables de rotación de los reproductores (8 a 30 días) para promover la variabilidad en la densidad larval en cada UP. Se consideró un programa de alimentación común de las larvas, con raciones semanales de 165 \pm 110 g, según la edad, a base de avena (23 %) y salvado de trigo (17 %), frutas y verduras frescas (60 %).

En consideración a una estrategia de baja perturbación a la crianza, se extrajeron series de seis muestras de 500 ml de sustrato, tomadas al azar entre 10 sectores posibles de cada una de 35 UP ($N_{UPCU}=17$, $N_{UPHP}=18$) de 111 \pm 53 días. Se tuvo especial cuidado de que la muestra involucre una porción uniforme de toda la capa de 7 cm del sustrato, por una superficie suficiente para completar el volumen requerido de muestra. Las larvas fueron separadas del sustrato con un colador de 2 mm. Se registraron el número y el peso de larvas, así como el peso de sustrato remanente en cada muestra (balanza electrónica EHA701, 100 g/0.01 g). Luego se realizó un censo total de larvas en la UP incluyendo las UM extraídas por cantidad y peso, y se registró la masa total del sustrato (balanza electrónica YP-5001, 500 g/0.1 g).

Las medias (m) y las varianzas (s^2) de los registros muestrales de número y peso de larvas fueron estimadas y transformadas al logaritmo decimal en hoja de cálculo (.xlsx). Con el paquete base de R, se estimaron las regresiones lineales LPT ($\log S^2 = \log a + b \cdot \log m$). Se testó la normalidad de los residuos y el supuesto de homogeneidad de varianzas con las pruebas Shapiro - Wilk (SW) y Breusch-Pagan (BP, *lmtest* en R), respectivamente; se determinó el ajuste de la regresión, el coeficiente de determinación (R^2) y finalmente se estimaron los límites de confianza del intercepto a y el coeficiente de agregación b con $\alpha=0.05$.

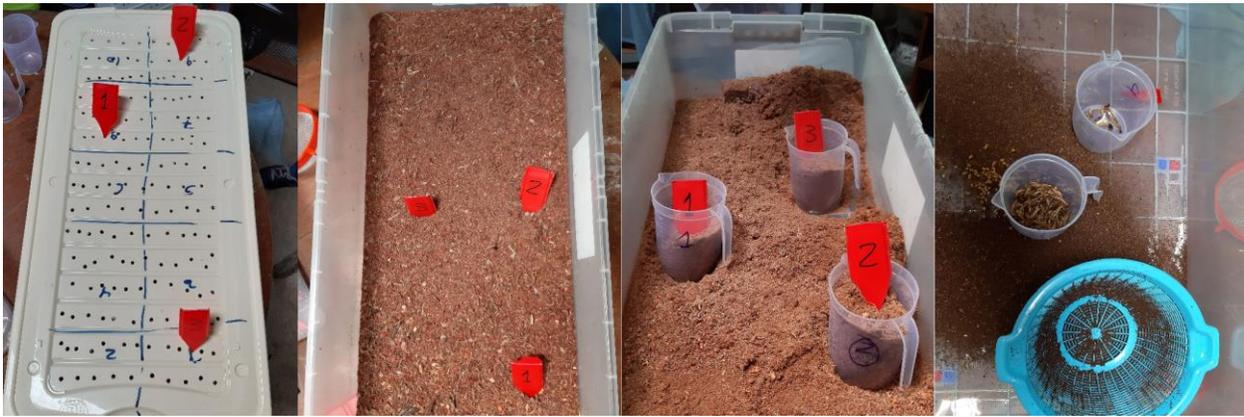


Figura 1. Secuencia del proceso de muestreo y registro de poblaciones de *Zophobas* spp. por unidad de producción estándar (UP). La UP fue dividida en 10 cuadrículas; se seleccionaron ubicaciones al azar para extraer las muestras. Se utilizaron recipientes de 500 ml para recoger el sustrato presente en la cuadrícula seleccionada. Luego se separaron las larvas del sustrato con un colador. Fuente de imagen: propia.

Sólo para el número de larvas, se evaluó el patrón de dispersión dentro de cada muestra con el índice de Morisita $I_{\delta} = [\sum n_i(n_i-1)/n(n-1)]N$ [12], donde n_i representó el número de especímenes por submuestra, n la población total de la muestra, y N el número de submuestras n_i . Los I_{δ} resultantes fueron uniformizados en valores I_p (Smith-Gill, 1975), cuyas probabilidades basadas en la distribución Chi-cuadrado para la hipótesis nula de disposición al azar, $I_p = [(-0.5) - (0.5)]$ fueron determinadas con la librería *vegan* en R.

Se aplicó la función de Green $n_{op} = E^{-2}am^{b-2}$ basada en la LPT, para establecer los tamaños óptimos de muestra para las medias de peso en tres diferentes márgenes de error ($E= 50, 30$ y 20%). Para ello se consideró el valor medio de b en la LPT (“modelo original”) en un caso y el de su límite superior en otro (“modelo LS $b_{0.95}$ ”) con el propósito de incrementar las estimaciones n_{op} y evaluar un posible aumento de la precisión en las predicciones.

Se tomaron inicialmente 10 permutaciones aleatorias desde los datos originales (6!) para cada evaluación. Cada simulación de muestreo secuencial $n_{i=1-6}$ se realizó en hoja de cálculo (.xlsx) y consistió en la adición progresiva de muestras n_i y sus respectivas medias acumuladas hasta $i \geq n_{op}$. Para esta comparación, los valores n_{op} fueron redondeados por exceso al valor entero superior. Finalmente, se eliminaron las medias provenientes de combinaciones repetidas para evitar redundancia.

Las medias de cada simulación fueron convertidas en estimaciones de población de la UP. Para ello, se compararon dos métodos: 1) uso de las proporciones entre UM y UP (w/w) basadas en registros de peso de sustrato y larvas; 2) el modelo lineal de las masas de larvas entre UM y UP (fW). Las predicciones de

rendimiento de larvas fueron comparadas con los registros censales observados (UP) para determinar las desviaciones porcentuales (precisión) y la frecuencia de casos de muestreo que presentaron márgenes de error observado dentro de lo esperado (aciertos).

Se utilizó la prueba de suma de rangos de Kruskal-Wallis (*stats* en R) para comparar las frecuencias de aciertos y precisión de las estimaciones para los tres márgenes de error considerados. Con la prueba de Wilcoxon (W) (*stats* en R) se compararon los resultados entre los métodos de proyección del rendimiento (w/w, fW) y entre los modelos (original y LSb).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La base de datos originales y transformados para el análisis de los patrones de dispersión de larvas de gusano rey ha sido depositada de manera permanente en <https://doi.org/10.51252/repobdgr>.

Patrón de dispersión de las larvas de *Zophobas* spp. bajo crianza

Las medias poblacionales transformadas en Hpanduro presentaron una mayor amplitud que en Centro Urku (Figura 2A), pero en conjunto, los datos se ajustaron a la distribución Normal ($SW= 0.94$; $p= 0.07$) y cumplieron con el supuesto de homogeneidad de varianzas ($BP= 0.49$; $p= 0.48$). La diferencia en la distribución de los datos de ambos centros de crianza fue consistente con la mayor variabilidad de la edad en las UP de Hpanduro (106 ± 73 días) con respecto a las del Centro Urku (116 ± 14 días).

La regresión que representó la función $s^2 = 1.06 m^{1.61}$ (Figura 2B) fue altamente significativa ($t \approx 20$, $p < 0.001$, $R^2 = 92\%$) y en particular para el coeficiente de

agregación, cuyos límites de confianza [1.32 – 1.90] sugirieron rechazar la hipótesis nula $H_0: b=1$, indicando que las larvas de *Zophobas* spp. presentaron una disposición espacial agregada, en concordancia con Taylor (1961, 1971).

El patrón agregado indicado por el estadístico transformado de Morisita $I_p > 0.5$, fue confirmado para el 71 % de las muestras (0.02 – 0.51 larvas/ cm^3) con una alta significancia ($p_{\chi^2} \approx 0.001$) (Figura 3A). Se encontró una correlación altamente significativa ($r=0.7318$, $p < 0.001$) entre la densidad y el índice I_p , debido a que el 90 % de las muestras $I_p < 0.5$ coincidieron con los valores más bajos de densidad, entre 0.001 y 0.011 larvas/ cm^3 (Figura 3B).

Estos resultados coincidieron con lo observado por Tschinkel y van Belle (1976) para el patrón de dispersión y la densidad de larvas de *Z. atratus*; sin embargo, las condiciones del presente estudio garantizaron una interacción continua de los

especímenes en las unidades de producción, de modo que el comportamiento natural de dispersión asociado con la expresión de la metamorfosis (pre-pupa y pupa) fue limitado por completo. La baja correlación observada entre la edad de larvas de gusano rey y la disposición espacial indicada por I_p ($r=0.7318$, $p \approx 0.12$) pareció confirmar el condicionamiento de la baja densidad sobre un comportamiento atípico de disposición aleatoria, más que un estado temporal de actividad del insecto.

La LPT parece ser una función más robusta que el índice de Morisita para explicar el patrón espacial de *Zophobas* spp. Cabría valorar entre los posibles factores asociados de error de la LPT: el estado sanitario, las diferencias de humedad en el sustrato por el depósito de fruta o vegetales de la dieta, y eventuales diferencias en la granulometría de los sustratos (aserrín de madera y salvado de trigo).

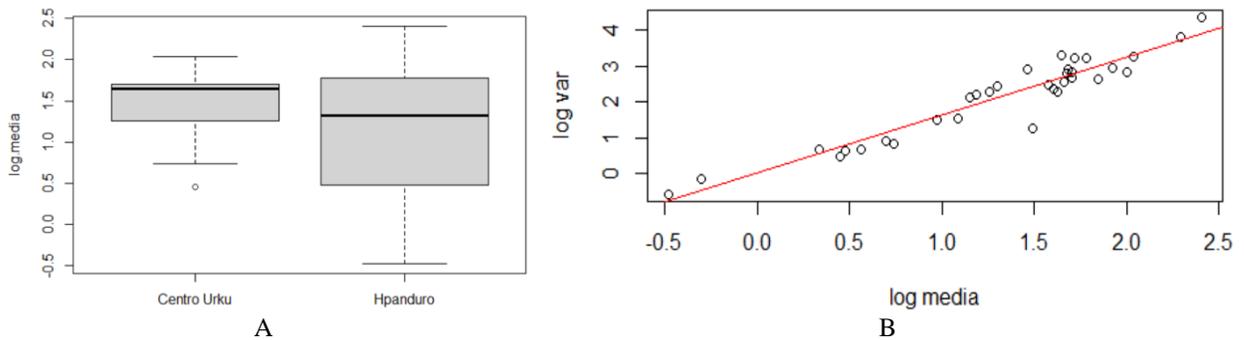


Figura 2. Comportamiento del número de larvas en muestras provenientes de dos granjas de insectos (datos log-transformados). A) Diagrama de cajas (log. media de número). B) LPT: regresión (línea roja) de medias y varianzas.

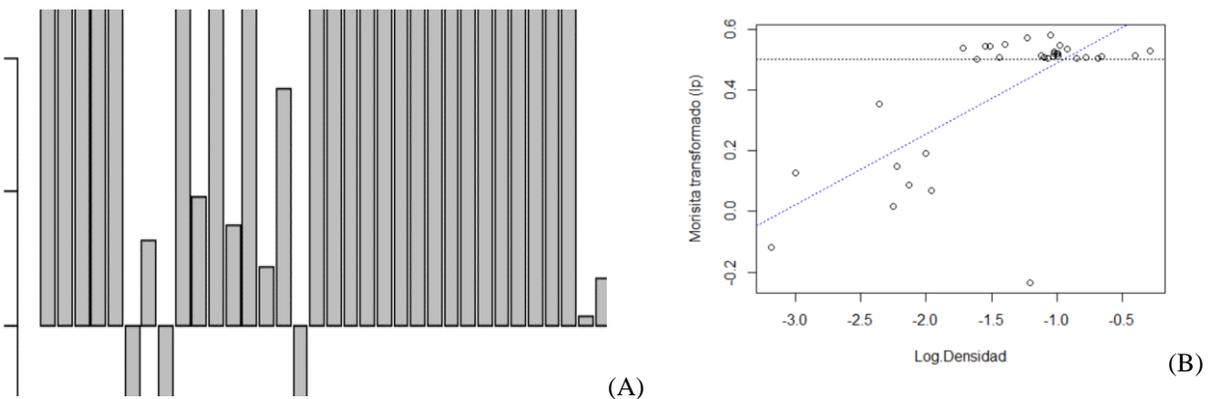


Figura 3. Valores alcanzados por el índice de Morisita transformado I_p , según (Smith-Gill, 1975). A) Valor del índice para cada muestra. La línea azul indica el límite $I_p = 0.5$. B) Relación entre la densidad de larva de la muestra (transformado a logaritmo) y los valores I_p . Línea de tendencia en azul; la línea horizontal indica el límite $I_p = 0.5$.

Patrón de dispersión de la masa del gusano rey

Al igual que con el número de larvas, las masas transformadas presentaron una mayor amplitud en Hpanduro (Figura 4A). Los datos en general se ajustaron a la distribución Normal (SW= 0.96; $p=0.22$) y cumplieron con el supuesto de homogeneidad de varianzas (BP= 1.41; $p=0.24$).

La regresión que representó la función $s^2 = 0.79 m^{1.53}$ (Figura 4B) fue altamente significativa ($t \approx 16$, $p \approx 0.001$, $R^2 = 89\%$) y los límites de confianza [1.34 – 1.72] confirmaron que la disposición de la masa en la unidad de producción tuvo un patrón agregado.

Método de muestreo secuencial enumerativo para la masa de larvas de gusano rey

La función de Green para muestras n_{1-6} presentó como límites inferiores de aplicación, las medias de 0.25, 2.23 y 12.57 g de larvas de *Zophobas* spp. para los márgenes de error de 50, 30 y 20 %, respectivamente (Figura 5).

Aunque los totales de producción proyectada presentaron una variación bastante baja con respecto al total censado (entre -16 y 7 %), las simulaciones brindaron una frecuencia de acierto por debajo de lo esperado de 95 % (Tabla 1). La frecuencia de acierto tendió a incrementarse con el margen de error, pero sin alcanzar significancia ($X_{KW}^2 =$, $p = 11\%$) (Figura 6A), mientras que la precisión media aumentó de manera altamente significativa: $-11.74 \pm 25.12\%$ para $E_{20\%}$, $-9.50 \pm 67.60\%$ para $E_{30\%}$ y $3.18 \pm 49.54\%$ para $E_{50\%}$ ($X_{KW}^2 = 11.88$, $p = 0.002$).

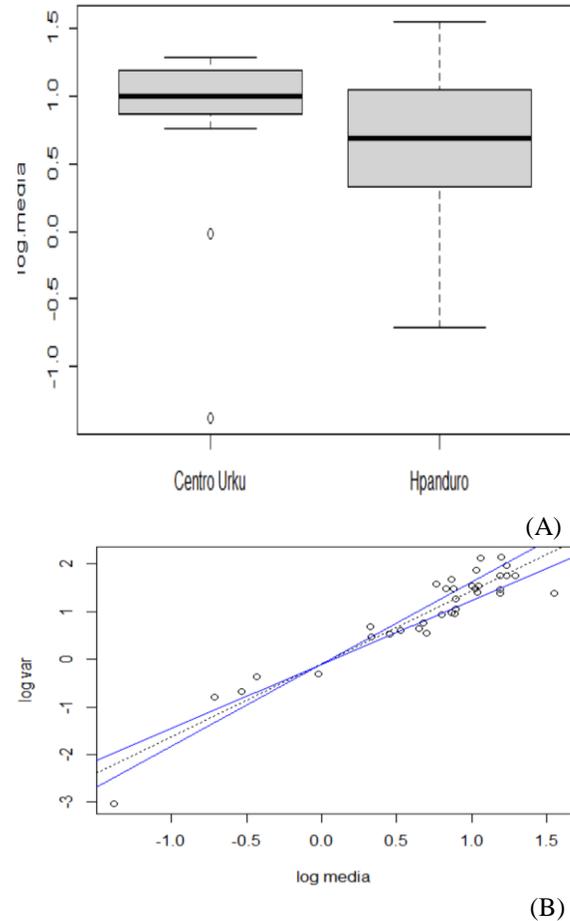


Figura 4. Comportamiento del número de larvas en muestras provenientes de dos granjas de insectos (datos log-transformados). A) Comportamiento de la producción (log. media de peso de muestra). B) LPT: regresión (línea central punteada) de medias y varianzas. Las líneas azules indican el intervalo de confianza (0.95) de la recta de mejor ajuste.

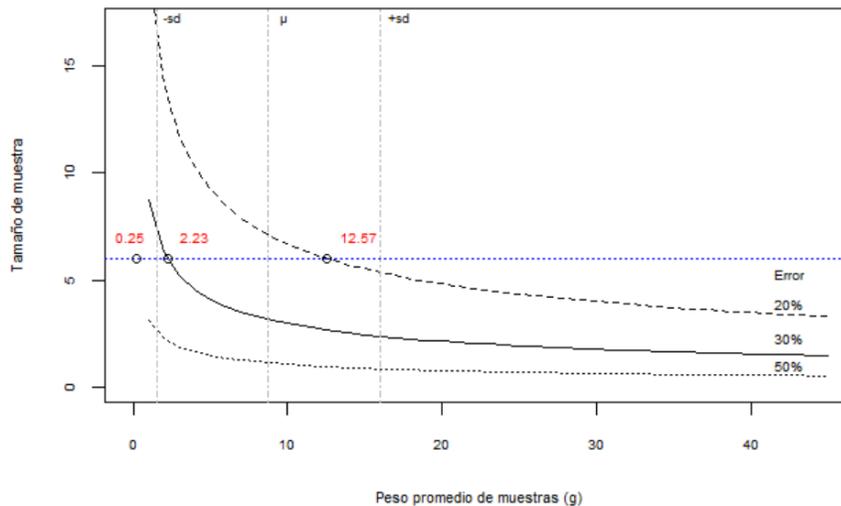


Figura 5. Funciones de Green del tamaño óptimo de muestra para tres márgenes de error. La media de todos los muestreos y sus desviaciones están indicadas por las líneas verticales. La línea azul indica el límite para muestras efectivas, $n=6$, cuyas intersecciones con las funciones indican el límite inferior de detección.

Tabla 1. Resultados de simulaciones de muestreo secuencial del peso de larvas de *Zophobas* spp. bajo crianza para tres márgenes máximos de error esperado y dos métodos de proyección del rendimiento.

| Modelo | Margen de error | Método de proyección | Acierto (%) | Estimación global (g) | Censo global (g) | Variación (%) | Simulaciones | Tamaño n ₁₋₆ |
|----------------------|-------------------|----------------------|-------------|-----------------------|------------------|---------------|--------------|-------------------------|
| Original | E ₅₀ % | w/W* | 75 | 70 783 | 73 273 | 3 | 237 | 1.9 ± 0.8 |
| | | w=f(W) | 73 | 74 129 | | -1 | | |
| | E ₃₀ % | w/W | 65 | 86 393 | 85 348 | -1 | 235 | 3.5 ± 0.9 |
| | | w=f(W) | 60 | 88 737 | | -4 | | |
| | E ₂₀ % | w/W | 63 | 19 945 | 17 189 | -16 | 24 | 4.9 ± 0.8 |
| | | w=f(W) | 46 | 17 661 | | -3 | | |
| LS b _{0.95} | E ₅₀ % | w/W | 82 | 68 006 | 73 262 | 7 | 236 | 2.4 ± 0.5 |
| | | w=f(W) | 76 | 69 870 | | 5 | | |
| | E ₃₀ % | w/W | 80 | 60 912 | 58 199 | -5 | 139 | 4.7 ± 0.6 |
| | | w=f(W) | 58 | 61 951 | | -6 | | |

* w= peso de la unidad de muestreo (UM); W= peso de la unidad de producción (UP).

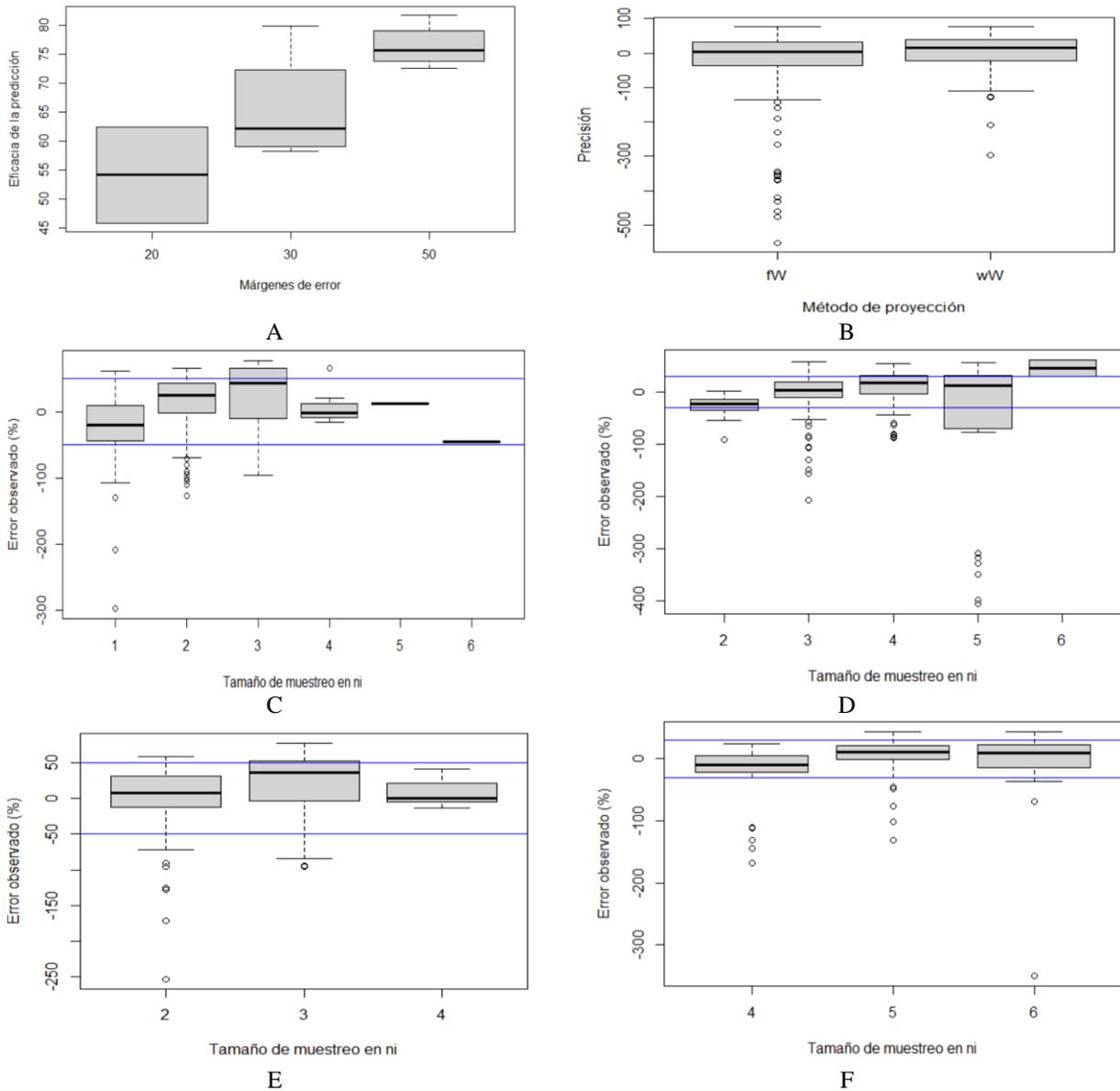


Figura 6. Efectos sobre la eficacia de las predicciones. A) Amplitud de las frecuencias de éxito para tres márgenes de error. B) La misma respuesta hacia dos métodos de estimación del rendimiento. C) Representatividad de los datos en la determinación del tamaño de muestra n_i para el modelo LPT original E₅₀%, y D) E₃₀%. E). Al considerar el límite superior del intervalo de confianza del coeficiente de agregación (LSb_{0.95}) E₅₀%, y F) E₃₀%.

El empleo del valor de límite superior de $b \approx 1.72$ (LSb) en la determinación del tamaño de muestra tendió a reducir los niveles de detección a tres muestras e incrementar la proporción de aciertos para $E_{50\%}$ (82 %) y $E_{30\%}$ (80 %), aunque sin significancia estadística ($W = 5$, $p = 0.17$) (Figuras 6C-F).

Las proyecciones del rendimiento presentaron una mejora significativa en la precisión ($W=31\ 969$, $p=0.012$) cuando se empleó el método 1 (3.18 ± 49.54 %) de proporciones entre UM y UP ($w/W = 33.08 \pm 12.54$), con respecto a proyecciones del método 2 (-24.8 ± 102.26 %) basado en un modelo lineal fW ($UP = 41.74 + 28.15 [UM]$; $R^2=78$ %) (Figura 6B).

Bajo las interacciones de la densidad y la edad con otros factores no registrados, como los sanitarios y micro ambientales dependientes de la actividad biológica de las poblaciones, fue difícil discriminar las fuentes indeterminadas de error de aquellas sistemáticas (Zhang, 2007) que incrementaron la incertidumbre en la predicción muestral. No obstante, en el futuro será posible prevenir con mayor facilidad los datos atípicos; sobre todo los debidos a errores relacionados con las bajas densidades y el material (Romañach, Castro y Esbensen, 2021), al estandarizar algunos aspectos como población, volumen, origen botánico y granulometría del sustrato.

La perspectiva de las necesidades de efectividad de acierto y precisión del monitoreo de los índices productivos en los centros de crianza de gusano rey depende de las nociones de costo y requerimientos de optimización de procesos, tales como la planificación de entregas comerciales, la evaluación sanitaria y el ajuste de densidades por extracción, adición o fusión de UP. Conforme se esperan incrementos en la densidad o productividad de las UP se hará factible la aplicación de márgenes más estrechos de error.

En dicho sentido, el MSE para registros de masa al nivel $E_{50\%}$ y la aplicación de un modelo de proyección del rendimiento basado en proporciones (método 1) son adecuados para el objeto de evaluar los estándares de densidad comercial y las existencias totales. Sin embargo, los criadores de gusano rey deben estandarizar el volumen de sustrato contenido en las UP y determinar un factor de conversión constante w/W antes de realizar el muestreo, para evitar esfuerzos adicionales de cuantificación.

CONCLUSIONES

Las poblaciones larvales de *Zophobas* spp. y sus respectivas masas en las unidades de producción de los sistemas de crianza comercial, presentan patrones altamente significativos de agregación para densidades superiores a 0.02 larvas/ cm^3 .

El muestreo secuencial enumerativo (MSE) basado en el coeficiente de agregación de la LPT y los registros de peso de las larvas del gusano rey constituye un método adecuado para las necesidades de efectividad de acierto y precisión en el monitoreo de la productividad en centros de crianza.

Los niveles de detección del método MSE son 0.25, 2.23 y 12.57 g por media muestral para los márgenes de error de 50, 30 y 20 %, respectivamente.

La proyección directa que aplica la proporción muestra / unidad de producción y la utilización de márgenes de error del 50 % está asociado con una mayor frecuencia de acierto y precisión para un reducido tamaño de muestra ($n_i < 3$).

Agradecimientos

Al Programa Nacional de Innovación en Pesca y Acuicultura (PNIPA), a Agustín Cerna Mendoza de la UNSM, a Liz Pezo y Viviana Isuiza.

Funding by Estudios Amazónicos (<https://estudiosamazonicos.com/>) and the Fishing & Aquaculture National Innovation Program (PNIPA).

Conflict of interest: authors have no competing interest to declare.

Compliance with ethical standards: research was authorized by Nº 22-SAM/AUT-IFL-2019-00, according to the Forest & Wildlife Law from Republic of Peru (29763).

Data availability: Data is freely available at <https://doi.org/10.51252/repobdgr>. Additional is available with C.D. Vecco-Giove, cdvecco@unsm.edu.pe, upon reasonable request.

Author contribution statement (CRediT): **C. D. Vecco-Giove** - Conceptualization, Methodology, Writing – original draft, Writing – review & editing., **H. Panduro** - Investigation., **M. F. Ubeda-Olivas** - Data curation, Writing – review & editing., **M. B. Fernández** - Methodology, Writing – review & editing., **I. Miranda** - Formal Analysis, Writing – review & editing.

REFERENCIAS

Badii, M.H., Guillen, A., Cerna, E. and Landeros, J., 2011. Dispersión espacial: el prerrequisito esencial para el muestreo. *Daena: International Journal of Good Conscience*, 6(1), pp.40–71. <http://www.spentamexico.org/v6-n1/40a71.pdf>

- Barrera G, J.F., 2008. Aplicación de la Ley de Poder de Taylor al muestreo de insectos. In: J. Toledo y F. Infante, eds. 2008. *Manejo integrado de plagas*. México D.F.: Editorial Trillas.
- Barrera G., J.F., Valle, J., Herrera, J., García, H., Villalobos, J. and Gómez, J., 2006. Potencial de la Ley de Poder de Taylor para transformar datos de trampeo de la broca del café, *Hypothenemus hampei*. *Entomología Mexicana*, 5(2), pp.647-653. http://plagas-cafe.tap-ecosur.edu.mx/Proyecto_Produce/PDFs/PotencialLPTDatos2006.pdf
- Carvalho, M.O., 2016. Developing and Validating Sequential Sampling Plans for Integrated Pest Management on Stored Products. *Advanced Techniques in Biology & Medicine*, 4(3). <https://doi.org/10.4172/2379-1764.1000183>
- Cortes O., J.A., Ruiz, A.T., Morales-Ramos, J.A. Thomas, M., Rojas, M.G., Tomberlin, J.K., Y.I., L. Han, R., Giroud, L. and Jullien, R.L., 2016. Insect Mass Production Technologies. In: A. T. Dossey, J. A. Morales-Ramos and M. Guadalupe, eds. 2016. *Insects as Sustainable Food Ingredients Production, Processing and Food Applications*. UK/USA: Academic Press- Elsevier Inc. Ch.6. <https://doi.org/10.1016/C2014-0-03534-4>
- Ferrer, J., 2011. Revisión del género *Zophobas* Dejean, 1834. *Boletín de la Sociedad Entomológica Aragonesa (S.E.A.)*, 48, pp.287–319. http://sea-entomologia.org/Publicaciones/PDF/BOLN_48/287319BSEA48Zophobas.pdf
- Fowler, G.W. and Lynch, A.M., 1987. Bibliography of Sequential Sampling Plans in Insect Pest Management Based on Wald's Sequential Probability Ratio Test. *The Great Lakes Entomologist*, 20 (3), pp.165–172. <https://scholar.valpo.edu/tgle/vol20/iss3/12>
- Friederich, U. and Volland, W., 1981. *Futtertierzucht: Lebendfutter für Vivariantiere*. Eugen Ulmer, Stuttgart: Verlag.
- Green, R.H., 1970. On fixed precision level sequential sampling. *Researches on Population Ecology*, 12(2), pp.249–251. <https://doi.org/10.1007/bf02511568>
- Kao, S.-S., 1984. The spatial distribution of insects. *Phytopathologist & Entomologist NTU*, 11, pp.111–125.
- <https://www.tactri.gov.tw/Uploads/Item/882b69e2-a1fa-4556-962a-31723ab2240b.pdf>
- Morote D., K. and Reátegui N., V.A., 2004. Aceptación de larvas de *Zophobas opacus* como alimento vivo para especies de fauna acuática y terrestre mantenidos en cautiverio en el Parque Turístico de Quistococha. *Memorias, manejo de fauna silvestre en Amazonia y Latinoamérica*, [online] Disponible en: <https://docplayer.es/22150890-Resumen-introduccion-metodologia-karen-morote-dias-1-victor-a-reategui-navarro-2.html> [Accessed 28 July 2022].
- Morote D., K. and Vásquez B., J., 2004. Estudio del escarabajo amazónico *Zophobas opacus* (Coleoptera: Tenebrionidae) para incluirlo como alimento vivo en sistemas de crianza de fauna silvestre en cautiverio, peces ornamentales y de consumo. *Memorias: Manejo de Fauna silvestre en Amazonia y Latinoamérica*, [online] Disponible en: <https://docplayer.es/44608051-Resumen-introduccion-materiales-y-metodos-karen-j-morote-d-1-joel-vasquez-bardales-1.html> [Accessed 28 July 2022].
- Otero, C., 1997. *Metodología de la reproducción de en cautiverio del coleóptero Zophobas sp.* (Tesis para optar al título de maestría en ciencias bilógicas). Universidad Nacional Autónoma de Nicaragua; Managua, Nicaragua. <http://www.bionica.info/RevNicaEntomo/188-Zophobas.pdf>
- Pielou, E.C., 1969. *An Introduction to Mathematical Ecology*. New York: Wiley-Interscience. <https://doi.org/10.1126/science.169.3940.43-a>
- Quennedey, A., Aribi, N., Everaerts, C. and Delbecque, J.P., 1995. Postembryonic Development of *Zophobas atratus* Fab. (Coleoptera: Tenebrionidae) under Crowded or Isolated Conditions and Effects of Juvenile Hormone Analogue Applications. *Journal of Insect Physiology*, 41, pp.143-152. [https://doi.org/10.1016/0022-1910\(94\)00091-T](https://doi.org/10.1016/0022-1910(94)00091-T)
- Rabinovich, J., 1978. *Ecología de poblaciones animales*. Washington D.C.: Secretaría General de la Organización de Estados Americanos. <https://baixardoc.com/preview/j-e-rabinovich-ecologia-poblaciones-animales-5c3a4e5202aac>

- Romañach, R.J., Castro, A.J. and Esbensen, K.H., 2021. What are sampling errors- and What can we do about them? Part 1. *Spectroscopyeurope*, 33 (2), pp.36–42. <https://doi.org/10.1255/sew.2021.a11>
- Schulte, R., 1996. El manejo de *Zophobas morio* (Coleoptera: Tenebrionidae) en climas tropicales húmedos. *Folia Amazonica*, 8(2), pp.47–75. <http://iiap.org.pe/Archivos/publicaciones/PU/BL680.pdf>
- Smith-Gill, S. J., 1975. Cytophysiological basis of disruptive pigmentary patterns in the leopard frog, *Rana pipiens*. II. Wild type and mutant cell specific patterns. *Journal of Morphology*, 146, pp.35–54. <https://doi.org/10.1002/jmor.1051460103>
- Taylor, L.R., 1961. Aggregation, variance and the mean. *Nature* (189), pp.732–735. <https://doi.org/10.1038/189732a0>
- Taylor, L.R., 1971. Aggregation as a species characteristic. *Statistical Ecology* (1), pp.357–377.
- Tschinkel, W.R., 1984. *Zophobas atratus* (Fab.) and *Z. rugipes* Kirsch (Coleoptera: Tenebrionidae) are the same Species. *The Coleopterists Bulletin*, 38(4), pp.325–333. <http://www.jstor.org/stable/4008210>
- Tschinkel, W.R. and van Belle, G., 1976. Dispersal of Larvae of the Tenebrionid Beetle, *Zophobas rugipes*, in Relation to Weight and Crowding. *Ecology*, 57(1), pp.161–168. <https://doi.org/10.2307/1936407>
- Tschinkel W.R. and Willson C.D., 1971. Inhibition of Pupation due to Crowding in Some Tenebrionid Beetles. *Journal of Experimental Zoology*, 176, pp.137–146. <https://doi.org/10.1002/jez.1401760203>
- Ubeda O., M.F., Quiroz, J.D., Abarca, G. and Maes, J.M., 2020. Factores que influyen el proceso de metamorfosis de *Zophobas* sp. (Coleoptera: Tenebrionidae) en sistemas de producción de alimento vivo. *Revista Nicaraguense de Entomología*, 188, pp.3–24. <http://www.bionica.info/RevNicaEntomo/188-Zophobas.pdf>
- Ubeda, M. and Maes, J.-M., 2021. Manual del manejo de crianza de *Zophobas*. *Revista Nicaraguense de Entomología*, 233, pp.1–64. <https://doi.org/10.5281/zenodo.5338765>
- Urías-López, M.A., Nava-Camberos, U. and González-Carrillo, J.A., 2016. Desarrollo de un programa de muestreo para la escama blanca del mango, *Aulacaspis tubercularis* Newstead. *Southwestern Entomologist*, 41(1), pp.115–126. <https://doi.org/10.3958/059.041.0113>
- Vecco G., C.D., Pinedo R., R. and Fernández A., B.M., 2015. Métodos de muestreo para *Pseudophilothrips* sp. (Tubulifera: Phlaeothripidae) y sus enemigos naturales: I. Muestreo secuencial enumerativo. *Revista de Protección Vegetal* 30 (1), pp.6-13.
- Vecco G., C.D., Pinedo R., R. and Fernández A., B.M., 2017. Muestreo secuencial enumerativo para el monitoreo de las poblaciones de *Syphrea* sp. (Chrysomelidae: Alticinae) en sacha inchik (*Plukenetia volubilis* L.) (Euphorbiaceae). *Revista Peruana de Entomología*, 52 (1), pp.1-7.
- Vecco G., C.D., Rengifo R., J.A., Fernández A., B.M., García R., E. and Bardales P., R., 2009. Aplicación de una cartilla simplificada para el monitoreo de la incidencia de la broca del café (*Hypothenemus hampei* [Ferrari]) en el contexto de un sistema de gestión en el Valle del Alto Mayo, Perú. *Sistemas Agroecológicos y Modelos Biomatemáticos*, 2(2), pp.16–25.
- Zhang, Ch.(C)., 2007. *Fundamentals of Environmental Sampling and Analysis*. John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey.