

## **Pérdida de marcas metálicas en la tortuga marina lora (*Lepidochelys kempi*) que anida en Rancho Nuevo, Tamaulipas, México**

MARÍA DEL CARMEN JIMÉNEZ-QUIROZ\*  
RENÉ MÁRQUEZ-MILLÁN \*

**Resumen.** Con los resultados del programa de doble marcado en las tortugas lora (*Lepidochelys kempi*, Garman 1880), con grapas metálicas de acero monel e inonel y marcas electrónicas internas (*PIT tags*), efectuado en la playa de Rancho Nuevo, Tamaulipas, (México) entre 1992 y 1998, se calcularon las probabilidades de pérdida de la marca metálica por desprendimiento y por los errores cometidos durante la lectura en las temporadas de anidación, así como la probabilidad de detectar las cicatrices que estas grapas dejan cuando se separan de la aleta. La probabilidad de pérdida por desprendimiento ( $\pm$  int. confianza) fue de  $0.05 \pm 0.011$  y se obtuvo a partir de seis temporadas en las que se colocaron marcas de acero monel e inonel. Puesto que no hubo diferencias significativas entre ambos tipos, es posible suponer que la aleación no influyó en la pérdida dentro del periodo de anidación. La probabilidad de obtener lecturas erróneas varió significativamente entre  $0.004 \pm 0.008$  y  $0.26 \pm 0.17$ , por lo que no fue posible estimar un valor general. Esto implica que la eficiencia de la lectura debe evaluarse constantemente. Las probabilidades estimadas a partir de hembras que anidaron tres veces en una temporada mostraron que la pérdida fue constante en ese lapso. Por otra parte, la probabilidad de detectar la cicatriz que deja la marca, estimada con los datos de seis temporadas, fue de  $0.85 \pm 0.05$ , lo cual permite utilizar esta característica para distinguir las hembras que se están sumando a la población de hembras maduras.

Palabras clave: *Lepidochelys kempi*, tortuga marina lora, doble marcado, marcas metálicas.

**Abstract.** Between 1992 and 1998 females of Kemp's ridley sea turtles (*Lepidochelys kempi*, Garman 1880) were double tagged in Rancho Nuevo, Tamaulipas (México). Tags used were external, made of monel and inonel steel alloys, and internal (*PIT tags*). The probabilities of shedding and erroneous readings of metal tags were calculated during the nesting seasons, as well as the probability of detect-

\* Centro Regional de Investigación Pesquera Manzanillo. Instituto Nacional de la Pesca- SAGARPA. Apdo. Postal 591. C.P. 28200. Manzanillo. México. email: [cjimenez@bay.net.mx](mailto:cjimenez@bay.net.mx), [rmarquez@bay.net.mx](mailto:rmarquez@bay.net.mx)

ing scars left by missing tags. The probability of shedding ( $\pm$  confidence interval) was  $0.05 \pm 0.011$ , obtained from six seasons. There were not significant differences between probabilities estimated with marks made with monel or inconel. That suggests that the alloy was less important in the loss of tag. The probability of obtaining erroneous readings was between  $0.004 \pm 0.008$  and  $0.26 \pm 0.17$ , but it was not possible to obtain a general value what implies that this activity should be constantly evaluated. The probabilities estimated from females that nested three times in a nesting season showed that the tag loss was constant along the seasons. On the other hand, the probability of detecting a tag scar was estimated from data of six seasons ( $0.85 \pm 0.05$ ), which suggests that this feature allows to distinguish new females recruiting to mature females population.

Key words: Kemp's ridley, sea turtles, *Lepidochelys kempi*, double tagging, metallic tags.

## Introducción

El método de marcado-recaptura se ha utilizado para describir la historia reproductiva y otras características del ciclo de vida de las tortugas marinas (Alvarado & Murphy 1999). Sin embargo, ya que las marcas son susceptibles de pérdida por desprendimiento o deterioro, debe calcularse la probabilidad de que esto ocurra antes de utilizar estos datos en estudios poblacionales (Frazer 1983, Limpus 1992, Bjorndal *et al.* 1996). Autores como Chapman *et al.* (1965), Mrosovsky & Shettleworth (1982) Saber (1982) y Wetherall (1982), han recomendado que se utilicen dos marcas simultáneamente para estimar esa probabilidad.

En Rancho Nuevo, Tamaulipas ( $23^{\circ}10' - 97^{\circ}45'30''\text{O} - 23^{\circ}18' - 97^{\circ}45'40''\text{O}$ ), la principal playa de anidación de la tortuga lora (*Lepidochelys kempi*, Garman 1880), se han empleado marcas metálicas tipo grapa desde 1966 y marcas electrónicas de uso interno (*Passive Integrated Transponder* o *PIT tag*) desde 1988 (Márquez *et al.* 1998) con el objetivo de estimar la fecundidad, la frecuencia de anidación y describir la distribución temporal y espacial de las hembras.

Entre 1992 y 1996 se colocaron principalmente marcas de acero monel (aleación 400) y en menor proporción de inconel (aleación 625), pero desafortunadamente se desconoce cuántas se utilizaron de cada una. En contraste, en 1997 y 1998 sólo se utilizaron marcas de inconel. Se ha mencionado que existen variantes en la probabilidad de pérdida y en la durabilidad, dependientes de la aleación e incluso del lote de fabricación (Balazs 1982, Bjorndal *et al.* 1996, Balazs 1999), aunque esas diferencias posiblemente sean menos evidentes durante el periodo de desove de la tortuga lora, que dura menos de tres meses (Márquez 1994).

El esfuerzo aplicado en el marcado con grapa ha incluido a casi el 100 % de las hembras observadas (Márquez *et al.* 1998), lo que ha permitido suponer que las

tortugas con marca o con la cicatriz se encontraban, por lo menos, en su segunda temporada de reproducción y que las que carecían de ambas características estaban anidando por primera vez (neófitas). Sin embargo, la probabilidad de detectar las cicatrices puede variar dentro y entre las temporadas, por lo que debe valorarse continuamente (Bjorndal *et al.* 1976).

En este trabajo se pretendió calcular la probabilidad de que las marcas metálicas se pierdan durante la temporada de anidación, así como la de detectar la cicatriz que deja esa marca cuando se desprende, para evaluar su utilidad en los estudios de esta población.

### Material y métodos

Se utilizaron los registros de las temporadas de anidación comprendidas entre 1992 y 1998 porque la cantidad de hembras observadas fue elevada. En ese lapso se realizaron aproximadamente tres recorridos diarios a lo largo de la playa de anidación. Al personal se le capacitó para aplicar y reconocer las marcas metálicas y el *PIT tag* antes de incorporarse al trabajo diario. Habitualmente el patrullaje en la playa se hizo en parejas para disminuir los errores por la inexperiencia de alguno de sus miembros.

Las tortugas observadas sobre una franja de playa de 119.4 km se examinaron para registrar la presencia y el estado de la marca metálica, y se marcaron cuando no portaban la grapa estaban mal puestas, a punto de caerse o los caracteres alfanuméricos eran ilegibles.

Las marcas metálicas de ambas aleaciones (mod. 1005-681; National Band and Tag, Newport Kentucky, EUA) se colocaron cerca de las escamas centrales del margen posterior de la aleta anterior, generalmente la derecha (Pritchard *et al.* 1983, Márquez *et al.* 1990). Las medidas de las grapas fueron 25x8x9 mm. Las cicatrices se revisaron con la vista y el tacto para corroborar la existencia de alguna perforación.

Los *PIT tags* (marca Destron-Fearing, distribuidos por Biomark, Boise, Idaho) son cápsulas de vidrio de aproximadamente 10 mm de longitud en cuyo interior hay una espiral electromagnética, un capacitor y un microchip que emite una señal codificada de diez caracteres alfanuméricos. Se activan con una señal de radio de baja-frecuencia, variable entre 125 y 400 kHz, producida por un aparato lector (Fontaine *et al.* 1993).

Los *PIT tags* se colocaron intramuscularmente en la aleta izquierda con una jeringa. Estas marcas fueron aplicadas y revisadas por el personal más experimentado porque son indetectables cuando no se utilizan correctamente.

La cantidad de marcas metálicas colocadas varió entre 739 y 2111 y la de *PIT tags* entre 611 y 2134 por temporada, excepto en 1995 cuando sólo se utilizaron 168 marcas de este último tipo. La proporción de hembras liberadas con las dos

marcas varió entre el 72 y el 85% del total observado en cada una de las temporadas, excepto en 1995 y 1998 cuando ese porcentaje fue del 13% y 97%, respectivamente.

Las probabilidades se obtuvieron con dos muestras, de acuerdo a los criterios de Bjorndal *et al.* (1996), la primera, denominada como de la “primera a la última observación”, incluyó los registros de las hembras a las que se vio anidando al menos dos veces en cada temporada y cuyo periodo entre anidaciones consecutivas fue mayor a cinco días.

Por otro lado, Wheterall (1982) indica que la pérdida de marcas ocurre de tres formas: i) cuando la mayoría se desprende casi inmediatamente después de ser colocada; ii) cuando la pérdida ocurre de manera más o menos constante a lo largo del tiempo; iii) cuando se incrementa después de un lapso determinado. Para discriminar entre estos tres tipos, se debe estimar la probabilidad de pérdida en periodos más o menos constantes. Con ese propósito se utilizó una segunda muestra que incluyó los registros de los individuos que se observaron anidando tres veces en cada temporada.

Las probabilidades de retención ( $\kappa_{Ai}$ ) y pérdida por desprendimiento ( $1-\kappa_{Ai}$ ) se calcularon con los estimadores recomendados por Wetherall (1982) cuando se usan dos tipos diferentes de marcas. Se partió del número de individuos recuperados con *PIT tag* ( $r_{Bi}$ ) o con ambas marcas ( $r_{di}$ ). Los intervalos de confianza se determinaron con la función de Limpus (1992).

La probabilidad de leer correctamente ( $P_L$ ) las cadenas alfanuméricas fue valorada arreglando las fórmulas de probabilidad condicional (Mendenhall *et al.* 1994):

$$P_L = (r_{Ac}) (r_{Ac} + r_{Ac})^{-1}$$

Donde

$r_{Ac}$ : Tortugas con marca metálica leída correctamente que portaban *PIT tag*.

$r_{Ac}$ : Tortugas con marca metálica leída con error sin *PIT tag*.

La probabilidad de leer incorrectamente una marca fue  $1-P_L$ .

La probabilidad de detectar una cicatriz ( $S_i$ ) se calculó a partir de las hembras recapturadas que habían perdido la grapa, registradas con ( $r_{ii}$ ) y sin cicatriz ( $r_{vi}$ ), de acuerdo con la ecuación descrita por Bjorndal *et al.* (1996).

Las frecuencias ( $r_{di}$ ,  $r_{Bi}$ ,  $r_{Ac}$ ,  $r_{Ac}$ ,  $r_{ii}$ ,  $r_{vi}$ ) fueron comparadas dentro y entre las temporadas con la prueba de chi cuadrada de Pearson ( $\chi_i^2$ ) aplicada a Tablas de Contingencia cuyo número de celdas varió entre de 2x2 y 2x7 (Zar 1996), con el programa STATISTICA V. 4.5 para Windows (StatSoft Inc. 1995).

## Resultados

En seis temporadas las probabilidades de pérdida ( $1-\kappa_{Ai}$ ) fueron menores a 0.08 (Cuadro 1) y las de retención cercanas a la unidad. Puesto que no hubo diferencias significativas entre esos años ( $\chi_{i, 0.05, 5}^2 = 8.37$ ;  $p = 0.136$ ), se calculó una probabilidad de pérdida general ( $0.05 \pm 0.11$ ) para corregir la doble identificación de una hembra

**Cuadro 1.** Probabilidades de pérdida de la marca metálica considerando la muestra de la primera a la última observación de cada hembra. En el total se excluyeron los datos de 1995.

Hembras recuperadas			Pérdida de la marca	
con dos marcas ( $r_{dt}$ )	sólo con <i>PIT tag</i> ( $r_{Bt}$ )	lectura errónea ( $r_E$ )	Desprendimiento ( $1 - \kappa_M$ )	Errores ( $1 - P_L$ )
303	17	8	0.053 $\pm$ 0.024	0.025 $\pm$ 0.017
219	10	3	0.044 $\pm$ 0.026	0.013 $\pm$ 0.015
223	5	1	0.022 $\pm$ 0.019	0.004 $\pm$ 0.008
19	6	7	0.240 $\pm$ 0.167	0.269 $\pm$ 0.170
242	19	18	0.073 $\pm$ 0.031	0.069 $\pm$ 0.030
106	9	6	0.070 $\pm$ 0.046	0.061 $\pm$ 0.044
340	18	46	0.050 $\pm$ 0.022	0.119 $\pm$ 0.032
1433	77		0.050 $\pm$ 0.011	

por el desprendimiento de la grapa, dentro de cualquier temporada. Las frecuencias obtenidas en 1995 se eliminaron del cálculo general porque fueron significativamente diferentes.

La probabilidad de registrar erróneamente una marca fue menor a 0.07 en cinco temporadas, mientras que en 1995 y 1998 se incrementó sustancialmente (Cuadro 1). Esto se reflejó en las comparaciones realizadas entre las temporadas, las que mostraron que no hubo diferencias significativas entre 1992 y 1994 ( $\chi^2_{0.05,2} = 3.24$ ;  $p = 0.2$ ), ni entre 1996 y 1997 ( $\chi^2_{0.05,1} = 0.06$ ;  $p = 0.8$ ). Sin embargo, las probabilidades de estos dos últimos años fueron ligeramente mayores que las obtenidas en los primeros tres años.

Los problemas más comunes durante el registro de las marcas, fueron la confusión en alguno de los caracteres (T por J, 0 por D, por ejemplo), los intervalos muy cortos entre puestas consecutivas y la transcripción de un mayor o menor número de caracteres.

La probabilidad de pérdida por desprendimiento estimada para los individuos que fueron capturados tres veces dentro de una temporada se encontró entre 0 y 0.15, con excepción de 1995 y 1997, cuando el tamaño de la muestra fue pequeño (Cuadro 2). El análisis de  $\chi^2$  mostró que no hubo diferencias significativas entre los dos periodos ( $p > 0.05$ ) en alguna temporada, lo que fue un indicador de que la

**Cuadro 2.** Probabilidades de pérdida estimadas en las hembras que anidaron tres veces en cada temporada. Se incluyen los resultados de la prueba de  $\chi^2$  aplicada para la comparación de las frecuencias

Intervalo entre la primera y segunda captura						
Año	Hembras recuperadas			Pérdida de la marca		1er Intervalo (días)
	con dos marcas ( $r_{dt}$ )	sólo con PIT tag ( $r_{Bt}$ )	lectura errónea ( $r_E$ )	Desprendimiento ( $1 - \kappa_A$ )	Errores ( $1 - P_L$ )	
1992	51	4	1	0.072±0.069	0.019±0.037	20.6
1993	27	1	0	0.035±0.069	0	24.4
1994	13	0	0	0	0	18.4
1995	2	1	0	0.33±0.533	0	24.7
1996	18	3	1	0.14±0.150	0.052±0.10	26.9
1997	4	3	1	0.42±0.367	0.2±0.35	21.2
1998	52	3	8	0.054±0.06	0.13±0.086	23.3

Intervalo entre la segunda y tercera captura						
Año	Hembras recuperadas			Pérdida de la marca		2º Intervalo (días)
	con dos marcas ( $r_{dt}$ )	sólo con PIT tag ( $r_{Bt}$ )	lectura errónea ( $r_E$ )	Desprendimiento ( $1 - \kappa_A$ )	Errores ( $1 - P_L$ )	
1992	48	4	0	0.07±0.072	0	23.3
1993	27	1	0	0.03±0.069	0	22.3
1994	16*	0	0	0	0	24.9
1995	1	0	0	0	0	25.0
1996	17	0	2	0	.010±0.13	28.4
1997	6*	1	0	0.14±0.259	0	26.2
1998	41	2	22	0.04±0.063	0.34±0.11	23.7

\*Se recuperó un mayor número de organismos con doble marca porque algunas hembras fueron remarcadas en la segunda observación.

tasa de pérdida fue constante durante la anidación. Sin embargo, es probable que los resultados de los análisis estadísticos de tres temporadas hayan sido afectados por el reducido tamaño de la muestra (Zar 1996). Por otra parte, las lecturas erróneas fueron escasas y proporcionales a las obtenidas con la muestra de la primera a la última observación.

Las frecuencias del primer intervalo sólo mostraron diferencias significativas en 1994, 1995 y 1997 ( $p < 0.05$ ); mientras que las del segundo intervalo fueron similares en los siete años ( $\chi^2_{0.05,6} = 3.84$ ;  $p = 0.69$ ).

La probabilidad de registrar la cicatriz dejada por la marca varió entre 0.73 y 0.88 en el intervalo 1992-1997 (Cuadro 3). Puesto que no hubo diferencias significativas entre los valores de esas temporadas ( $\chi^2_{0.05,4} = 4.77$ ;  $p = 0.44$ ), se estimó una probabilidad general ( $0.85 \pm 0.06$ ). El número de cicatrices detectadas en 1998 fue significativamente distinto, por lo que se excluyó del cálculo.

El registro de las cicatrices fue mayor en la primera captura de cada temporada y decreció en las observaciones subsiguientes; sin embargo, en algunos casos se llevó a cabo hasta la segunda o tercera captura. Estos resultados sugieren que algunas hembras podrían identificarse erróneamente como neófitas, por lo que es necesario difundir la importancia de revisar cuidadosamente estas características.

La comparación de los resultados de este trabajo con los que se registran para otras especies (Cuadro 4) mostró que fueron similares a los de la tortuga verde de Costa Rica (Bjorndal *et al.* 1996), e inferiores a los estimados en las poblaciones de

**Cuadro 3.** Probabilidad de detectar las cicatrices resultantes del desprendimiento de la marca ( $S_i$ )

Año	Hembras recapturadas		Probabilidad $S_i$
	sin marca metálica	sin cicatrices	
1992	21	4	$0.80 \pm 0.168$
1993	17	0	1
1994	35	4	$0.88 \pm 0.10$
1995	31	4	$0.87 \pm 0.11$
1996	26	7	$0.73 \pm 0.17$
1997	8	2	$0.75 \pm 0.30$
1998	18	11	$0.38 \pm 0.22$

**Cuadro 4.** Probabilidad de pérdida ( $1 - k_A$ ) estimada para otras especies y en este estudio.

Schulz 1975 <sup>1</sup>	Monel	0.15-0.2	<i>Chelonia mydas</i>
Cornelius y Robinson 1982 <sup>2</sup>	Monel	0.54	<i>Lepidochelys olivacea</i>
Alvarado <i>et al.</i> 1988	Monel	0.412-0.468	<i>C. agassizi</i>
Green 1979	Monel	0.22	<i>C. mydas agassizi</i>
Bjorndal <i>et al.</i> 1996	Monel	0.024-0.114	<i>C. mydas</i>
	Inconel	0.243	
Este estudio	mezcla <sup>3</sup>	0.022-0.24	<i>L. kempi</i>
	Inconel	0.05-0.07	

<sup>1</sup>Tomado de Mrosovsky 1976. <sup>2</sup>Tomado de Mrosovsky y Shettleworth 1982. <sup>3</sup>Monel más inconel.

*Chelonia mydas*, *L. olivacea* y *C. mydas agassizi* (Schulz citado por Mrosovsky 1976, Cornelius & Robinson citado por Mrosovsky & Shettleworth 1982, Green 1979) cuyas playas de anidación se localizan en Surinam, Costa Rica y las Islas Galápagos.

La probabilidad de pérdida de las marcas de inconel en Rancho Nuevo fue menor a la que obtuvieron Bjorndal *et al.* (1996). Aunque es probable que sea resultado de las diferencias en el hábitat y la conducta, también es factible que el tamaño de la muestra utilizada por estos autores (46 hembras) haya influido en los valores, puesto que fueron similares a los obtenidos en este trabajo en 1995, el año con menor número de datos.

### Discusión y conclusiones

En general, la probabilidad de que las marcas metálicas se desprendieran fue baja y constante. A diferencia de las poblaciones de otras especies, el factor de corrección obtenido en este trabajo permitirá rectificar la doble identificación de una hembra cuando sólo se utilice este modelo de grapa.

En contraste, es necesario evaluar constantemente la probabilidad de registrar erróneamente una marca, como lo sugieren los resultados de 1995 y 1998. En el primero de esos dos años, el tamaño de la muestra y el menor esfuerzo invertido

en el mercado influyeron en las estimaciones, mientras que en 1998, la elevada abundancia poblacional (Márquez *et al.* 2001) incrementó los errores en la lectura. Sin embargo, podría establecerse un intervalo limitado por los valores extremos, ya que no hubo diferencias significativas en las cinco temporadas restantes.

En relación con el tipo de metal, se ha recomendado el uso del inconel por su resistencia a la corrosión, a pesar de que estas marcas son más costosas que las de monel (Mrosofsky 1976, Balazs 1999). Sin embargo, el desgaste del metal debe ser mínimo en los tres meses que abarca el periodo de desove. Por otro lado, ya que la probabilidad de retención fue similar entre los años con mayor proporción de grapas de monel y aquellos en los que sólo hubo inconel, es posible concluir que la retención de la marca fue independiente de la aleación y que las grapas de monel pueden ser utilizadas con confianza en las evaluaciones de corto plazo.

La cicatriz puede servir para identificar a las hembras neófitas, puesto que fue detectada en un número elevado de organismos. Sin embargo, la confiabilidad de este indicador depende del esfuerzo invertido en la revisión, como lo muestran los organismos en los que las cicatrices se registraron hasta la segunda o tercera captura.

En otras poblaciones la proporción de marcas perdidas dentro de una temporada se encontró entre el 15 y el 50%, porcentajes superiores a los de este trabajo. Las causas más frecuentes de pérdida de las marcas en periodos cortos incluyen problemas mecánicos, como el mal funcionamiento de la grapa, y fisiológicos, tales como la necrosis tisular (Bjnordal *et al.* 1996). Sin embargo, las diferencias en el hábitat y el comportamiento reproductivo, también pueden afectar la retención de las marcas (Balazs 1999).

En este sentido, cabe mencionar que la tortuga lora es de hábitos bénticos y que presenta gran movilidad dentro del periodo de desove, ya que algunas hembras pueden desplazarse más de 100 km entre anidaciones consecutivas (Renaud *et al.* 1996). Sin embargo, es probable que retengan una mayor cantidad de marcas, porque aparentemente no se alimentan durante este periodo, nadan cerca de la superficie (Márquez 1994) y el sustrato de la costa de Tamaulipas esta constituido de arena y fango, principalmente (Barajas 1989, Pica *et al.* 1991).

La tortuga lora es la más pequeña de todas las especies, por lo que desova un menor número de veces en cada temporada, la ubicación de los nidos es más cercana a la rompiente y su profundidad es menor. Por otro lado, la anidación dura aproximadamente una hora y no se aparean entre las puestas (Márquez 1996, Márquez 1994).

En contraste, la tortuga negra (*C. agassizi*) y la verde (*C. mydas*) desovan más frecuentemente y pueden tardar varias horas en el proceso de anidación porque excavan a mayor profundidad y distancia de la rompiente. Es usual que recorran algunas decenas de metros buscando un espacio libre de vegetación. La tortuga negra también realiza salidas de reconocimiento previas al desove y forma mancuernas entre anidaciones (Alvarado & Figueroa 1991, Delgado & Alvarado 1997). Es probable que los recorridos prolongados sobre la playa y la mordedura

de los machos durante el apareamiento favorezcan la pérdida de las marcas en estas especies.

Cabe mencionar que, a pesar de que las marcas metálicas se utilizan de manera rutinaria en la mayoría de los campamentos importantes de las costas mexicanas (Márquez 1996), los experimentos de doble marcado han sido escasos (Alvarado *et al.* 1988). Esto limita el uso de la información obtenida con estos artefactos, porque cuando la pérdida de marcas es elevada, se incrementa la posibilidad de contabilizar dos veces al mismo individuo y estimar erróneamente la variable de interés.

**Agradecimientos.** La información se obtuvo mediante el programa conjunto México-EUA, desarrollado bajo la coordinación de la Secretaría del Medio Ambiente, Recursos Naturales y Pesca (SEMARNAP), por el Instituto Nacional de la Pesca, el National Marine Fisheries Service y el US Fish and Wildlife Service. El Zoológico Gladys Porter de Brownsville, el Mineral Management Service y la Cámara de la Industria Pesquera de Tampico también han colaborado y patrocinado este programa. Sin embargo, la cooperación internacional sería insuficiente sin la colaboración de los innumerables investigadores, estudiantes y voluntarios que han trabajado a lo largo de todas las temporadas de anidación.

### Literatura citada

- ALVARADO, J. & A. FIGUEROA. 1991. Comportamiento reproductivo de la tortuga negra *Chelonia agassizi*. *Ciencia y Desarrollo* 17(98):43-49
- ALVARADO, J., A. FIGUEROA & P. ALARCÓN. 1988. Black turtle project in Michoacán México: plastic vs. metal tags. *Marine Turtle Newsletter* 42:5-6.
- ALVARADO, J. & T. M. MURPHY. 1999. Nesting periodicity and interesting behavior. In: K. L. Eckert, K. A. Bjørndal, F. A. Abreu-Grobois & M. Donnelly (eds). *Research and management techniques for the conservation of sea turtles*. IUCN/SSC Marine Turtle Specialist Group Publication No. 4, pp. 115-118.
- BALAZS, G. H. 1999. Factors to consider in the tagging of sea turtles. In: K.L. Eckert, K. A. Bjørndal, F. A. Abreu-Grobois & M. Donnelly (eds.). *Research and management techniques for the conservation of sea turtles*. IUCN/SSC Marine Turtle Specialist Group Publication No. 4, pp. 110-114.
- BALAZS, G. H. 1982. Factors affecting the retention of metal tags on sea turtles. *Marine Turtle Newsletter*, 20: 11-14.
- BARAJAS, M. B. 1989. Prospección de la abundancia, distribución y diversidad de moluscos (bivalves) y su relación con factores ambientales en la costa sur del Estado de Tamaulipas, México. Tesis, Facultad de Ciencias, Universidad Nacional Autónoma de México, México, D.F., 149 p.
- BJØRNDAL, K., A. B. BOLTON, C. J. LAGUEUX & A. CHAVES. 1996. Probability of tag loss in green turtles nesting at Tortuguero, Costa Rica. *Journal of Herpetology* 30(4): 567-571.
- CHAPMAN, D. G., B. D. FINK & E. B. BENNETT. 1965. Un método para estimar la tasa del desprendimiento de marcas del atún aleta amarilla. *Boletín de la Comisión Interamericana del Atún Tropical* 10(5): 343-352.

- DELGADO, C. T. & J. ALVARADO. 1997. *Las tortugas marinas de la costa de Michoacán. Técnicas de conservación y manejo*. Ecotonia-UMSNH, Morelia, Michoacán, 48 p.
- FONTAINE, C. T., D. B. REVERA, T. D. WILLIAMS & C. W. CAILLOUET JR. 1993. Detection, verification and decoding of tags and marks in head started Kemp's ridley sea turtles, *Lepidochelys kempii*. *NOAA Technical Memorandum NMFS-SEFC- 334*. 40 p.
- FRAZER, N. B. 1983. Survivorship of adult female loggerhead sea turtles *Caretta caretta*, nesting on Little Cumberland Island, Georgia, USA. *Herpetologica* 39(4): 436-447.
- Green, D. 1976. Double tagging of green turtles in the Galapagos Islands. *Marine Turtle Newsletter* 13: 4-9.
- LIMPUS, C. J. 1992. Estimation of tag loss in marine turtle research. *Wildlife Research* 19: 457-469.
- MÁRQUEZ, M. R. 1996. *Las tortugas marinas y nuestro tiempo*. La Ciencia desde México 144. Fondo de Cultura Económica. México, D.F., 197 p.
- MÁRQUEZ, M. R. 1994. *Sinopsis de datos biológicos sobre la tortuga lora, Lepidochelys kempi (Garman, 1880)*. Sinopsis sobre la Pesca 152, Instituto Nacional de la Pesca/FAO, México, D.F., 141 p.
- MÁRQUEZ, M. R., P. BURCHFIELD, M. A. CARRASCO, M. C. JIMÉNEZ, J. DÍAZ, M. GARDUÑO, A. L. PEREDO, J. PEÑA, R. BRAVO & E. GONZÁLEZ. 2001. Update on the Kemp's ridley turtle nesting in México. *Marine Turtle Newsletter* 92: 2-4.
- MÁRQUEZ, M. R., M. C. JIMÉNEZ, M. A. CARRASCO & N. A. VILLANUEVA. 1998. Comentarios acerca de las tendencias poblacionales de las tortugas marinas del género *Lepidochelys* después de la veda total de 1990. *Océanides* 13(1):41-62.
- MÁRQUEZ, M. R., J. VASCONCELOS, J. M. SÁNCHEZ, S. SÁNCHEZ, J. DÍAZ, C. PEÑAFLORES, D. RÍOS & A. VILLANUEVA. 1990. *Manual y reglamento para la operación de campamentos tortugueros*. Instituto Nacional de la Pesca, Secretaría de Pesca, México, D.F., 67 p.
- MENDENHALL, W., D. D. WACKERLY & R. L. SCHAEFFER. 1994. *Estadística matemática con aplicaciones*, 4a. edición. Iberoamericana, México, D.F., 772 p.
- MROSOVSKY, N. 1976. The tag loss problem. *Marine Turtle Newsletter* 1: 3-4.
- MROSOVSKY, N. & S. J. SHETTLEWORTH. 1982. What double tagging studies can tell us. *Marine Turtle Newsletter* 22:11-15.
- PICA, Y. G., M. G. PONCE & M. E. BARRÓN. 1991. Golfo de México y Mar Caribe. In: G. de la Lanza (comp.). *Oceanografía de mares mexicanos*. AGT, México, D.F., pp. 3-30.
- PRITCHARD, P. C. H., P. BACON, F. BERRY, A. CARR, J. FLETMEYER, R. GALLAGHER, S. HOPKINS, R. LANKFORD, R. MÁRQUEZ, L. OGREN, W. PRINGLE, H. REICHAART & R. WITHAM. 1983. *Manual of sea turtle research and conservation techniques*. Center of Environmental Education, Washington D. C. 108 p.
- RENAUD, M. L., J. A. CARPENTER, J. A. WILLIAMS & A. M. LANDRY JR. 1996. Kemp's ridley sea turtle (*Lepidochelys kempii*) tracked by satellite telemetry from Louisiana to nesting beach at Rancho Nuevo, Tamaulipas, Mexico. *Chelonian Conservation and Biology* 2:108-109.
- SABER, G. A. F. 1982. *The estimation of animal abundance and related parameters*. Charles Griffin, Londres. 654 p.
- STATSOFT. 1995. STATISTICA for Windows. Computer program manual. StatSoft, Tulsa, Oklahoma, e-mail: [info@statsoft.com](mailto:info@statsoft.com), WEB: <http://www.statsoft.com>
- WETHERALL, J. A. 1982. Analysis of double-tagging experiments. *Fishery Bulletin* 80(4): 687-701.
- ZAR, J. H. 1996. *Biostatistical Analysis*. Prentice may, New York. 662 p.

Aceptado: 14. iii. 2002.

Recibido: 2. v. 2002.