

Estudio exploratorio de la densidad del cangrejo violinista *Uca latimanus* (Rathbun, 1893) en “El Salado”, Jalisco

*Fabio Germán Cupul-Magaña

Los cangrejos violinistas (Ocypodidae: género *Uca*) son pequeños crustáceos que constituyen un componente significativo en la biomasa de la macrofauna que habita las zonas intermareales arenosas y lodosas de los estuarios, en particular de aquellos que presentan bosques de manglar, en las regiones tropicales y subtropicales del planeta (Crane, 1975). Asimismo, es invaluable el papel que desempeñan como fuente de alimento para peces, aves y mamíferos (Crane, 1975; Bildstein, 1993).

En la costa del Pacífico mexicano se han registrado siete especies y seis subespecies de cangrejos violinistas (Hendrickx, 1993).

Por su parte, en las planicies inter y supramareales de inundación del estero “El Salado” (20° 39'-20° 41' N, 105° 13'-105° 15' W), localizado en la porción norte de la costa de Jalisco (para mapa de ubicación consultar Gómez-Graciano y Cupul-Magaña, 2001), se presenta un número importante de individuos de cangrejo violinista *U. latimanus* que comparten la zona con otras dos especies cuya abundancia es menor: *U. zaca* y *U. princeps princeps*. Todas ellas habitan en una amplia franja de planicies limo-arenosas que conforman el ecotono entre la zona de manglar y marisma.

Existen dificultades para estimar la densidad de este grupo de crustáceos, ya que sus madrigueras son profundas y generalmente son construidas dentro del lodo duro y seco, lo que dificulta su extracción por medio de excavaciones (Emmerson, 2001). Es por ello que la presencia y número de madrigueras ha sido empleada para estimar indirectamente la densidad, estructura y biomasa de la población (Macia *et al.*, 2001; Skov y Hartnoll, 2001; Skov *et al.*, 2002).

Con base en la anterior relación, Skov y colaboradores (2002) han encontrado densidades promedio para *U. annulipes* de hasta 158.8 individuos/0.25 m² en las zonas de manglar de Saco, Mozambique. Asimismo, para el estuario de Mgazana, Sudáfrica, Emmerson (2001) estimó la densidad promedio de *Neosarmatium meinert*, un cangrejo sesármido, en 11.4 organismos/m². En ambos trabajos se pone de manifiesto cómo las actividades de alimentación y construcción de madrigueras afectan significativamente la productividad primaria de los ecosistemas de manglar.

Hasta el momento, la información publicada sobre “El Salado” hace referencia a estudios sobre vegetación (Acevedo y Cházaro, 1996; Ramírez-Delgadillo y Cupul-Magaña, 1999), evaluación poblacional de cocodrilos (Hernández *et al.*, 1998), avifauna (Cupul-Magaña, 2000) y estructura del bosque de manglar (Estrada-Durán *et al.*, 2001). Aún no se tienen registros sobre la densidad de *U. latimanus*, por lo que este estudio exploratorio tiene como objetivo contribuir a su conocimiento a partir del conteo directo con binoculares de ejemplares y la enumeración de sus madrigueras.

El estero “El Salado”, declarado en el año 2000 como zona de conservación ecológica por su importancia biológica y social regional (Gómez-Graciano y Cupul-Magaña, 2001), es un cuerpo costero embebido en la mancha urbana de Puerto Vallarta, Jalisco, México. Posee 1.69 km² de extensión de vegetación de manglar, dominadas en mayor parte (47%) por *Avicennia germinans* (L.)

*Departamento de Ciencias, Centro Universitario de la Costa, Universidad de Guadalajara

con una altura promedio de 5 m, y áreas de marismas cubiertas en su mayor parte por la gramínea *Sporobolus splendens* Swallen.

El estero recibe aportes de agua de mar por el canal principal de aproximadamente 2 km que lo conecta con la dársena portuaria de la ciudad. El suministro de agua dulce fluye a través de la escorrentía presente durante la temporada de lluvias (junio-octubre). Tal situación provoca que las planicies lodosas, que se distribuyen en una franja divisoria de no más de 15 m de ancho, que delimita las áreas de manglar y marismas en casi todo el cuerpo costero, sean inundadas sólo durante la presencia de las mareas vivas o por las precipitaciones pluviales.

Las mareas se presentan en un ciclo de tres a cuatro durante 24 horas, ocurriendo las más bajas en enero y febrero, y las más altas de septiembre a octubre. La profundidad media del canal principal es de 3.4 m y 5.7 m durante los períodos de mareas bajas y altas, respectivamente. El estero se encuentra dentro de una zona climática semicálida subhúmeda fresca del tipo $AW_2(w)$, donde la temperatura y la precipitación pluvial promedio anual oscilan entre los 26°C a 28°C y los 930.8 mm a 1,668.0 mm, respectivamente (García, 1981).

Este estudio se realizó en el mes de julio del 2003, tanto en períodos de mareas muertas como vivas. Cada período fue muestreado durante tres días consecutivos (4-6 de julio mareas muertas, y 10-12 julio, mareas vivas), y se tomó al primer día de cada muestreo como muestra, y a los otros dos restantes como réplicas.

La zona de muestreo abarcó una superficie total de 112 m² de planicies lodosas, localizada en la porción centro sur del estero, a escasos 20 m del borde del canal principal. La presencia de la especie bajo estudio y el acceso al sitio por caminos establecidos, fueron los criterios considerados para su selección.

Para realizar la observación directa de cangrejos y el conteo de sus madrigueras, el área de estudio se dividió en una cuadrícula de 448 cuadrantes de 0.25 m², ubicados en transectos preestablecidos con orientación Norte-Sur. A partir del criterio de medias acumulativas para número de madrigueras y cangrejos observados

(Brower y Zar, 1979), se tomaron 12 cuadrantes al azar como tamaño mínimo de muestra. Cada cuadrante fue delimitado con cuatro estacas de madera unidas por una cinta y clavadas hasta una profundidad de 8 cm dentro del sedimento. Los mismos cuadrantes se emplearon para el muestreo en ambos ciclos de mareas.

Se aplicó el método de observación con binoculares (Skov y Hartnoll, 2001) para realizar el conteo visual de los cangrejos. Los registros se llevaron a cabo por la mañana (en cualquier minuto dentro de las 08:00 a 11:00 horas) y a una distancia mínima de 3.5 m del cuadrante. Se utilizaron binoculares de 8 x 40 aumentos para observar cada cuadrante durante un período de 2 min, tiempo establecido (por el criterio de medias acumulativas para actividad vs. Tiempo) como mínimo suficiente para que los organismos reanudaran su actividad después de ser perturbados, y que no lograran avanzar lo suficiente como para abandonar su cuadrante e ingresar a otros de la vecindad corriendo el riesgo de que el observador duplicara su registro.

Es importante destacar que el conteo de cangrejos con binoculares no se realizó durante el período de mareas muertas, ya que fue nula su actividad en la superficie; tal vez como resultado de no contar con un sustrato húmedo que les permitiera tomar con sus quelas porciones de lodo, del cual su tracto digestivo extrae la materia orgánica que les sirve de alimento (Skov y Hartnoll, 2001), lo que además pudo dificultarse por la presencia de una ligera costra de sal sobre la superficie del sedimento.

Sobre lo anterior, Zucker (1978) ya había observado que *U. latimanus* no emerge de sus madrigueras si el prisma de mareas no las cubre previamente. Sin embargo, en este estudio, la evidencia de actividad dentro de las madrigueras fue validada por la presencia de pequeñas pelotas de lodo, aún húmedas, a las afueras del hueco de ingreso, productos de desecho de la excavación constante del túnel (Oliveira *et al.*, 1998).

Para correlacionar el diámetro de las madrigueras con el largo del caparazón de los cangrejos (fig. 1), se seleccionó un área vecina a la zona de muestreo en la que se midieron los diámetros (± 0.05 mm) de 73 madrigueras, que

posteriormente fueron excavadas para extraer a su ocupante. Cada individuo residente fue sexado y se midió el largo de su caparazón (± 0.05 mm).

La estructura de tallas de la población, estadísticos modales y posibles patrones de crecimiento, se estimaron gráficamente a partir del análisis de su distribución de frecuencias de tamaños, utilizando el método de análisis poli-modal de Cassie (1954). Se tomó un ancho de clases de 1 mm para la construcción del histograma de frecuencias.

Las densidades absolutas de cangrejos violinistas obtenidas a partir del conteo con binoculares y contabilización de madrigueras, se expresan en promedio, y su medida de variabilidad dentro del paréntesis en unidades de desviación estándar (d.s.).

Todos los análisis estadísticos fueron realizados utilizando un nivel de significancia del 0.05 para pruebas de dos colas (salvo la prueba de bondad de ajuste con el estadístico X^2 que prueba para una cola). Asimismo, en vista de que los datos de conteos de madrigueras y observación

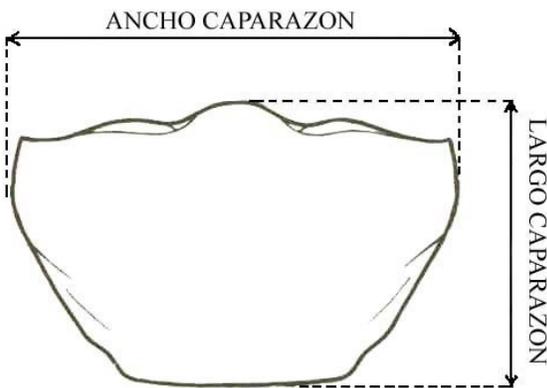


Figura 1. Medidas del caparazón para las especies del género *Uca* de acuerdo a Crane (1975).

con binoculares, tanto en los períodos de mareas vivas como muertas, mostraron su ajuste a partir de la prueba de Kolmogorov-Smirnov a la curva normal, se decidió trabajar los análisis con estadística paramétrica (Sigarroa, 1985).

Se utilizó el ANOVA para comparar la variabilidad de muestras y réplicas. La prueba *t*-

pareada fue usada para comparar los valores de densidad, y la prueba de bondad de ajuste (X^2) probó la no existencia de diferencias en la proporción de machos y hembras para el muestreo con binoculares. Asimismo, se aplicó un análisis de covarianza para probar la no existencia de diferencias entre las pendientes de las rectas de regresión generadas por los modelos para machos y hembras. Finalmente, los grados de libertad (gl) para cada análisis se anotan como subíndices de los símbolos para los valores de los estadísticos de prueba: $t_{(gl)}$, $F_{(gl)}$ y $X^2_{(gl)}$ (Sigarroa, 1985).

No fue posible establecer la existencia de diferencias significativas ($P > 0.05$) entre muestras y réplicas (tratamientos), tanto para la enumeración de madrigueras en períodos de mareas vivas ($F_{(32)} = 0.343$) o muertas ($F_{(35)} = 1.669$) y en el muestreo con binoculares ($F_{(24)} = 1.055$), por lo que se optó por realizar el análisis con los datos generados durante el primer día para cada muestreo y período de mareas.

En total se contaron 53 madrigueras en mareas muertas y 71 en mareas vivas, lo que arrojó una densidad promedio de $4.41(\pm 1.97)/0.25 \text{ m}^2$ para las primeras, y de $5.91(\pm 6.11)/0.25 \text{ m}^2$ para las segundas. La densidad promedio no difirió significativamente entre período ($P > 0.05$, $t_{(11)} = 0.914$), a pesar de que 34% más cangrejos destaparon la entrada a sus madrigueras durante las mareas vivas ($n = 71$) con respecto a las mareas muertas ($n = 53$). Esta situación, observada en otras especies del grupo, indica que la densidad de la población local de *U. latimanus* es temporalmente estable y no muestra signos de inmigración o emigración neta dentro del área muestreada en ciclos semilunares (Skov y Hartnoll, 2001).

La producción del bosque de manglar del estero "El Salado" es baja comparada con otros sistemas lagunares mexicanos, producto del grado de estrés provocado por la presión de la mancha urbana al desviar los aportes de agua dulce que lo alimentan, lo que trae como consecuencia la acumulación de sales en el suelo, así como una baja entrada de nutrientes de origen terrígeno (Estrada-Durán *et al.*, 2001). Es probable que parte de este estrés se vea reflejado en la

densidad poblacional de cangrejos observada (Colpo y Negreiros-Fransozo, 2003). Por lo tanto, existe la posibilidad de que el seguimiento de la densidad de *U. latimanus* en el tiempo, sin excluir procesos ambientales, de depredación y competencia intraespecífica, pueda ser un buen indicador del proceso de recuperación del "El Salado" posterior a su declaratoria de protección.

En cuanto al conteo visual de cangrejos ($n = 40$), sólo realizado durante el ciclo de mareas vivas, éste arrojó una densidad promedio de $3.33(\pm 3.28)/0.25 \text{ m}^2$. Al comparar la densidad obtenida con la de conteo de madrigueras, no revelaron diferencias significativas ($t_{(11)} = 1.64$, $P > 0.05$). Sin embargo, el empleo de conteos visuales posee la ventaja de permitir estimar la proporción de sexos (Skov *et al.*, 2002), en vista de las diferencias morfológicas entre machos y hembras por la presencia en los primeros de una quela hiperdesarrollada, misma que se emplea para la atracción del sexo opuesto y para la pelea

(Rosenberg, 2001).

El promedio estimado de machos ($n = 21$) y hembras ($n = 19$) fue de $1.75(\pm 1.05)/0.25$ y de $1.58(\pm 2.60)/0.25 \text{ m}^2$, respectivamente, y resultó ser significativamente diferente ($X^2_{(1)} = 0.25$, $P < 0.05$). La proporción de sexos (machos/hembras) se fijó en 1.10. Una mayor proporción de machos en la superficie ya ha sido documentada en otros estudios, en ellos se ha establecido que a lo largo del año los machos pasan más tiempo en la superficie que las hembras (las cuales al contar con dos quelas funcionales se alimentan más rápido y pasan más tiempo en las madrigueras enterradas y escondidas) para compensar que sólo cuentan con una sola quela funcional para la alimentación (Skov y Hartnoll, 2001; Skov *et al.*, 2002). Es decir, el muestreo con binoculares tiende a subestimar a las hembras (Skov y Hartnoll, 2001).

El análisis de regresión lineal permitió generar un modelo predictivo que relaciona el

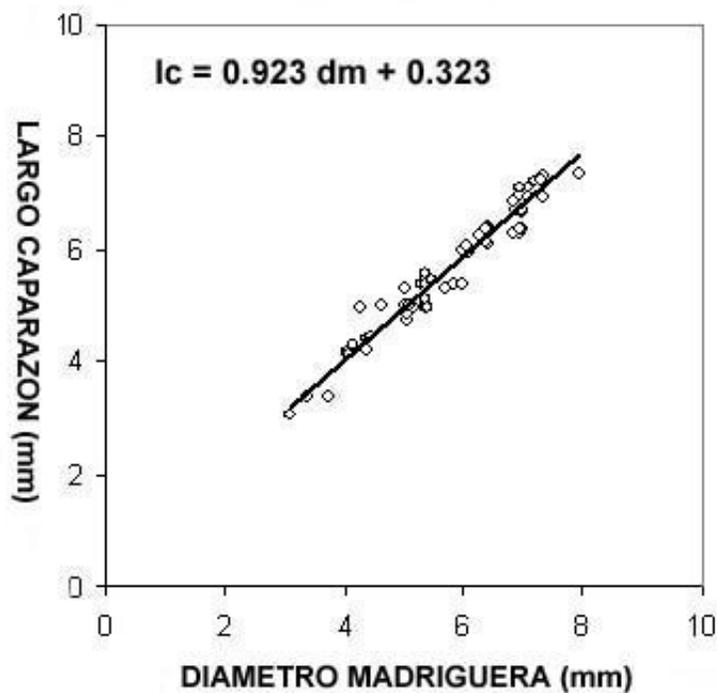


Figura 2. Relación entre largo del caparazón (lc , mm) y diámetro de madriguera (dm , mm) para hembras y machos de *Uca latimanus* ($n = 73$) dentro del estero "El Salado", Jalisco.

diámetro de la madriguera (dm) y el largo del caparazón (lc) (Emmerson, 2001; Skov *et al.*, 2002). Al no encontrarse diferencias significativas entre las pendientes de las rectas de regresión generadas por separado para machos (n = 37) y hembras (n = 36), respectivamente ($F_{(69)}=0.734$, $P>0.05$), se optó por utilizar un modelo generalizado (fig. 2), el cual obtuvo un coeficiente de correlación alto y significativo ($gl = 71$, $r^2=0.95$, $P<0.05$): $lc = 0.923$ (dm) + 0.323.

Dado que no existieron diferencias significativas entre la densidad de madrigueras observadas durante el período de mareas vivas y muertas, se tomaron los 91 registros (los que se colectaron durante un cuarto día más de muestreo para contar con un mayor número de muestras) de diámetros medidos durante las primeras para transformarlos, a través del modelo de regresión, en valores de largo del caparazón. Así, se contó con una serie de datos que pudieron ser agrupados en seis clases de tamaño en un histograma de frecuencia de tallas (fig. 3).

El análisis de la distribución de frecuencias de tallas puso de manifiesto que el intervalo de distribución de tallas de largo de caparazón abarcó entre 3.5 mm y 9.5 mm; lo que la coloca

como una especie de muy pequeñas dimensiones (Crane, 1975). Por su parte se pudo observar la ocurrencia de dos modas dentro de la población (fig. 3), lo cual posiblemente sea reflejo de la existencia de dos generaciones, grupos de edad o de tamaño (Jerald, 1984). Sin embargo, esta evaluación subjetiva se debe tomar con reservas, ya que en zonas tropicales y subtropicales siempre hay una reproducción continua o por lapsos extensos que pudieran enmascarar los resultados (Colby y Fonseca, 1984; Colpo y Negreiros-Franozo, 2003).

El promedio de tallas, incluyendo tanto hembras como machos, para el primer grupo modal fue de $4.91(\pm 0.29)$ mm, y de $6.45(\pm 0.62)$ mm para el segundo. Si se considera que ambas modas o grupos son reflejo de camadas anuales, la diferencia entre los promedios puede aproximarse a una tasa de crecimiento de 1.54 mm/año, 10 veces menor a los cerca de 17 mm/año establecidos para *U. pugilator*, una especie de mayores dimensiones de las zonas templadas de la costa atlántica norteamericana y que alcanza tallas mucho más grandes que *U. latimanus* (Colby y Fonseca, 1984). Estas diferencias en crecimiento entre las especies pueden atribuirse también a

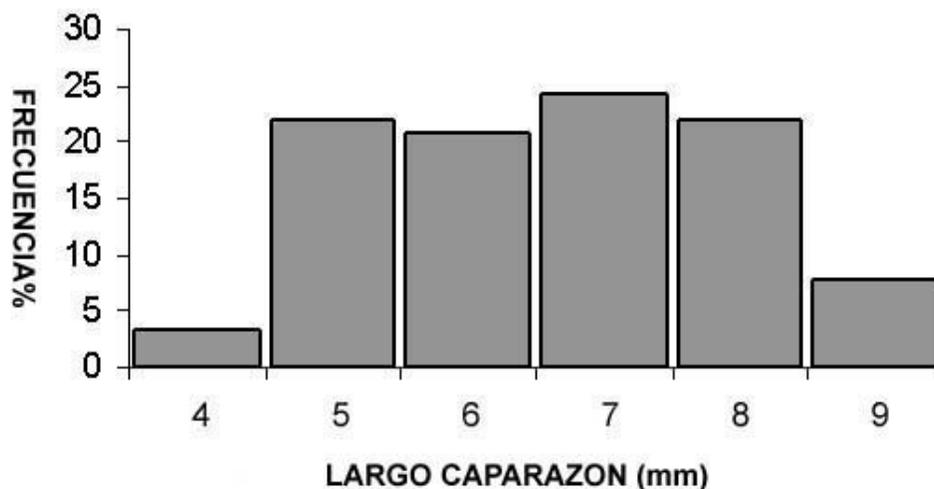


Figura 3. Distribución de frecuencias de tallas (largo del caparazón) de *Uca latimanus* (n = 91) para el mes junio en el estero "El Salado", Jalisco, obtenidas a partir de la regresión largo de caparazón (lc)-diámetro de madriguera (dm).

especializaciones evolutivas relacionadas con adaptaciones hacia ambientes más terrestres, asociaciones simpátricas y niveles de complejidad y organización social (Crane, 1975).

Durante el estudio no se observaron ejemplares o se midieron madrigueras inferiores a 3.5 mm, probablemente porque ésta es la talla mínima a la cual se inicia el reclutamiento de juveniles que acaban de terminar su fase larvaria en el ambiente plantónico (Colby y Fonseca, 1984). Al respecto, estudios previos demuestran que el conteo de madrigueras toma en consideración la presencia de los nuevos reclutas, en contraste con los muestreos con binoculares o la extracción de ejemplares que los subestiman (Skov y Hartnoll, 2001).

Finalmente, este trabajo establece la utilidad del conteo de madrigueras y conteo con binoculares como métodos para conocer la densidad de *U. latimanus* en zonas inter y supra-mareales del estero "El Salado", sin importar si éstos fueron registrados en períodos de mareas vivas o muertas. Asimismo, la relación funcional significativa entre largo de caparazón y diámetro de la madriguera tiene la ventaja de conocer indirectamente la estructura por tallas de la población.

Agradecimientos

El autor desea agradecer el apoyo y facilidades otorgadas por las autoridades y el personal de la Dirección del ANP Zona de Conservación Ecológica Estero "El Salado" para la realización parcial de este trabajo, en especial a los biólogos Rafael Girón Botello y Oscar V. Barragán Cuencas. Asimismo, externa su gratitud al Mtro. Amilcar Cupul por la revisión de una versión preeliminar del texto y a las acertadas sugerencias de los árbitros, la Dra. Elva Escobar Briones del ICMyL-UNAM, y el Dr. Fernando Álvarez Noguera del Instituto de Biología de la UNAM.

Bibliografía

Acevedo, R. y M. Cházaro, 1996. Nota sobre la vegetación del estero El Salado en Puerto Vallarta, Jalisco, México. Boletín Gestión Ambiental 17-18:10-16.

Bildstein, K. L., 1993. White ibis, wetland wanderer. Smithsonian Institution Press, Washington. 242 p.

Brower, J. E. and J. H. Zar, 1979. Field and laboratory methods for general ecology. Wm. C. Brown Company Publishers, Dubeque, Iowa. 194 p.

Cassie, R. M., 1954. Some uses of probability paper in the analysis of frequency distributions. *Aust. J. Mar. Freshwat. Res.* 5:513-522.

Colby, D. R. and M. S. Fonseca, 1984. Population dynamics, spatial dispersion and somatic growth of the sand fiddler crab *Uca pugilator*. *Mar. Ecol. Prog. Ser.* 16:269-279.

Colpo, K. D. and M. L. Negreiros-Fransozo, 2003. Reproductive output of *Uca vocator* (Herbst, 1804) (Brachyura, Ocypodidae) from three subtropical mangroves in Brazil. *Crustaceana* 76(1):1-11.

Crane, J., 1975. Fiddler crabs of the world: Ocypodidae: Genus *Uca*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey. 736 p.

Cupul-Magaña, F. G., 2000. Aves acuáticas del estero "El Salado", Puerto Vallarta, Jalisco. *Huitzil* 1:3-7.

Emmerson, W. D., 2001. Aspects of the population dynamics of *Neosarmatium meinerti* at Mgazana, a warm temperate mangrove swamp in the East Cape, South Africa, investigated using an indirect method. *Hydrobiologia* 449(1-3):221-229.

Estrada-Durán, G., F. G. Cupul-Magaña y A. L. Cupul-Magaña, 2001. Aspectos de la estructura y producción de hojarasca del bosque de manglar del estero "El Salado", Puerto Vallarta, Jalisco. *Ciencia y Mar* 5(15):3-12.

García, E., 1981. Modificaciones al sistema de clasificación climática de Köppen (para adaptarlo a las condiciones de la República Mexicana). UNAM. Instituto de Geografía. México. 243 pp.

Gómez-Graciano, F. S. y F. G. Cupul-Magaña, 2001. La técnica de análisis de amenazas como herramienta de diagnóstico ambiental: caso estero "El Salado". *Ciencia y Mar* 5(14):33-42.

Hendrickx, M. E., 1993. Crustáceos decápodos del Pacífico. En: S. I. Salazar-Vallejo y N. E. González (Eds.): Biodiversidad marina y costera de México: 271-318. CONABIO, CIQRO, México. 865 p.

Hernández, H., F. Cupul, G. Estrada y J. C. Rodríguez, 1998. Los cocodrilos del delta del río Ameca. *Divulgare* 22:16-27.

Jerald, A. Jr., 1984. Age determination. En: L. A. Nielsen y D. L. Johnson (Eds.): Fisheries Techniques: 301-324. American

Fisheries Society, Bethesda, Maryland, USA.

Macia, A., I. Quincardete and J. Paula, 2001. A comparison of alternative methods for estimating population density of the fiddler crab *Uca annulipes* at Saco Mangrove, Inhaca Island (Mozambique). *Hydrobiologia* 449:213-219.

Oliveira, R. F., P. K. McGregor, F. R. L. Burford, M. R. Custodio and C. Latruffe, 1998. Functions of mudballing behaviour in the european fiddler crab *Uca tangei*. *Anim. Behav.* 55:1299-1309.

Ramírez-Delgadillo, R. y F. G. Cupul-Magaña, 1999. Contribución al conocimiento de la flora de la Bahía de Banderas, Nayarit-Jalisco, México. *Ciencia ergo sum* 6(2):135-146.

Rosenberg, M. S., 2001. The systematics and taxonomy of fiddler crabs: a phylogeny of the genus *Uca*. *J. crust. Biol.* 21(3):839-869.

Sigarroa, A., 1985. Biometría y diseño experimental. Parte 1 y 2. Editorial Pueblo y Educación, Cuba. 793 p.

Skov, M. W. and R. G. Hartnoll, 2001. Comparative suitability of binocular observation, burrow counting and excavation for the quantification of the mangrove fiddler crab *Uca annulipes* (H. Milne Edwards). *Hydrobiologia* 449:201-212.

Skov, M. W., M. Vannini, J. P. Shunula, R. G. Hartnoll and S. Cannicci, 2002. Quantifying the density of mangrove crabs: Ocypodidae and Grapsidae. *Mar. Biol.* 141:725-732.

Zucker, N., 1978. Monthly reproductive cycles in the three sympatric hood building tropical fiddler crabs (Genus *Uca*). *Biol. Bull.* (Woods Hole) 155:410-424.

Recibido: 9 de julio de 2003

Aceptado: 5 de diciembre de 2003