
Diciembre 2018



INFORME TÉCNICO Nº 56

ISSN (vers. electr.): 2301-1459

ISBN (vers. electr.): 978-9974-594-41-8

Índices de abundancia para *Mustelus schmitti*, *Squatina guggenheim* y *Zearaja chilensis* en la Zona Común de Pesca Argentino-Uruguaya

Laura Paesch

DIRECCIÓN NACIONAL DE RECURSOS
ACUÁTICOS
Ministerio de Ganadería, Agricultura y Pesca
Montevideo - Uruguay



La Dirección Nacional de Recursos Acuáticos (DINARA) es un organismo dependiente del Ministerio de Ganadería, Agricultura y Pesca (MGAP), creado por la Ley 17.296, sobre la base del ex-Instituto Nacional de Pesca (INAPE), constituido de la ex-Junta Nacional de la Pesca (JUNAPE) y del ex-Servicio Oceanográfico y de Pesca (SOYP).

La DINARA es responsable de regular y promover la utilización sustentable de los recursos pesqueros y de la acuicultura mediante una pesca responsable y un procesamiento que satisfaga las normas higiénicas sanitarias y de calidad a fin de lograr el máximo provecho posible de los recursos acuáticos disponibles. Su plan estratégico es preservar los recursos y su productividad en el largo plazo dirigiendo los esfuerzos del sector de manera de contribuir a la seguridad alimentaria y a la generación de empleo e ingresos mediante actividades de pesca y acuicultura responsable tendiendo al manejo armónico del ecosistema acuático.

La JUNAPE editó su primer Informe Técnico en el año 1974, ya como INAPE al año siguiente sale el N° 2 hasta el N° 51 en el año 2000. A partir del año 2015 DINARA retoma la serie Informe Técnico.

Esta serie incluye trabajos de investigación sobre las temáticas del sector pesquero y acuícola.

MINISTERIO DE GANADERÍA, AGRICULTURA Y PESCA

MINISTRO

Enzo Benech

SUBSECRETARIO

Alberto Castelar

DIRECTOR GENERAL

Horacio Servetti

DIRECCIÓN NACIONAL DE RECURSOS ACUÁTICOS

Andrés Domingo

Director

Revisores: Alfredo Pereira, Miguel Rey, Walter Norbis

DIRECCIÓN NACIONAL DE RECURSOS ACUÁTICOS (DINARA)

Constituyente 1497, CP 11200, Montevideo, Uruguay.

Tel.: (598) 2400 4689; Fax: (598) 2401 3216; Correo electrónico: infodinara@dinara.gub.uy

<http://www.mgap.gub.uy/dinara>

Diciembre 2018



INFORME TÉCNICO Nº 56

ISSN (vers. electr.): 2301-1459
ISBN (vers. electr.): 978-9974-594-41-8

Índices de abundancia para *Mustelus schmitti*, *Squatina guggenheim* y *Zearaja chilensis* en la Zona Común de Pesca Argentino-Uruguaya

Laura Paesch

DIRECCIÓN NACIONAL DE RECURSOS
ACUÁTICOS
Ministerio de Ganadería, Agricultura y Pesca
Montevideo - Uruguay



Se autoriza la reproducción total o parcial de este documento por cualquier medio, siempre que se cite la fuente.

Acceso Libre a texto completo en el Repositorio OceanDocs:
<http://www.oceandocs.org/handle/1834/2548>

Paesch, Laura

Índices de abundancia para *Mustelus schmitti*, *Squatina guggenheim* y *Zearaja chilensis* en al Zona Común de Pesca Argentino – Uruguay. /

Laura Paesch. – Montevideo : MGAP-DINARA, 2018.

49 p.

(Informe Técnico – DINARA; N° 56)

ISSN (vers. electr.): 2301-1459

ISBN (vers. electr.): 978-9974-594-41-8

/CONDRICTIOS/ /DENSIDAD/ /CRUCEROS DE INVESTIGACIÓN/

AGRIS M42

CDD 639

Catalogación en la publicación: Lic. Aída Sogaray – Centro de Documentación y Biblioteca de la Dirección Nacional de Recursos Acuáticos.

ISSN (vers. electr.): 2301-1459

ISBN (vers. electr.): 978-9974-594-41-8

Cita bibliográfica:

Paesch, L. (2018). Índices de abundancia para *Mustelus schmitti*, *Squatina guggenheim* y *Zearaja chilensis* en al Zona Común de Pesca Argentino – Uruguay. Montevideo, MGAP-DINARA, 49 p. (*Informe Técnico – DINARA; N° 56*)

Índices de abundancia para *Mustelus schmitti*, *Squatina guggenheim* y *Zearaja chilensis* en la Zona Común de Pesca Argentino-Uruguaya

Laura Paesch¹

RESUMEN

Se estimaron índices de abundancia para el gatuzo (*Mustelus schmitti*), el angelito (*Squatina guggenheim*) y la raya picuda (*Zearaja chilensis*) a través de modelos lineales generalizados (MLG) y modelos lineales generalizados mixtos (MLGM). Se utilizó la información obtenida en campañas de investigación realizadas en el período 1992-2012 dentro de la Zona Común de Pesca Argentino Uruguay. El índice de gatuzo mostró una tendencia decreciente de la abundancia en el período considerado. En el caso de angelito y raya picuda no se registró una tendencia. Se sugiere incorporar a los modelos otras variables explicativas como la época del año, la estructura de tallas y el estado reproductivo de la fracción capturada y analizar si disminuye el porcentaje de varianza no explicada por los modelos.

Palabras clave: condricios, densidad, cruceros de investigación

SUMMARY

Abundance indices for narrownose smoothhound (*Mustelus schmitti*), angel shark (*Squatina guggenheim*) and yellownose skate (*Zearaja chilensis*) were estimated through generalized linear models (GLM) and generalized linear mixed models (GLMM). The information obtained in surveys carried out in the period 1992-2012 within Argentinean Uruguayan Common Fishing Zone was used. The narrownose smoothhound index showed a decrease in abundance in the period. In the case of the angel shark and the yellownose skate, no trend was recorded. It is suggested to incorporate other explanatory variables into the models such as the season, the size structure and reproductive status of the captured fraction and to analyze if the percentage of variance not explained by the models decrease.

Key words: chondrichthyans, density, research surveys

¹ Dirección Nacional de Recursos Acuáticos. Constituyente 1497. Montevideo, Uruguay. lpaesch@dinara.gub.uy

INTRODUCCIÓN

Comúnmente los índices de abundancia son estimados utilizando los datos de captura-esfuerzo reportados por la pesca comercial, la cual centra su actividad inevitablemente en áreas de alta densidad de la población objeto de pesca. En las campañas de investigación de pesca al arrastre sin embargo, se capturan peces utilizando un buque y un arte de pesca estándar, con un tiempo de arrastre también estandarizado y un diseño de muestro al azar, que permiten definir un índice de abundancia alternativo y obtener estimaciones más precisas de los mismos (Chen et al, 2004).

Los modelos usados para la evaluación de recursos pesqueros requieren información sobre la abundancia anual de los mismos. Los Modelos Lineales Generalizados (MLG) son comúnmente utilizados para obtener índices de abundancia estandarizados dado que permiten modelar la variable dependiente, relacionada a la abundancia (captura por unidad de esfuerzo, densidad, etc), considerando diversas variables explicativas que aportan a la variabilidad del índice y que permiten eliminar la variación que no está relacionada con la abundancia (Maunder & Punt, 2004).

Cuando los datos disponibles tienen algún tipo de estructura jerárquica, los modelos lineales generalizados mixtos (MLGM) permiten tener coeficientes fijos, aquellos cuyos niveles son informativos y reflejan el efecto de las variables de efecto fijo sobre la media estimada) y coeficientes aleatorios, aquellos cuyos niveles son sólo una realización de todos los posibles niveles procedentes de una población y que tienen influencia sobre la varianza de la media estimada (Cayuela, 2011).

Los tiburones gatuzo (*Mustelus schmitti*) y angelito (*Squatina guggenheim*) y la raya picuda (*Zearaja chilensis*) son especies frecuentemente desembarcadas por la flota pesquera costera y de altura, respectivamente. En este documento se presentan series de índices de abundancia estimados para el gatuzo y el angelito en primavera y para la raya picuda en otoño, a partir de datos de campañas de investigación realizadas por el B/I “Aldebarán” dentro de la Zona Común de Pesca Argentino Uruguayo (ZCPAU), aplicando los dos tipos de modelos: MLG y MLGM, con el fin de proporcionar un insumo para los modelos de evaluación que se aplican en estas especies.

METODOLOGÍA

Para la estimación de los índices de gatuzo y angelito se utilizó la información proveniente de 11 campañas de evaluación de recursos costeros cuya especie objetivo es la corvina (*Micropogonias furnieri*), realizadas en primavera (octubre, noviembre y diciembre) entre los años 1992 y 2012 y para la estimación del índice de la raya picuda, la información de 9 campañas de evaluación de recursos de altura cuya especie objetivo es la merluza (*Merluccius hubbsi*), realizadas en otoño (abril, mayo y junio) entre los años 1994 y 2011, realizadas a bordo del B/I Aldebarán dentro de la ZCPAU.

El diseño de muestreo utilizado en todas las campañas costeras y de altura (Figura 1) fue estratificado al azar. En todos los casos se empleó una red de arrastre de fondo tipo “Engel” 472/160 de 53 m de relinga superior y 60 m de relinga inferior, copo de 5 m de largo sin sobrepaña y malleros de 100 mm, con túnel de 60 mm, utilizándose portones

polivalentes "Morgere" de 750 kg. Todos los lances tuvieron una duración estándar de media hora y una velocidad de arrastre promedio de 3.5 nudos.

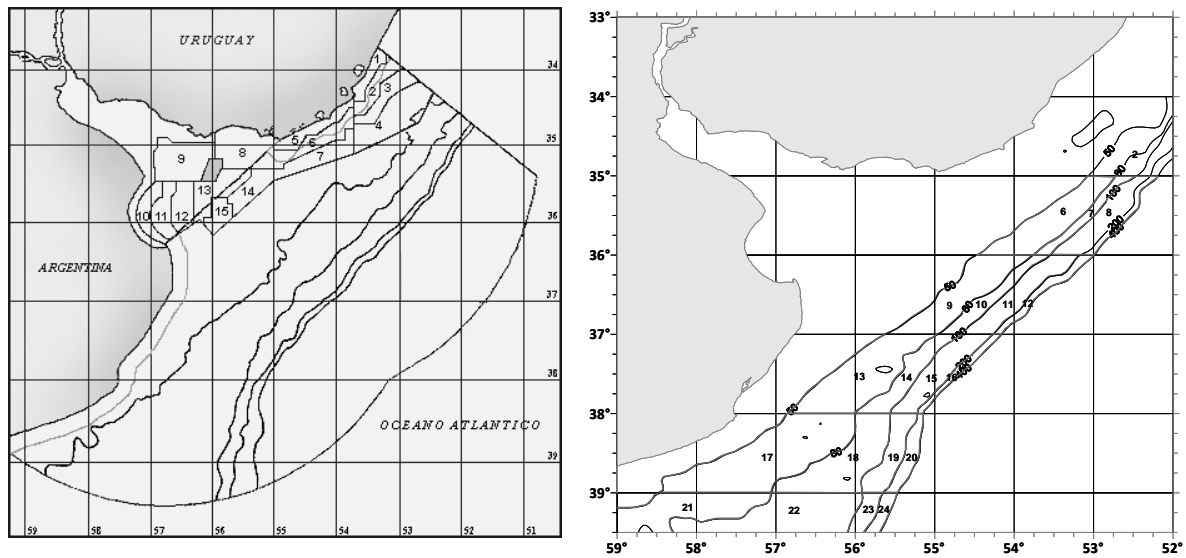


Figura 1. Estratos utilizados en las campañas de evaluación de recursos costeros (a) y de altura (b).

La densidad D (t/mn^2) de cada especie se calculó según la fórmula $D = C/a$; donde C la captura en cada lance y a el área barrida por la red. El área barrida se calculó según la fórmula $a = ap*v*t/1852$, siendo ap la apertura horizontal de la red, v la velocidad de arrastre, t el tiempo de arrastre y 1852 el valor en metros de una milla náutica.

Tomando en cuenta que muchas especies, especialmente las no objetivo (o de captura incidental), tienen una alta proporción de capturas cero, la densidad media anual se estimó a partir de un modelo lineal generalizado (MLG) utilizando la aproximación Delta (Campbell, 2015). El método Delta se compone de dos modelos independientes, un modelo lognormal que utiliza las capturas positivas para estimar la densidad media y un modelo binomial que utiliza todos los datos, a los efectos de estimar la probabilidad de obtener una captura positiva. Se utilizaron las funciones de enlace de identidad y logit para los modelos lognormal y binomial, respectivamente. Antes del ajuste de los modelos se exploró la correlación de las variables mediante el coeficiente de correlación de Pearson, utilizando sólo aquellas que presentaron correlaciones <0.7 y valores de inflación de varianza >3 (Zuur et al, 2010).

Las variables explicativas utilizadas para los modelos logarítmico y binomial fueron el año, el estrato, la profundidad, la temperatura de fondo y la salinidad de fondo. Se partió del modelo completo que incluyó todas las variables:

$$MLG = \mu + \text{Año} + \text{Estrato} + \text{Profundidad} + \text{Temperatura fondo} + \text{Salinidad fondo} + \epsilon$$

Este modelo se fue reduciendo eliminando secuencialmente los términos menos significativos. La significación de cada variable ($p \leq 0.05$) se evaluó con el test de χ^2 . No obstante, a modo de control de la decisión, también se tuvieron en cuenta los valores del criterio de información de Akaike (AIC), delta AIC y a la estructura de los residuos

de cada modelo (Zuur et al, 2010). Los valores de desviación para ambos componentes del Modelo Delta permitieron conocer el porcentaje aportado por cada variable explicativa.

En todos los casos, para la estimación de la densidad media y de la proporción media se partió de modelos que no contenían interacciones, siguiendo el criterio de Campbell (2015) y Hernández et al. (2015). Estos autores plantean que la falta de observaciones para combinaciones año:estrato, imposibilita la estimación del término de interacción para esas combinaciones (Tablas 1 y 2).

Tabla 1. Número de lances realizados en cada estrato en cada campaña (año) de evaluación de recursos costeros realizadas en primavera.

año/estrato	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1992	3	4	4	8	4	5	6	7	7	3	4	4	5	3	3
1993	3	4	4	9	4	5	5	7	7	3	4	4	5	5	3
1994	3	4	3	9	4	4	5	7	5	3	3	4	5	5	3
1995	3	4	5	6	5	4	4	9	6	3	2	5	3	4	2
2001	2	4	5	6	5	4	4	9	3	-	-	-	-	-	-
2002	4	3	4	6	4	5	4	6	6	3	4	2	6	-	-
2006	3	4	4	6	4	5	4	6	6	3	3	4	2	2	3
2007	4	3	4	7	4	5	4	6	6	3	4	4	3	-	1
2008	6	2	4	6	4	6	4	4	6	1	4	3	-	-	-
2011	4	4	5	3	6	5	6	8	6	2	4	2	-	4	-
2012	3	2	4	3	4	4	4	8	4	2	3	3	5	-	-

Tabla 2. Número de lances realizados en cada estrato en cada campaña (año) de evaluación de recursos de altura realizadas en otoño.

año/estrato	2	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
1994	5	9	3	4	10	5	6	2	5	-	5	2	3	3	3	1	2	2	2	2
1995	6	10	2	3	10	5	8	-	4	1	7	1	4	4	4	2	2	2	2	2
1999	-	1	-	4	2	2	4	2	4	2	4	-	11	1	-	-	-	-	-	-
2000	-	-	-	-	9	6	4	3	4	3	5	-	10	1	-	-	1	-	-	-
2006	3	6	3	4	3	3	7	2	1	2	7	1	-	1	-	-	-	-	-	-
2007	6	8	3	4	6	3	5	4	6	3	8	1	3	4	5	2	3	3	2	1
2008	5	9	2	7	6	3	7	3	5	4	10	3	8	1	4	3	2	5	1	3
2010	-	7	3	7	11	2	7	3	1	4	5	2	-	-	-	-	-	-	-	-
2011	-	7	3	7	9	2	9	1	5	3	6	1	1	-	-	-	-	-	-	-

A partir de los valores estimados de densidad media y proporción media se calculó el índice de abundancia relativa para cada año como el producto de ambos valores (Lo et al, 1992) y sus intervalos de confianza. Como resultado se presentan los intervalos de confianza obtenidos a partir de bootstrapping (Efron 1982) (también se dispone del estimado clásico y del estimado a través de la función LSmeans, no presentado en este documento).

Los resultados obtenidos ajustando un MLG se compararon con los obtenidos ajustando un Modelo Lineal Generalizado Mixto MLGM (Zuur et al, 2009), aplicando los mismos criterios que para los MLG. Los MLGM permiten considerar variables explicativas de

efecto fijo que tienen influencia en la media de la variable de respuesta y variables de efecto aleatorio, que tienen influencia en la varianza de la media estimada. En este caso, la profundidad, la temperatura de fondo y la salinidad de fondo fueron tratadas como variables de efecto fijo y mientras que el año (que refleja la variabilidad temporal) y el estrato (que refleja la variabilidad espacial) como efectos aleatorios cruzados (esto es, no correlacionados). Para evaluar la bondad de ajuste de los modelos seleccionados, se calcularon los valores de R marginal y condicional para MLGM (Nakagawa & Schielzeth, 2013), donde R marginal y condicional corresponden al porcentaje de desviación explicada solamente por los efectos fijos (R_c) y por ambos efectos fijos y aleatorios (modelo entero, R_m). Los análisis se realizaron utilizando el software R (R Development Core Team, 2014).

RESULTADOS

1. Gatuza - *Mustelus schmitti*

Si bien durante el período de estudio no se dispuso de campañas de investigación para todos los años, se observó que la densidad total de gatuza en primavera disminuyó (Tabla 3).

Tabla 3. Densidad total (t/mn^2) de gatuza en primavera para el período 1992-2012.

Año	N Lances	Densidad
1992	70	170.8
1993	72	345.0
1994	67	114.7
1995	65	101.7
2001	42	42.7
2002	57	34.3
2006	59	29.2
2007	58	33.6
2008	50	10.9
2011	59	21.0
2012	49	10.7

El efecto de la transformación logarítmica permitió obtener una distribución normalizada de los valores de la densidad observada (Figura 2).

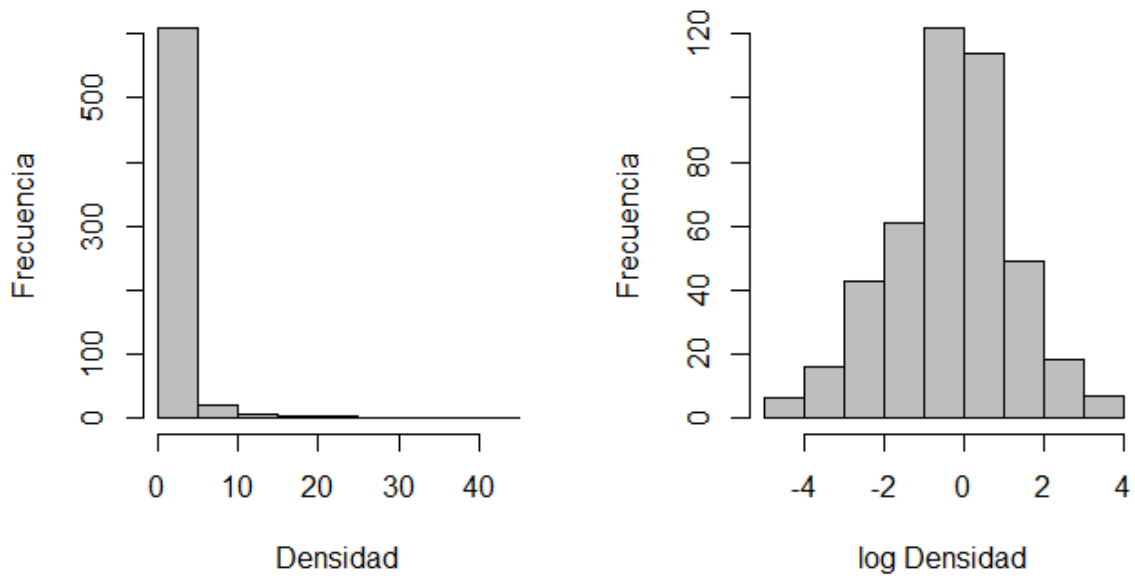


Figura 2. Distribución de la densidad (t/mn^2) (izquierda) y densidad transformada (derecha).

Se observó una tendencia descendente de la densidad durante el período considerado (Figura 3). Las densidades mayores se registraron en los estratos ubicados más hacia el este (1 a 4 y 7) y en el frente oceánico del Río de la Plata (14 y 15) (Figura 3, ver ubicación de estratos en Figura 1a).

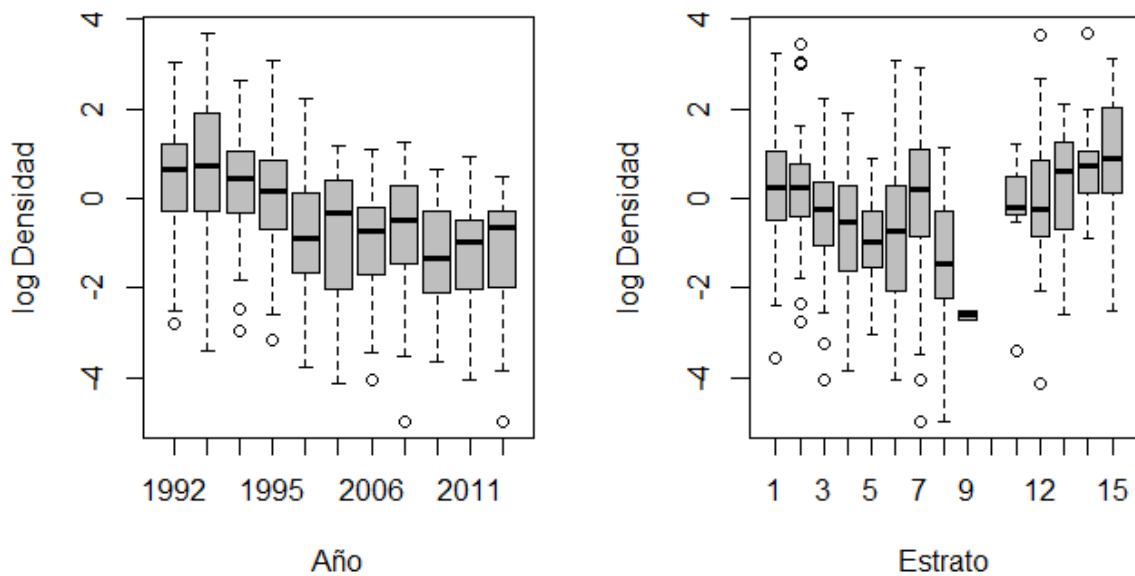


Figura 3. Diagrama de cajas del logaritmo de la densidad de gatuzo por año (izquierda) y estrato (derecha).

El 67.3% (436 lances) de un total de 648 observaciones registradas en el período 1992-2012 fueron positivas (Tabla 4, Figura 4).

Tabla 4. Número de lances con captura (+) y sin captura (0) de gatuzo en el período 1992-2012.

Año	Lances +	Lances 0	% Lances +
1992	53	17	76
1993	56	16	78
1994	50	17	75
1995	47	18	72
2001	35	7	83
2002	35	22	61
2006	44	15	75
2007	36	22	62
2008	22	28	44
2011	38	21	64
2012	20	29	41

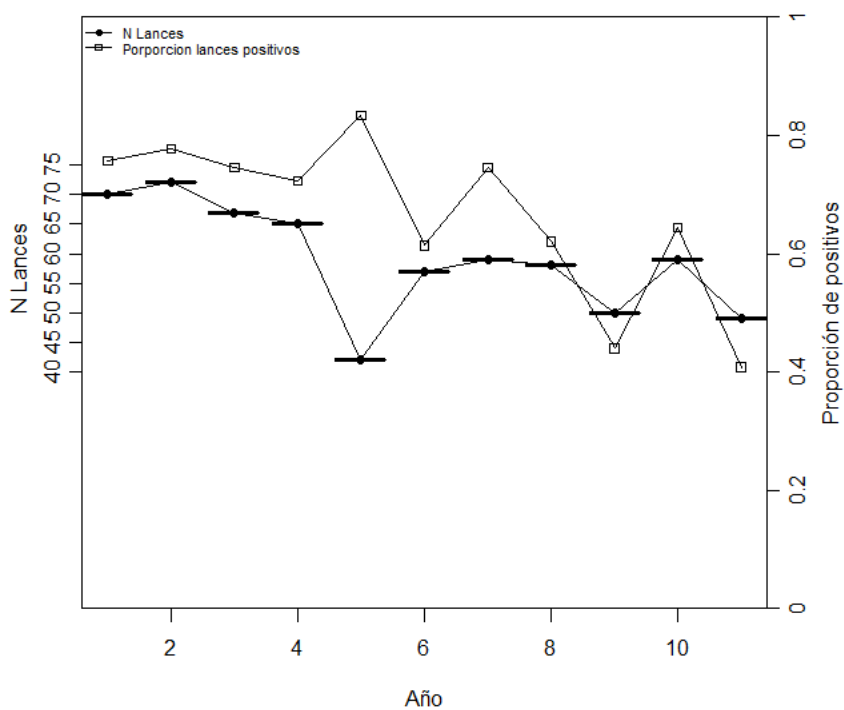


Figura 4. Número de lances por año y proporción de lances positivos para gatuzo.

En los estratos ubicados en la costa atlántica uruguayo (4 a 8, ver ubicación en Figura 1a) se registró un mayor número de lances con captura de gatuzo. La presencia de la especie aumentó conforme aumentó la salinidad. En el resto de las variables no se observó ninguna relación (Figura 5).

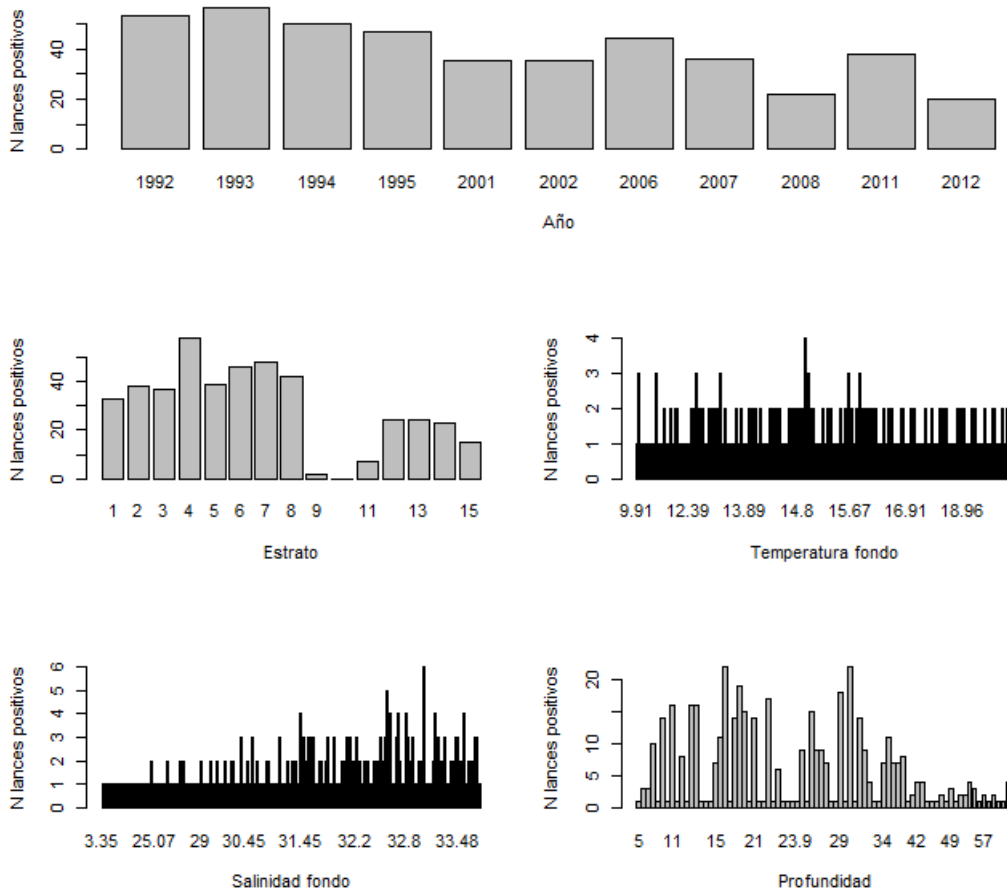


Figura 5. Número de lances positivos en función de las variables explicativas utilizadas en los modelos.

1.1 Serie de abundancia estandarizada obtenida para gatuzo a partir del MLG

El modelo binomial final fue:

Proporción \sim Año + Estrato + Salinidad fondo

Este modelo explicó un 53% de la varianza total ($R=0.53$) y el mayor % de desviación (82.61%) lo explicó el estrato (Tabla 5).

El modelo lognormal final fue:

Densidad \sim Año + Estrato + Salinidad fondo + Temperatura fondo

Este modelo explicó un 40% de la varianza total ($R=0.40$) y el mayor % de desviación (58.35%) lo explicó el año (Tabla 5). La estructura de los residuales del modelo indicó un buen ajuste (Figura 6).

Tabla 5. Análisis de desviación de los modelos binomial y lognormal finales para el gatuzo.

Modelo binomial	Grados libertad	Devianza	Grados libertad	Devianza Residual	Pr(>Chi)	% Devianza explicada
Nulo	NA	NA	647	819.26	NA	NA
Año	10	43.33	637	775.93	4.34E-06	10.07
Estrato	14	355.38	623	420.55	3.06E-67	82.61
Salinidad fondo	1	31.48	622	389.07	2.02E-08	7.32
Modelo lognormal	Grados libertad	Devianza	Grados libertad	Devianza Residual	Pr(>Chi)	% Devianza explicada
Nulo	NA	NA	435	1006.09	NA	NA
Año	10	233.45	425	772.63	8.63E-29	58.35
Estrato	13	154.63	412	617.99	2.11E-16	38.65
Salinidad fondo	1	5.72	411	612.27	4.90E-02	1.43
Temperatura fondo	1	6.23	410	606.04	4.00E-02	1.58

Si bien la salinidad de fondo y la temperatura de fondo obtuvieron bajo porcentaje de la desviación explicada, los modelos lognormales sin estas variables presentaron diferencias significativas con el seleccionado y mayores valores de AIC.

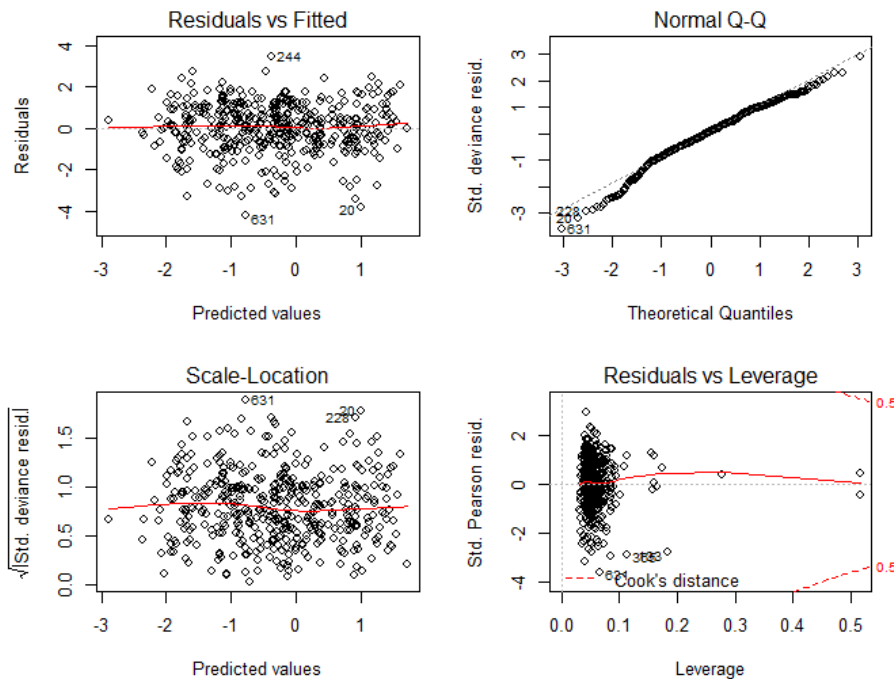


Figura 6. Residuales del modelo lognormal final de la densidad de gatuso.

La serie del índice estandarizado para gatuso (Tabla 6) mostró una tendencia decreciente y el valor mayor correspondió al año 1993.

Tabla 6. Densidad media anual estandarizada de gatuso obtenida por el MLG (IC inf e IC sup indican los intervalos de confianza inferior y superior).

Año	Índice	Varianza	IC inf	IC sup
1992	1.4	1.1	0.3	4.1
1993	2.0	2.0	0.4	5.0
1994	1.2	0.7	0.2	2.9
1995	0.9	0.5	0.3	2.6
2001	0.5	0.1	0.2	1.1
2002	0.3	0.1	0.1	1.0
2006	0.3	0.1	0.1	0.9
2007	0.4	0.1	0.2	1.0
2008	0.1	0.0	0.1	0.6
2011	0.2	0.0	0.1	0.7
2012	0.1	0.0	0.1	0.5

1.2 Serie de abundancia estandarizada obtenida para gatufo a partir del MLGM

El modelo binomial mixto final fue:

Proporción \sim salinidad fondo + (1|año) +(1|estrato)

La variación espacial de la proporción media estimada fue tres veces mayor (entre estratos, 27.3% de la varianza de los efectos aleatorios) que la temporal (año 9.3%), mientras que la varianza no explicada por el modelo fue de 63.3%. La desviación explicada por los efectos fijos ($R_m=0.12$) fue menor que la explicada por ambos efectos (fijos y aleatorios, $R_c=0.44$).

El modelo lognormal mixto final fue:

Densidad \sim temperatura fondo +salinidad fondo+(1|año) +(1|estrato)

La variación espacial de la densidad media estimada fue la mitad (entre estratos, 14.2% de la varianza de los efectos aleatorios) que la temporal (año 25.2%), mientras que la varianza no explicada por el modelo fue de 65.2%. La desviación explicada por los efectos fijos ($R_m=0.02$) fue menor que la explicada por el modelo entero (ambos efectos fijos y aleatorios, $R_c=0.41$). Los residuales del modelo lognormal no presentaron tendencia (Figura 7).

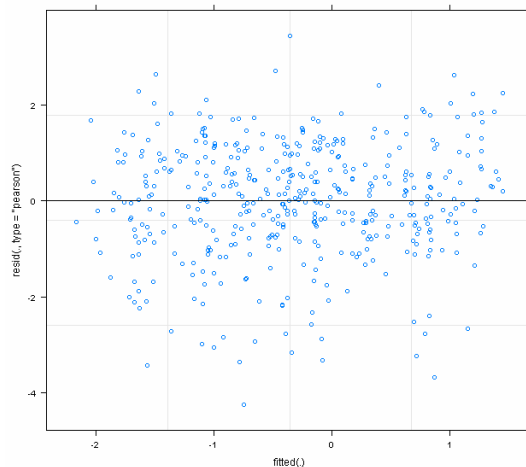


Figura 7. Residuales del modelo lognormal mixto de la densidad de gatufo.

La serie estandarizada obtenida a partir de MLGM (Tabla 7) fue similar a la obtenida por MLG y mostró también una tendencia descendente (Figura 8).

Tabla 7. Densidad media anual estandarizada de gatuзо obtenida por MLGM (IC inf e IC sup indican los intervalos de confianza inferior y superior).

Año	Índice	Varianza	IC inf	IC sup
1992	1.29	0.8	0.4	3.2
1993	3.01	2.7	0.9	4.3
1994	0.68	0.4	0.5	2.5
1995	0.51	0.2	0.4	2.3
2001	0.05	0.0	0.2	1.1
2002	0.03	0.0	0.2	1.1
2006	0.03	0.0	0.2	0.8
2007	0.04	0.0	0.2	1.0
2008	0.01	0.0	0.1	0.7
2011	0.01	0.0	0.1	0.7
2012	0.01	0.0	0.1	0.6

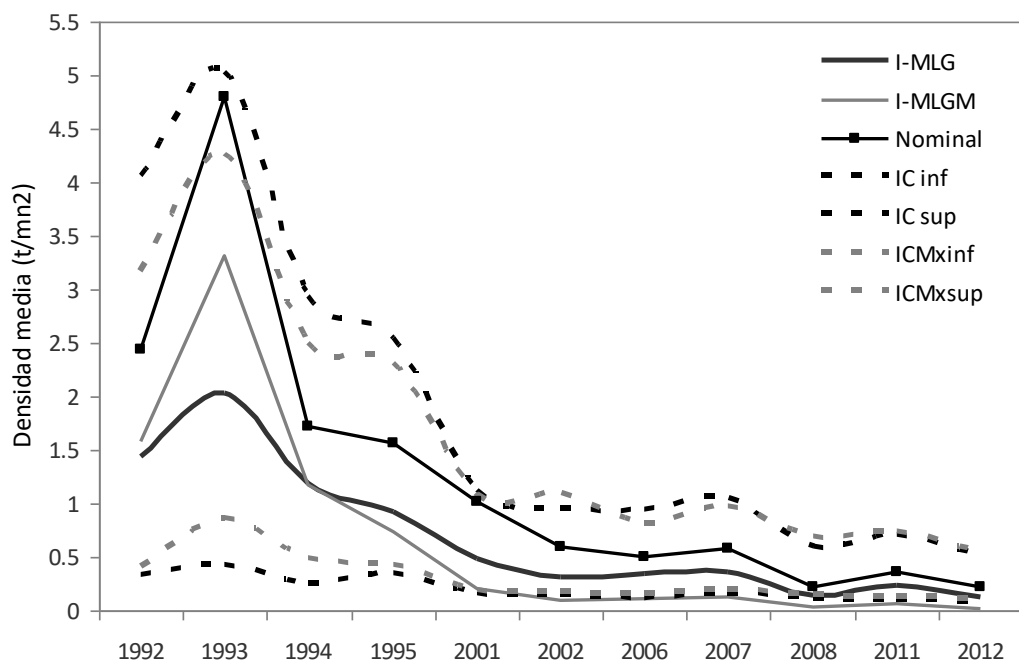


Figura 8. Series de abundancia (densidad) estimadas para gatuзо por MLG y MLGM (I = índice, IC = intervalo de confianza, Mx = modelo mixto).

2. Angelito - *Squatina guggenheim*

La densidad total de angelito fue variable en el período considerado (Tabla 8).

Tabla 8. Densidad total (t/mn^2) de angelito en primavera para el período 1992-2012.

Año	N lances	Densidad
1992	70	32.3
1993	72	58.4
1994	67	45.6
1995	65	48.8
2001	42	31.0
2002	57	29.4
2006	59	43.3
2007	58	45.9
2008	50	23.9
2011	59	37.2
2012	49	19.7

El efecto de la transformación logarítmica permitió obtener una distribución normalizada de los valores de la densidad observada (Figura 9).

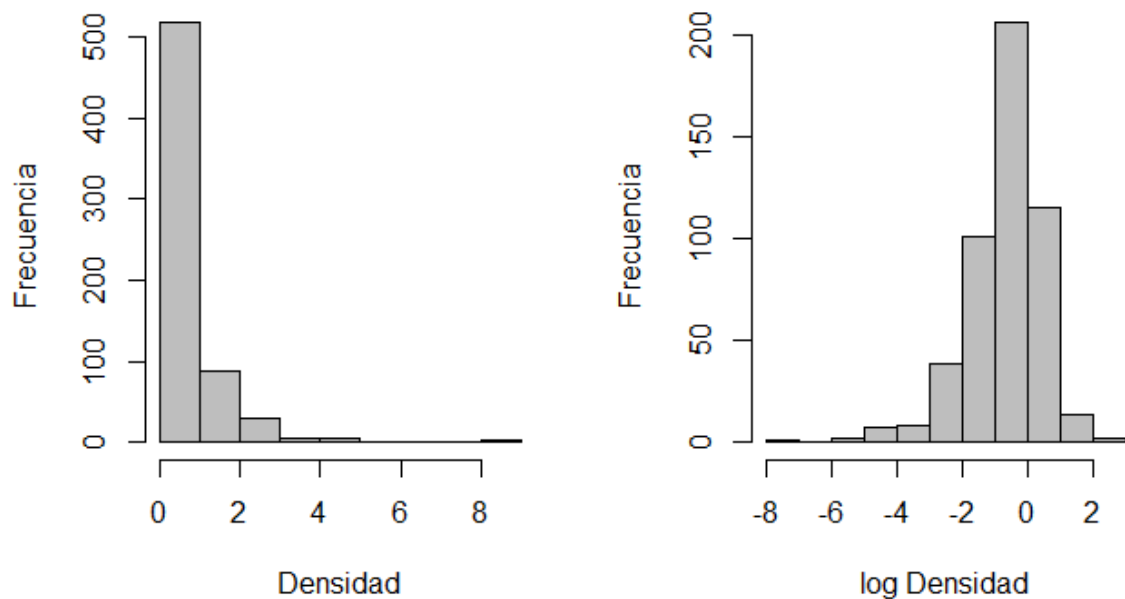


Figura 9. Distribución de la densidad (t/mn^2) (izquierda) y densidad transformada (derecha) de angelito.

No se registró una tendencia en la distribución de la densidad en el tiempo, y especialmente los estratos de la costa este (1 a 7) presentaron valores mayores (Figura 10, ver ubicación en Figura 1a).

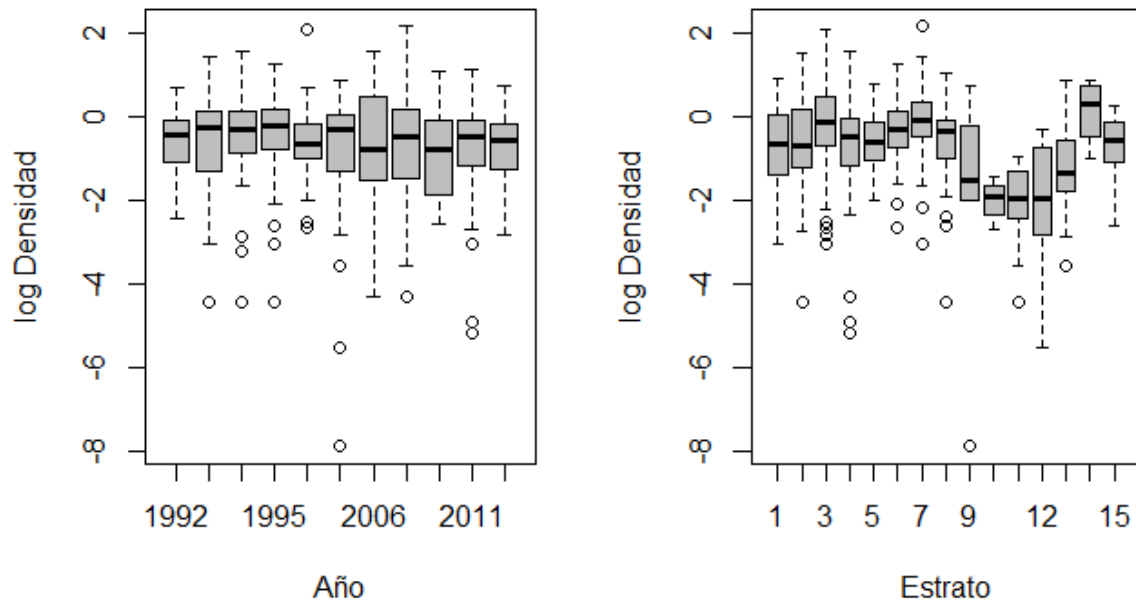


Figura 10. Diagrama de cajas del logaritmo de la densidad de angelito por año (izquierda) y estrato (derecha).

El 76.4% (495 lances) de un total de 648 observaciones registradas en el período considerado fueron positivas (Tabla 9, Figura 11).

Tabla 9. Número de lances con captura (+) y sin captura (0) para angelito en el período 1992-2012.

Año	Lances +	Lances 0	% Lances +
1992	49	21	70
1993	59	13	82
1994	49	18	73
1995	51	14	78
2001	35	7	83
2002	40	17	70
2006	46	13	78
2007	47	11	81
2008	38	12	76
2011	49	10	83
2012	32	17	65

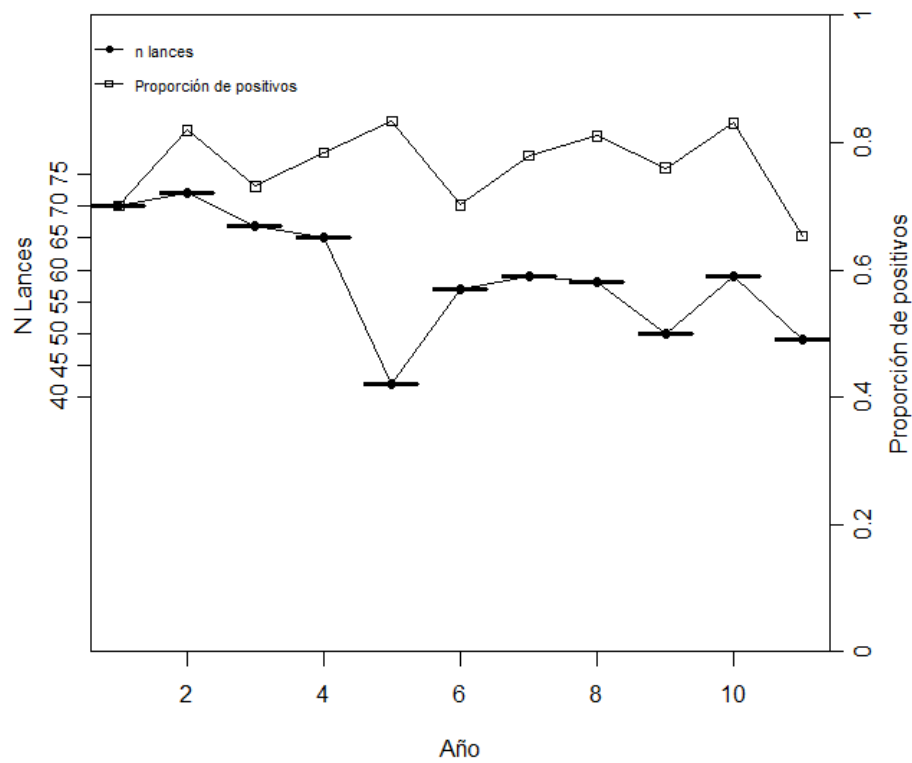


Figura 11. Número de lances por año y proporción de lances positivos para angelito.

Los estratos ubicados en la costa atlántica uruguaya registraron mayor porcentaje de lances con captura de angelito (4 a 8, ver ubicación en Figura 1a), donde la salinidad es mayor. No se observó ninguna relación para el resto de las variables (Figura 12).

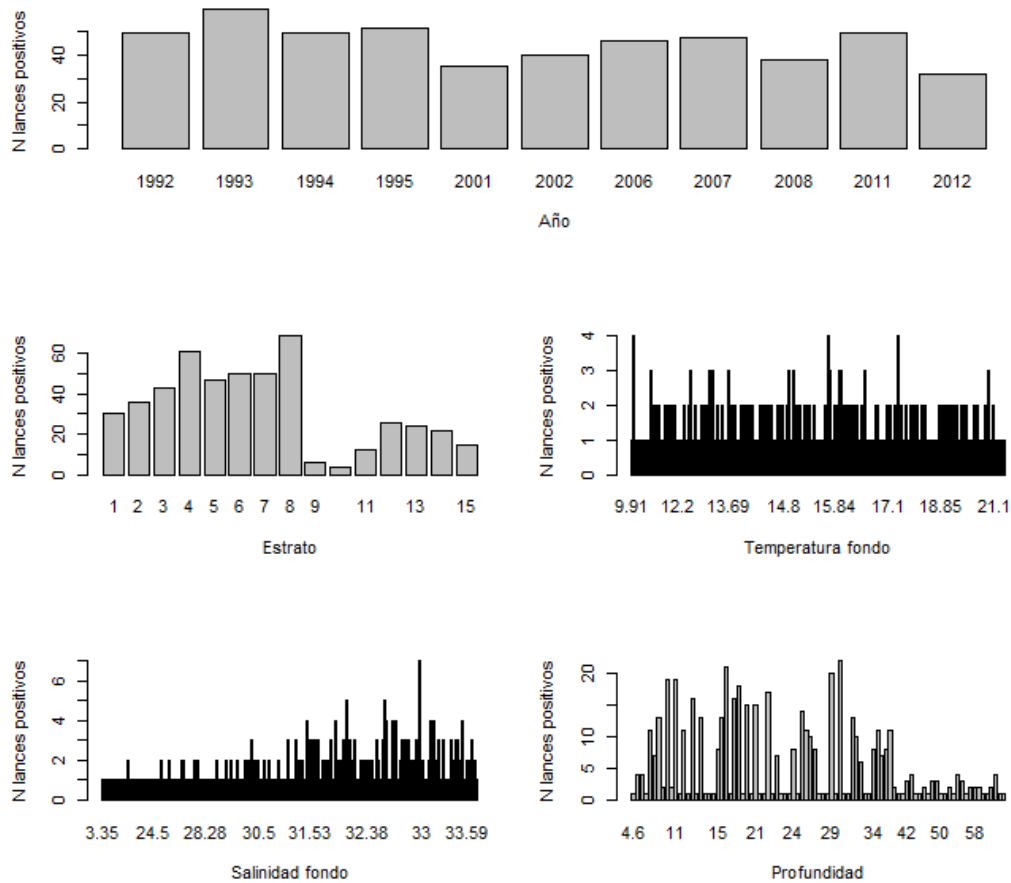


Figura 12. Número de lances positivos para angelito en función de las variables explicativas utilizadas en los modelos.

2.1 Serie de abundancia estandarizada obtenida para angelito a partir del MLG

El modelo binomial final fue:

Proporción \sim Año + Estrato + Salinidad fondo

Este modelo explicó un 49% de la varianza total ($R=0.49$) y el mayor % de desviación lo explicó el estrato (91.03%) (Tabla 13).

El modelo lognormal final fue:

Densidad \sim Año + Estrato + Salinidad fondo + Temperatura fondo

Este modelo explicó un 24% de la varianza total ($R=0.24$) y el mayor % de desviación lo explicó el estrato (86.31%) (Tabla 13). Los residuales del modelo no mostraron una tendencia definida (Figura 13).

Tabla 13. Análisis de desviación de los modelos binomial y lognormal finales para angelito.

Modelo binomial	Grados libertad	Devianza	Grados libertad	Devianza Residual	Pr(>Chi)	%devianza explicada
Nulo	NA	NA	647	708.34	NA	NA
año	10	11.15	637	697.18	3.46E-01	3.20
estrato	14	316.76	623	380.42	3.75E-59	91.03
sal.fon	1	20.07	622	360.35	7.45E-06	5.77
Modelo Lognormal	Grados libertad	Devianza	Grados libertad	Devianza Residual	Pr(>Chi)	%devianza explicada
Nulo	NA	NA	494	671.07	NA	NA
año	10	12.58	484	658.49	3.16E-01	7.78
estrato	14	139.48	470	519.00	1.59E-20	86.31
tem.fon	1	1.32	469	517.68	2.70E-01	0.82
sal.fon	1	8.22	468	509.46	6.00E-03	5.09

Si bien la temperatura de fondo no alcanzó al 1% de la desviación explicada, el modelo sin esta variable presentó diferencias significativas con el seleccionado y tuvo un mayor valor de AIC y un menor valor de R.

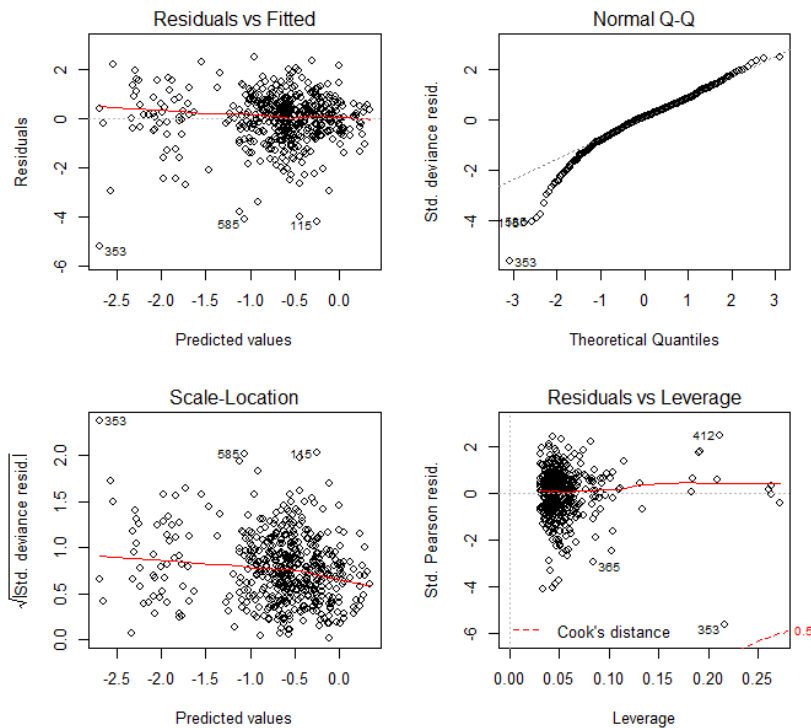


Figura 13. Residuales del modelo lognormal final para angelito.

El índice estandarizado obtenido para cada año varió entre 0.3 y 0.6 (Tabla 14).

Tabla 14. Densidad media anual estandarizada de angelito obtenida por MLG.

Año	Indice	Varianza	IC inf	IC sup
1992	0.4	0.1	0.1	1.2
1993	0.6	0.1	0.1	1.7
1994	0.5	0.1	0.1	1.3
1995	0.6	0.1	0.1	1.2
2001	0.5	0.0	0.3	1.0
2002	0.3	0.0	0.1	0.8
2006	0.4	0.1	0.1	1.1
2007	0.5	0.1	0.1	1.2
2008	0.3	0.0	0.1	1.0
2011	0.4	0.1	0.1	1.0
2012	0.3	0.0	0.1	1.0

2.2 Serie de abundancia estandarizada obtenida para angelito a partir del MLGM

El modelo binomial mixto final fue

Proporción ~ Salinidad fondo +(1|año) +(1|estrato)

La variación espacial de la proporción media estimada fue 70 veces mayor (entre estratos, 27.6% de la varianza de los efectos aleatorios) que la temporal (año 0.4%), mientras que la varianza no explicada por el modelo fue de 72.9%. La desviación explicada por los efectos fijos ($R_m=0.15$), fue menor que la explicada por ambos efectos (fijos y aleatorios, $R_c=0.39$).

El modelo lognormal mixto final fue

Densidad~ Salinidad fondo +(1|año) +(1|estrato)

La variación espacial de la densidad media estimada fue 10 veces mayor (entre estratos, 12.4% de la varianza de los efectos aleatorios) que la temporal (año 1.24%), mientras que la varianza no explicada por el modelo fue de 86.4%. La desviación explicada por los efectos fijos ($R_m=0.05$) fue menor que la explicada por el modelo entero (ambos efectos fijos y aleatorios, $R_c=0.18$). Los residuales del modelo no mostraron ninguna tendencia (Figura 14)

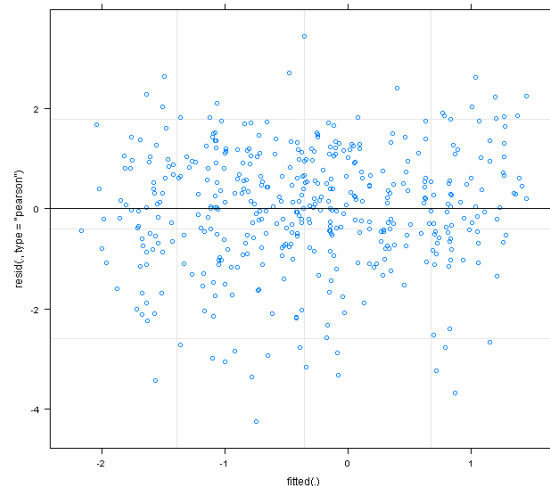


Figura 14. Residuales del modelo lognormal mixto final de angelito.

El índice obtenido para cada año varió entre 0.3 y 0.5 (Tabla 15) y los valores obtenidos del índice obtenido por los MLGM fueron similares a los obtenidos por los MLG (Figura 15).

Tabla 15. Densidad media anual estandarizada de angelito obtenida por MLGM (IC inf e IC sup indican los intervalos de confianza inferior y superior).

Año	Índice	Varianza	IC inf	IC sup
1992	0.4	0.1	0.1	0.9
1993	0.5	0.1	0.1	1.0
1994	0.4	0.1	0.2	1.0
1995	0.5	0.1	0.2	1.0
2001	0.5	0.0	0.3	0.8
2002	0.3	0.0	0.1	0.7
2006	0.5	0.0	0.2	1.0
2007	0.4	0.1	0.2	0.8
2008	0.4	0.0	0.2	0.8
2011	0.5	0.0	0.1	0.8
2012	0.4	0.0	0.2	0.8

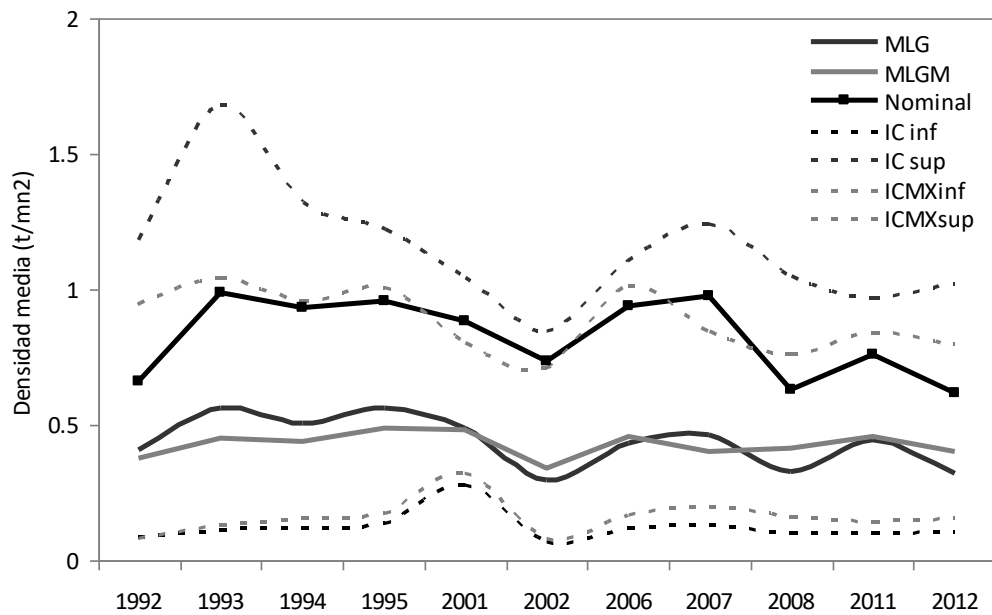


Figura 15. Series de abundancia (densidad) estimadas para angelito por MLG y MLGM (I = índice, IC = intervalo de confianza, Mx = modelo mixto).

3. Raya picuda - *Zearaja chilensis*

La densidad total de raya picuda fue variable en el período considerado (Tabla 16).

Tabla 16. Densidad total (t/mn^2) de raya picuda en otoño en el período 1994-2011.

Año	N lances	Densidad
1994	74	40.2
1995	79	14.5
1999	37	8.7
2000	46	19.9
2006	43	18.9
2007	80	24.5
2008	75	19.3
2010	52	15.9
2011	53	35.7

El efecto de la transformación logarítmica permitió obtener una distribución normalizada de los valores de la densidad observada (Figura 16).

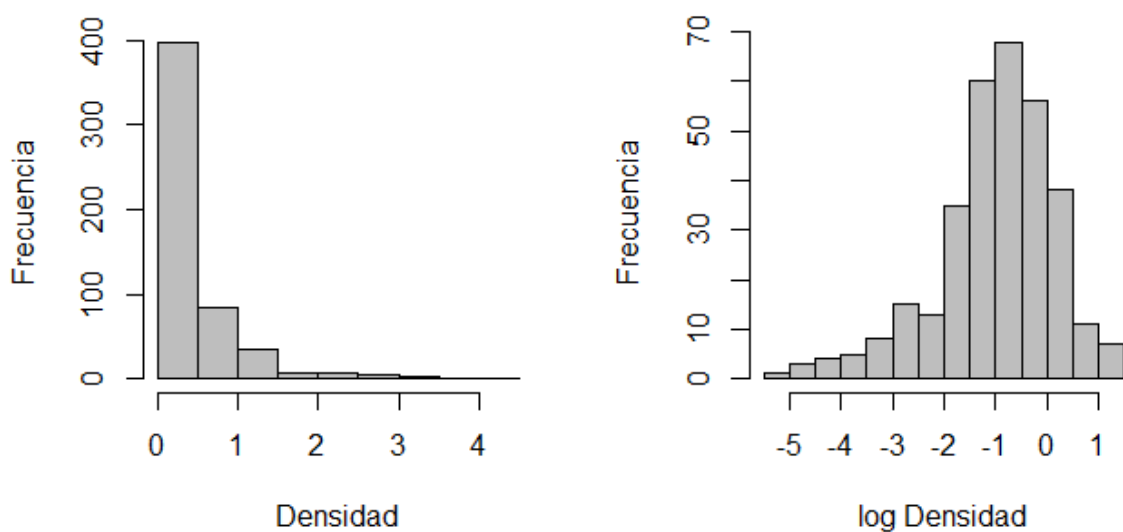


Figura 16. Distribución de la densidad (t/mn^2) (izquierda) y densidad transformada (derecha) de raya picuda.

La raya picuda presentó una alta variabilidad espacial y temporal de la densidad (Figura 17).

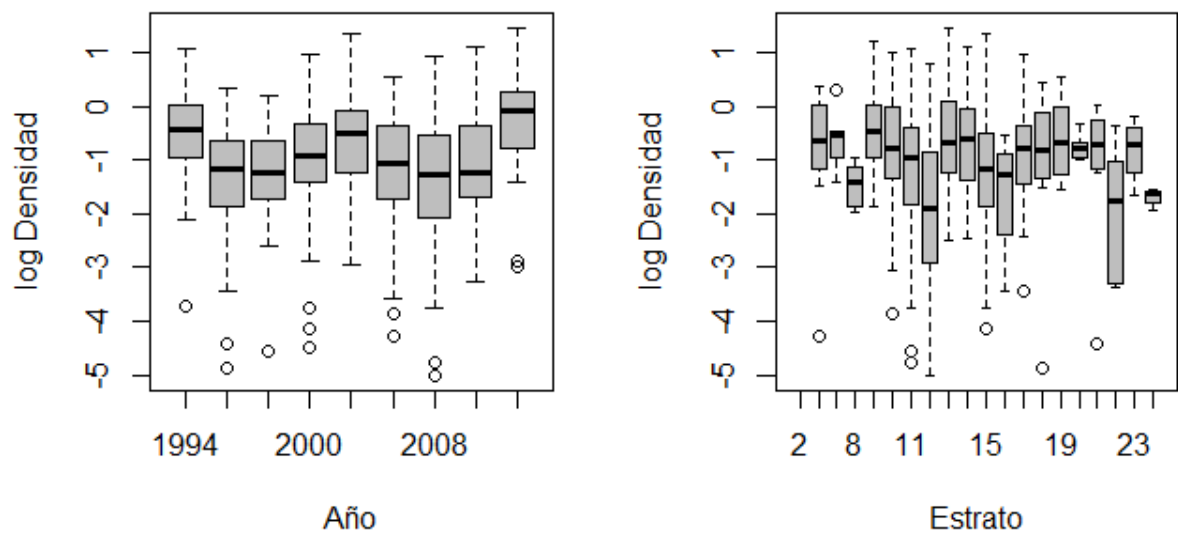


Figura 17. Diagrama de cajas del logaritmo de la densidad total de raya picuda por año (izquierda) y estrato (derecha).

El 60.1% (324 lances) de un total de 539 observaciones registradas en el período considerado fueron positivas (Tabla 17, Figura 18)

Tabla 17. Número de lances con captura (+) y sin captura (0) para la raya picuda en el período 1994-2011.

Año	Lances +	Lances 0	% Lances +
1994	51	23	69
1995	41	38	52
1999	23	14	62
2000	34	12	74
2006	25	18	58
2007	51	29	64
2008	40	35	53
2010	29	23	56
2011	30	23	57

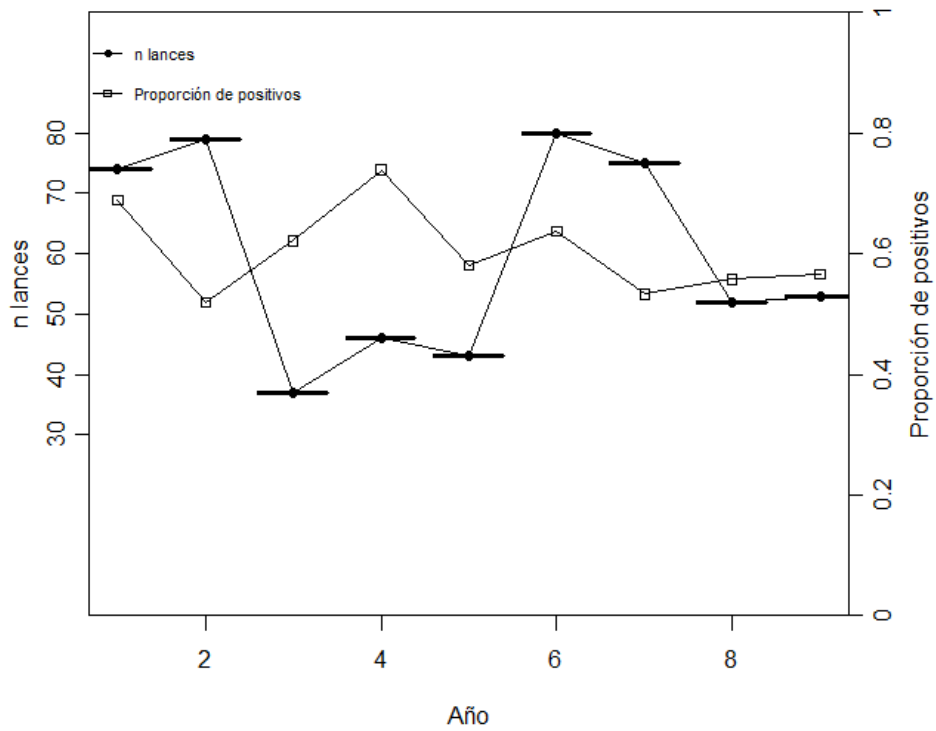


Figura 18. Número de lances por año y proporción de lances positivos para raya picuda.

Los lances con mayor registro de raya picuda se correspondieron con estratos ubicados entre 100 y 200 m y a menor salinidad. No se observó tendencia con el resto de las variables explicativas (Figura 19).

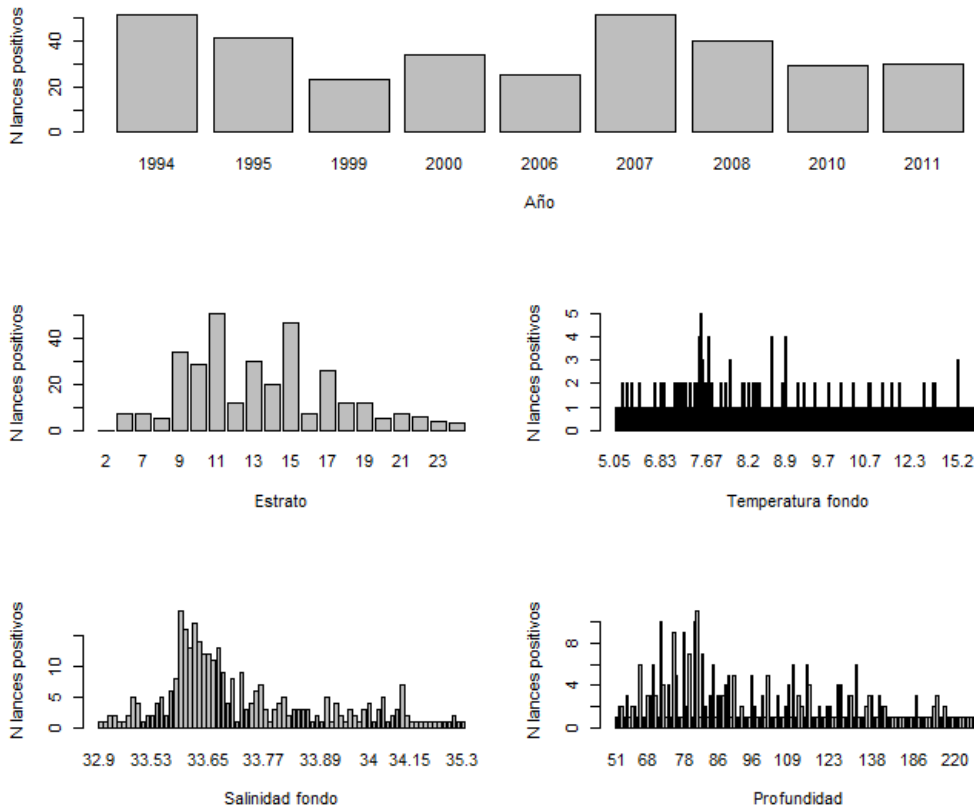


Figura 19. Número de lances positivos en función de las variables explicativas utilizadas en los modelos.

3.1 Serie de abundancia estandarizada de la raya picuda obtenida a partir de MLG

El modelo binomial final fue:

$$\text{Proporción} \sim \text{Año} + \text{Estrato} + \text{Temperatura fondo}$$

Este modelo explicó un 39% de la varianza total ($R=0.39$) y el mayor % de desviación lo explicó el estrato (87.56%) (Tabla 18).

El modelo lognormal final fue:

$$\text{Densidad} \sim \text{Año} + \text{Estrato}$$

Este modelo explicó un 24% de la varianza total ($R=0.24$) y el % de desviación explicada por año (51.75%) y estrato (48.25%) fue similar (Tabla 18). En la se muestran los residuales del modelo no mostraron una tendencia definida (Figura 20).

Tabla 18. Análisis de desviación de los modelos binomial y lognormal finales para la raya picuda.

Modelo	Grados libertad	Devianza	Grados libertad	Devianza Residual	Pr(>Chi)	%devianza explicada
Binomial						
Nulo	NA	NA	538	725.02	NA	NA
año	8	11.19	530	713.83	1.91E-01	3.98
estrato	19	246.13	511	467.70	1.88E-41	87.56
tem.fon	1	23.79	510	443.92	1.08E-06	8.46
Modelo	Grados libertad	Devianza	Grados libertad	Devianza Residual	Pr(>Chi)	%devianza explicada
Lognormal						
Nulo	NA	NA	323	436.38	NA	NA
año	8	54.85	315	381.53	5.54E-08	51.75
estrato	18	51.15	297	330.38	2.99E-04	48.25

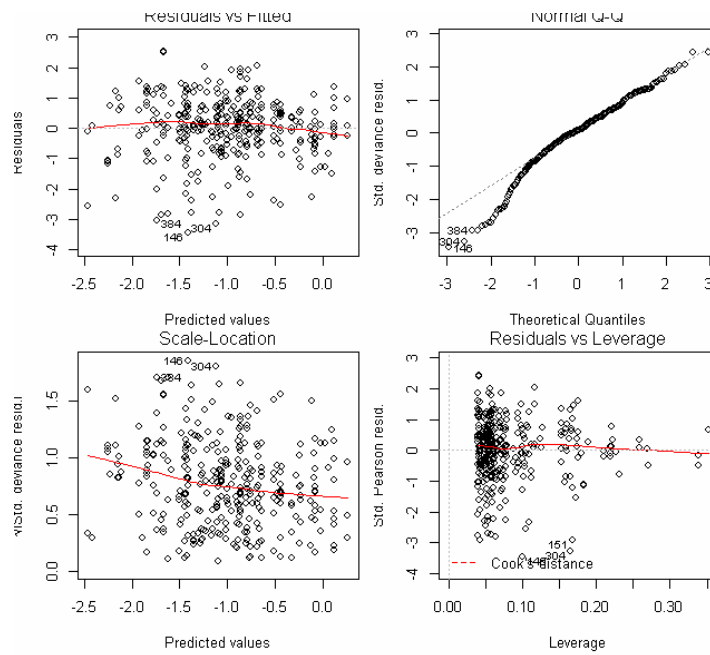


Figura 20. Residuales del modelo lognormal final para la raya picuda.

El índice obtenido para cada año (Tabla 19) varió entre 0.1 y 0.5.

Tabla 19. Densidad media anual estandarizada de la raya picuda obtenida por MLG.

Año	Índice	Varianza	IC inf	IC sup
1994	0.4	0.1	0.1	1.8
1995	0.1	0.0	0.1	0.6
1999	0.2	0.0	0.1	0.4
2000	0.3	0.0	0.1	0.5
2006	0.3	0.1	0.1	1.1
2007	0.2	0.0	0.1	1.0
2008	0.1	0.0	0.1	0.7
2010	0.2	0.0	0.1	0.7
2011	0.5	0.1	0.2	1.6

3.2 Serie de abundancia estandarizada para raya picuda obtenida a partir del MLGM

El modelo binomial mixto final fue:

Proporción ~ Temperatura fondo + Salinidad fondo + (1|año) + (1|estrato)

La variación espacial de la proporción media estimada fue 20 veces mayor (entre estratos, 21.2% de la varianza de los efectos aleatorios) que la temporal (año 1.1%), mientras que la varianza no explicada por el modelo fue de 77.7%. La desviación explicada por los efectos fijos ($R_m=0.13$) fue menor que la explicada por ambos efectos (fijos y aleatorios, $R_c=0.33$).

El modelo lognormal mixto final fue:

Densidad ~ Profundidad + (1|año) + (1|estrato)

La variación espacial de la densidad media estimada fue negligible (entre estratos, 0.06% de la varianza de los efectos aleatorios) que la temporal (año 11.4%), mientras que la varianza no explicada por el modelo fue de 88.5%. La desviación explicada por los efectos fijos ($R_m=0.05$) fue tres veces menor que la explicada por el modelo entero (ambos efectos fijos y aleatorios, $R_c=0.16$). Los residuales no mostraron ninguna tendencia (Figura 21).

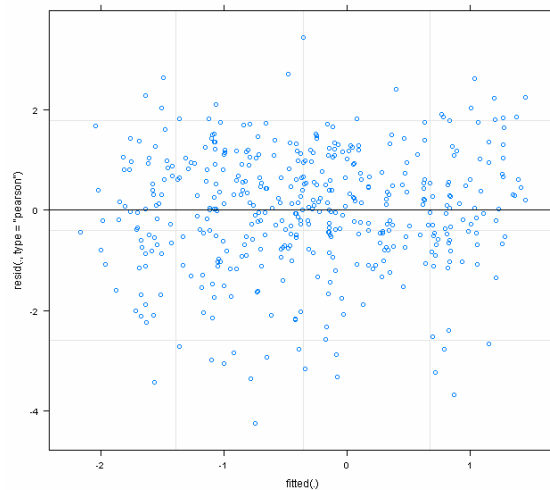


Figura 21. Residuales del modelo lognormal mixto final de la raya picuda.

El índice obtenido para cada año varió entre 0.1 y 0.4 (Tabla 20) y los valores del índice obtenido por los MLGM fueron similares a los obtenidos por los MLG (Figura 22).

Tabla 20. Densidad media anual estandarizada de raya picuda obtenida por MLGM (IC inf e IC sup indican los intervalos de confianza inferior y superior).

Año	Índice	Varianza	IC inf	IC sup
1994	0.4	0.0	0.2	0.8
1995	0.1	0.0	0.1	0.3
1999	0.2	0.0	0.1	0.4
2000	0.3	0.0	0.2	0.4
2006	0.3	0.0	0.3	0.6
2007	0.2	0.0	0.2	0.4
2008	0.2	0.0	0.1	0.4
2010	0.2	0.0	0.2	0.4
2011	0.4	0.1	0.4	0.9

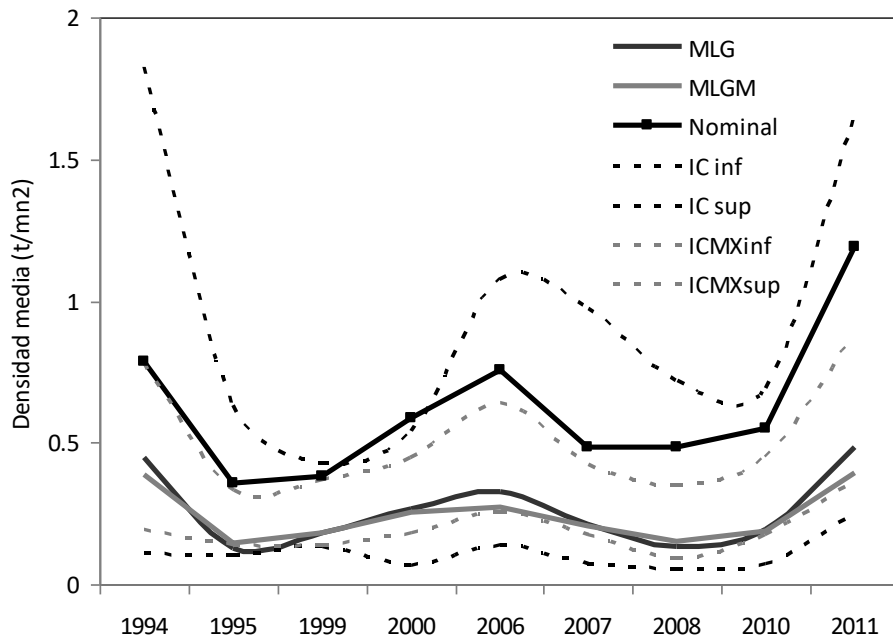


Figura 22. Series de abundancia (densidad) estimadas para raya picuda por MLG y MLGM (I = índice, IC = intervalo de confianza, Mx = modelo mixto).

CONCLUSIÓN

Los valores de densidad estimados para las tres especies por ambos tipos de modelos fueron similares. Se registró un descenso en el índice de abundancia de gatucho en el periodo analizado, mientras que, para el angelito y la raya picuda, no se observó ninguna tendencia en los años considerados.

La aplicación de un modelo mixto permitió constatar el porcentaje de varianza de la densidad media estimada que no es explicada por el modelo (ϵ los cuales variaron según el caso entre 63.3 y 88.5%), así como la varianza explicada por los efectos aleatorios.

A la luz de estos resultados se considera necesario incorporar otras variables explicativas y explorar si la varianza no explicada disminuye. Estas variables explicativas a agregar deben estar relacionadas a factores que influyan en la abundancia de las especies, esto es, la época del año, la estructura de tallas y el estado reproductivo de la fracción capturada (que determina los valores de abundancia). Otra variable a incorporar y explorar es el tipo de fondo, ya que diferentes tipos de fondo se relacionan con diferentes ítems presas que estos peces consumen y cambian conforme aumentan la talla.

REFERENCIAS

- Campbell R A. 2015. Constructing stock abundance indices from catch and effort data: Some nuts and bolts. *Fish. Res.* 161,109–130
- Cayuela L. 2011. Modelos lineales mixtos en R. <https://dl.orangedox.com/XpAzAQ0duvnoBmWZJ2/5-Modelos%20lineales%20mixtos%20en%20R.pdf>
- Cortés F, Pérez M, & Hozbor N. 2015. Estimación de la abundancia relativa de condrictios en la región costera del área del Tratado del Río de La Plata y su Frente Marítimo a partir de un modelo delta. Documento de Trabajo N° 8/15. 12 pp
- Chen J, Thompson M, & Wu C. 2004. Estimation of fish abundance indices based on scientific research trawl surveys. *Biometrics* 60, 116–123
- Efron B. 1982. The jackknife, the bootstrap and other resampling plans. Society for industrial and applied mathematics. SIAM. Philadelphia
- Hernández D, Pérez M & Cortés F. 2015. Índices ponderados anuales de abundancia relativa obtenidos a partir de modelos lineales generales y modelos lineales generalizados, considerando la presencia de valores nulos de densidad o captura por unidad de esfuerzo. *INIDEP Inf. de Invest.* N° 14/2015
- Lo NC, Jacobson LD & Squire JL. 1992. Indexes of relative abundance from fish spotter data based on delta-lognormal models. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 49, 2515–2526

Maunder MN & Punt AE 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. *Fish. Res.* 70, 141-159

Nakagawa S & Schielzeth H. 2013. A general and simple method for obtaining R^2 from generalized linear mixed-effects models. *Method Ecol Evol* 4,133-142

Zuur AF, Ieno EN, Walker, NJ, Saveliev AA & Smith GM. 2009. *Mixed Effects Models and Extensions in Ecology with R*. New York: Springer

Zuur AF, Ieno EN & Elphick CS. 2010. A protocol for data exploration to avoid common statistical problems. *Method Ecol Evol* 1, 3-14