



INSTITUTO POLITECNICO NACIONAL
CENTRO INTERDISCIPLINARIO DE CIENCIAS MARINAS



EFECTO DE LA DISTRIBUCIÓN ASUMIDA DE LA
CAPTURA POR UNIDAD DE ÁREA BARRIDA EN
LA BIOMASA ESTIMADA DE *Lutjanus*
synagris EN EL CARIBE DE COLOMBIA

TESIS

QUE PARA OBTENER EL GRADO DE
MAESTRÍA EN CIENCIAS EN MANEJO DE RECURSOS MARINOS

PRESENTA

HAROLD CASTILLO NAVARRO

LA PAZ, B.C.S., DICIEMBRE DEL 2019



INSTITUTO POLITÉCNICO NACIONAL
SECRETARÍA DE INVESTIGACIÓN Y POSGRADO

ACTA DE REVISIÓN DE TESIS

En la Ciudad de siendo las horas del día del mes de

del se reunieron los miembros de la Comisión Revisora de la Tesis,

designada por el Colegio de Profesores de Posgrado de:

para examinar la tesis titulada:

por el (la) alumno (a):

Apellido Paterno:	CASTILLO	Apellido Materno:	NAVARRO	Nombre (s):	HAROLD
-------------------	----------	-------------------	---------	-------------	--------

Número de registro:

Aspirante del Programa Académico de Posgrado:

Después de la lectura y revisión individual, así como el análisis e intercambio de opiniones, los miembros de la Comisión manifestaron **APROBAR** **NO APROBAR** la tesis, en virtud de los motivos siguientes: "SATISFACE LOS REQUISITOS SEÑALADOS POR LAS DISPOSICIONES REGLAMENTARIAS VIGENTES"

DR. PABLO DEL MONTE LUNA
(Director de Tesis)
14080-EE-19 - PROFESOR COLEGIADO

Comité tutorial

DR. FRANCISCO ARREOLA SÁNCHEZ
12203-EH-16 - PROFESOR COLEGIADO

DR. VÍCTOR MANUEL GÓMEZ MUÑOZ
14691-EI-19/6 - PROFESOR COLEGIADO

DR. MIGUEL NAKAMURA SAVOY
PROFESOR OTRA INSTITUCIÓN

DR. LUIS MARÍA MANJARRÉS MARTÍNEZ
PROFESOR - OTRA INSTITUCIÓN

Presidente del Colegio de Profesores

DR. SERGIO HERNÁNDEZ TRUJILLO



I.P.N.
CICIMAR
DIRECCIÓN



**INSTITUTO POLITÉCNICO NACIONAL
SECRETARÍA DE INVESTIGACIÓN Y POSGRADO**

CARTA CESIÓN DE DERECHOS

En la Ciudad de La Paz, B.C.S., el día 09 del mes de Diciembre del año 2019

El (la) que suscribe ING. PESQ. HAROLD CASTILLO NAVARRO Alumno (a) del Programa

MAESTRÍA EN CIENCIAS EN MANEJO DE RECURSOS MARINOS

con número de registro A180371 adscrito al CENTRO INTERDISCIPLINARIO DE CIENCIAS MARINAS

manifiesta que es autor(a) intelectual del presente trabajo de tesis, bajo la dirección de:

DR. PABLO DEL MONTE LUNA

y cede los derechos del trabajo titulado:

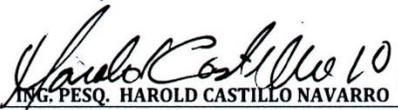
"EFECTO DE LA DISTRIBUCIÓN ASUMIDA DE LA CAPTURA POR ÁREA BARRIDA

EN LA BIOMASA ESTIMADA DE *Lutjanus synagris* EN EL CARIBE DE COLOMBIA"

al Instituto Politécnico Nacional, para su difusión con fines académicos y de investigación.

Los usuarios de la información no deben reproducir el contenido textual, gráficas o datos del trabajo sin el permiso expreso del autor y/o director del trabajo. Éste, puede ser obtenido escribiendo a la siguiente dirección: incastillonavarro@gmail.com - pdelmontel@gmail.com -

Si el permiso se otorga, el usuario deberá dar el agradecimiento correspondiente y citar la fuente del mismo.


ING. PESQ. HAROLD CASTILLO NAVARRO

Nombre y firma del alumno

A Dios, mis padres y hermanos

*“Las dificultades preparan a menudo a una persona normal para un
destino extraordinario”*

C.S. Lewis

AGRADECIMIENTOS

Primeramente agradezco al CONACyT y al programa de Formación de Investigadores del Instituto Politécnico Nacional (PIFI-IPN) por el apoyo otorgado para la realización de mis estudios de maestría.

A los programas de investigación pesquera en aguas marinas jurisdiccionales de Colombia 2015 y 2016 (No 148 de 2015 y No. 196 de 2016); realizados por el Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras “José Benito Vives de Andrés” (INVEMAR) y la Autoridad Nacional de Acuicultura y Pesca (AUNAP). La información almacenada en el Sistema de Información de Evaluación y Ecología Pesquera – SIEEP (PNDU/FAO/GLO/82/001, INPA–VECEP/UE, INPA–COLCIENCIAS).

Al Dr. Pabo del Monte Luna por quien me brindó me tendió la mano para llevar a cabo este proyecto y tener interés en él desde el primer día aun si conocernos personalmente. A parte de docente y director, fue un gran maestro para mi vida como profesional.

Agradezco a mi comité evaluador: Dr. Miguel Nakamura, Dr. Víctor Gómez M., Dr. Francisco Arreguín Sanchez y Dr. Luís Manjarrés por sus enseñanzas en el camino para realizar este trabajo. Me llena de orgullo tenerlos en este trabajo por sus grandes aportes desde diferentes disciplinas.

A mis amigos y compañeros que encontré en este país que me tendieron la mano e hicieron una estancia llena de anécdotas para la vida: Ik, Magalli, Edgar, Fernando, Jorge Santoyo, Valentina, Mar, José, Axel y Olivia. Angi que desde la distancia me apoyaste, gracias. Cristal (we) gracias por tus consejos y apoyo en momentos oportunos de mi vida, por aquellas risas que hasta el ultimo momento estuvismo compartiendo “bff”. María Guadalupe (pitha) en toda éste proceso fuiste parte fundamental, me enseñaste cosas importantes de la vida, soportando mis momentos de intolerancia, igualmente agradezco a tu familia por haberme dado un cariño de hogar en este país.

Agradezco a mi mi familia, padres (Enith y Alvaro) y hermanos (Yeimy y Kevin), siempre han estado ahí, en todos los momentos difíciles supieron darme los consejos oportunos y fortaleza para hoy llegar a concluir una meta más en mi vida. Mis tios y primos, que siempre me han brindado fuerzas, hoy este triunfo es de ustedes también. Julio, Stiven, Eduardo, Ricardo y Jorge (el compadre) gracias por estar siempre conmigo, por las palabras de aliento y empuje que siempre me han dado, esto es suyo también.

Quiero dejar un agradecimiento especial a mi abuela María (mito) siempre estuviste conmigo aquí apoyándome, este logro que he cumplido es tan grande que en el cielo lo estarás gozando, gracias por tu regalo de maestría.

ÍNDICE GENERAL

ÍNDICE DE FIGURAS	8
ÍNDICE DE TABLAS	9
GLOSARIO	10
RESUMEN	12
ABSTRACT	13
1. INTRODUCCIÓN	14
2. ANTECEDENTES	14
3. JUSTIFICACIÓN	15
4. HIPÓTESIS	16
5. OBJETIVOS	16
5.1. <i>General</i>	16
5.2. <i>Específicos</i>	16
6. MATERIALES Y MÉTODOS	17
6.1. Área de estudio	17
6.2. Datos	19
6.3. Captura por unidad de área barrida	21
6.4. Simulador	21
6.4.1. Módulo biológico	22
6.4.2. Módulo pesquero	24
7. RESULTADOS	27
7.1. Simulador	27
7.2. Estandarización de la CPUA observada	28
7.3. Estimación de biomasa	30
8. DISCUSIÓN	32
8.1. Simulador	32
8.2. Estandarización CPUA	33
8.3. Biomasa simulada	35
9. CONCLUSIÓN	36
10. RECOMENDACIÓN	36
11. REFERENCIAS	36

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 6.1. Área de estudio. Se indica la distribución geográfica de las estaciones de muestreo de los programas de investigación sobre los que se basó el presente análisis. En el extremo superior derecho de cada panel se indican los años de muestreo. También se muestra la batimetría hasta la isobata de los 500m..... 18

Figura 7.1. Diagramas de caja con bigotes de la CPUA nominal y estandarizada del pargo *L. synagris* en el Caribe de Colombia, asumiendo cinco tipos de distribución estadística. Dentro de cada panel se muestra una caja para cada año en el que se realizó muestreo. La CPUA se expresa en $\text{kg}/0.03 \cdot \text{km}$ 29

Figura 7.2. Biomasa estimada a partir de 6000 réplicas derivados de la simulación tipo Monte Carlo para cada distribución estadística contrastada. La línea punteada representa la BP que es igual a $1,310.7 \times 10^6$ toneladas. Las distribuciones normal y Tweedie difieren estadísticamente para todos los valores de q ; $D=0.13$, $p_{\text{valor}} < 0.05$ 31

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 6.1. Características de las campañas de investigación de peces demersales del Mar Caribe de Colombia (1988-2016).....	20
Tabla 7.1. Valor de los parámetros de las regresiones aplicadas en el simulador, ajustados a partir de los valores observados de CPUA de <i>L. synagris</i> del Caribe de Colombia. Se muestran aquellos predictores con p-valor<0.05.	27
Tabla 7.2. Significación estadística de las covariables de modelos lineales generalizados, utilizados para estandarizar datos de captura por área barrida de <i>Lutjanus synagris</i> del Mar Caribe de Colombia, asumiendo cinco distribuciones estadísticas distintas.	28
Tabla 7.3. Biomasa (tonelada) promedio de <i>Lutjanus synagris</i> en el Caribe de Colombia, estimada a partir de 6000 simulaciones Monte Carlo para diferentes valores de capturabilidad (q). Las estimaciones se hicieron a partir de captura por unidad de área barrida, asumiendo distintos tipos de distribución estadística. ..	30

GLOSARIO

AUNAP: Autoridad de Acuicultura y Pesca.

Biomasa: Unidad de materia acumulada en un individuo, un nivel trófico, una población o un ecosistema.

Capturabilidad: Es una medida de la eficiencia del arte de pesca y su relación con el recurso ([Arreguín-Sánchez, 1996](#)).

CPUA: Captura por Unidad de Área Barrida (kg/km²).

Distribución estadística: es una función que asigna a cada suceso definido sobre la variable la probabilidad de que dicho suceso ocurra ([Chatterje y Hadi, 2016](#)).

ECM: Error Cuadrático Medio, el cual mide el promedio de los errores al cuadrado, en otras palabras, es la diferencia entre el estimador y lo que se estima.

Estandarización: Proceso por el cual se integran los efectos en las tasas de captura de los cambios a lo largo del tiempo de factores distintos de la abundancia ([Maunder y Punt, 2004](#)).

FAO: Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

INPA: Instituto Nacional de Pesca y Acuicultura.

INVEMAR: Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras “José Benito Vives de Andreis”.

NORAD: Agencia Noruega para la Cooperación al Desarrollo.

Peces demersales: Son aquellos peces que viven asociados al fondo del mar.

Pluviosidad: Cantidad de lluvia recibida en un sitio en un período determinado de tiempo.

Probabilidad: es una medida de la certidumbre asociada a un suceso o evento futuro y suele expresarse como un número entre 0 y 1 ([Jørgensen, 1997](#)).

Robustez: Es una aproximación alternativa a los métodos estadísticos clásicos. El objeto es producir estimadores que no sean afectados por variaciones pequeñas respecto a las

hipótesis de los modelos ([Chatterje y Hadi, 2016](#)).

Sesgo: Es la diferencia entre su esperanza matemática y el valor numérico del parámetro que estima. Un estimador cuyo sesgo es nulo se llama insesgado o centrado ([Chatterje y Hadi, 2016](#)).

Simulador: Algoritmo informático que permite la reproducción de un sistema.

UE: Unión Europea.

UNDP: Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo.

VECEP: Venezuela, Colombia, Ecuador y Perú.

RESUMEN

El promedio de la captura por unidad de área barrida (CPUA) es un índice de abundancia que se utiliza para estimar la biomasa de peces demersales. Esto implica que el índice cumple los supuestos de la distribución gaussiana y/o log-normal. En este estudio se puso a prueba dicha suposición, evaluando el efecto de distintas distribuciones estadísticas de la CPUA en la biomasa estimada del pargo *Lutjanus synagris* en el Caribe de Colombia. Los datos provienen de muestreos biológicos de arrastre realizados en la región entre 1988 y 2016. Se produjeron datos virtuales de CPUA mediante un modelo de simulación estocástica utilizando predictores ambientales y características de las embarcaciones utilizadas. La CPUA simulada se estandarizó con modelos lineales generalizados asumiendo, separadamente, distribución normal, log-normal, delta, binomial negativa y Tweedie. A partir de la CPUA estándar, se estimó la biomasa de la especie en el área y se comparó con la biomasa postulada en el simulador. Los resultados de la simulación fueron consistentes con la ecología y distribución observada de la especie. La función Tweedie representó mejor a la CPUA de los muestreos biológicos, pues integra la distribución de los valores iguales a cero y la de los números positivos; las distribuciones normal y log-normal representaron pobremente las observaciones. Al extrapolar la CPUA promedio al área total, se generó una incertidumbre estadística tan grande que sobrepasó la confiabilidad de la distribución Tweedie. Esta distribución representa mejor que cualquier otra a este set de datos. No debiera estimarse la biomasa de *L. synagris* en el Caribe de Colombia extrapolando el promedio de la CPUA al área total.

Palabras clave: Regresión logística; Regresión Dirichlet; regresión beta; coeficiente de capturabilidad.

ABSTRACT

The arithmetic mean of the catch per unit of swept area (CPUA) is used for estimating the biomass of demersal fish. This entails that the CPUA complies with the assumptions of the Gaussian or log-normal distribution. In this study, this assumption was tested by evaluating the effect of different statistical distributions of the CPUA on the estimated biomass of the snapper *Lutjanus synagris* in the Caribbean of Colombia. Data come from surveys carried out in this region between 1988 and 2016. Virtual CPUA data was produced using a stochastic simulation model applying environmental predictors and characteristics of the survey vessels used. This data were then standardized using generalized linear models assuming, separately, normal, log-normal, delta, negative binomial and Tweedie distributions. Species biomass was then estimated from standardized CPUA, and compared with the known biomass postulated in the simulator. Simulation outputs were consistent with the species' observed ecology and distribution. The Tweedie function better represented the CPUA of the biological sampling, since it integrates the distribution of the values equal to zero and that of the positive numbers; the normal and log-normal distributions poorly represented the observations. By extrapolating the average CPUA to the total area, the statistical uncertainty generated was so large, that it exceeded the reliability of the Tweedie distribution. This distribution represents this data set better than any other. The biomass of *L. synagris* in the Caribbean of Colombia should not be estimated by extrapolating the average of the CPUA to the total area.

Keywords: Logistic regression; Dirichlet regression; beta regression; catchability coefficient.

1. INTRODUCCIÓN

En pesquerías de recursos demersales que operan con artes de arrastre, el promedio aritmético de la captura por unidad de área barrida (CPUA), es un índice de abundancia y ha servido como base para establecer cuotas de captura ([Hoggarth et al., 2006](#)), sistemas de monitoreo pesquero ([Payá, 2016](#)) e incluso Áreas Marinas Protegidas ([Paramo et al., 2009](#)). En tales casos se supone que la CPUA tiene distribución gaussiana, lo que influye en la confiabilidad de las estimaciones de biomasa que se derivan de este índice. En el presente estudio se puso a prueba esa suposición, usando como caso de estudio el pargo *Lutjanus synagris* del Caribe de Colombia, cambiándola por otras distribuciones estadísticas.

2. ANTECEDENTES

En términos estadísticos la CPUA es una variable mixta, pues resulta en una parte discreta (valores iguales a cero) y una parte continua (valores mayores que cero). Esta característica se debe a que las especies demersales presentan un arreglo heterogéneo en tiempo y espacio ([Shono, 2008](#)); i.e. muchos individuos en un solo lugar y muy pocos o ninguno en otros ([Ortiz y Arocha, 2004](#); [Rubec et al., 2016](#)). Cuando se extrae una muestra de estos organismos para hacer inferencias sobre la población, la distribución estadística de la CPUA suele ser distinta a la normal. De hecho, en los histogramas típicos de la CPUA, los valores pequeños o iguales a cero concentran la mayor frecuencia y escasean los valores muy grandes. Por esta razón, la CPUA también podría representarse mediante distribuciones positivamente asimétricas, es decir, de cola pesada (a la derecha; [Stefánsson, 1996](#)).

Las distribuciones no normales que se han utilizado para representar la CPUA son: log-normal ([Aitchison, 1955](#)), binomial negativa ([Punt et al., 2000](#); [Shono, 2008](#)), Tweedie ([Candy, 2004](#); [Shono, 2008](#)) y delta ([Stefánsson, 1996](#); [Maunder y Punt, 2004](#); [Canales y Arana, 2010](#)). La función log-normal puede describir la distribución de la CPUA, en los casos en los que casi todo esfuerzo de pesca produce una captura. Esta condición suele cumplirse cuando los datos provienen de muestreos dependientes de la pesca, dado que el pescador tiende a repetir su operación en

lugares donde ya tuvo éxito. Así, por ejemplo, algunas pesquerías suelen realizar lances de prueba para saber si hay recurso disponible que sustente un lance comercial (i.e. arrastre de camarón). Pero, cuando los datos de CPUA contienen gran cantidad de ceros ([Syrjala, 2000](#)), la distribución log-normal muestra poca robustez estadística ([Myers y Pepin, 1990](#)), como consecuencia de postular una densidad continua a una variable mixta ([Shono, 2008](#)). En cambio, la distribución binomial negativa si contempla valores de cero de la CPUA en un histograma ([Punt et al., 2000](#); [Shono, 2008](#)). Este tipo de arreglo puede observarse cuando los datos son obtenidos de muestreos independientes de la pesca, ya que se exploran sitios donde no se sabe previamente si el recurso está presente.

Las distribuciones Tweedie y delta representan variables mixtas como la CPUA. Dentro de la familia de distribuciones que incluye la distribución Tweedie, está la “Poisson-gamma compuesta” ([Tweedie, 1984](#)) que integra en un modelo probabilístico la masa positiva en cero y a la continua ([Jørgensen, 1997](#)). Así se describen, simultáneamente, la probabilidad de éxito o fracaso del lance de pesca y la distribución de los lances positivos. Por otra parte, la distribución delta se compone de dos funciones de densidad separadas ([Maunder y Punt, 2004](#)): una (de facto el cero de una distribución binomial) para caracterizar la probabilidad de datos iguales a cero y otra continua (gamma) para la distribución de los números positivos (Lances; [Syrjala, 2000](#); [Coelho et al., 2014](#)). Pese a que en las evaluaciones pesqueras es común encontrar rendimientos iguales a cero ([Stefánsson, 1996](#)), pocos trabajos hacen un tratamiento estadístico apropiado de esta condición ([Andrade y Teixeira, 2002](#)). En cambio, se suele recurrir a histogramas con estimadores de una densidad, siendo que una variable mixta no posee densidad puramente discreta ni continua.

3. JUSTIFICACIÓN

En numerosas evaluaciones, se supone que la distribución de la CPUA es normal ([Párraga et al., 2010](#); [Rodríguez y Paramo, 2012](#)) o log-normal ([Hilborn y Walters, 1992](#)) y, por consiguiente, la biomasa derivada de este índice hereda ese atributo (En otros trabajos se aplican distribuciones mixtas en la CPUA para estimar la biomasa de especies comerciales ([Shono, 2008](#); [Coelho et al. 2014](#))). Sin embargo, examinar la

incertidumbre de las estimaciones de biomasa en cada estudio por separado, no permite determinar cuál distribución produce más confiablemente una respuesta basada en los datos observados. Es necesario llevar a cabo un ejercicio más exhaustivo de inferencia estadística a partir de un mismo conjunto de datos de captura y esfuerzo, para el cual sea conocida la característica primordial que se pretende estimar. El objetivo del presente trabajo fue evaluar el efecto de diferentes distribuciones estadísticas de la CPUA en la biomasa estimada de *L. synagris* en el Caribe de Colombia. Para este fin, se recurrió a datos virtuales de prueba, simulados bajo escenarios en los cuales la respuesta correcta es conocida, lo que permite comparar objetivamente diversos métodos.

4. HIPÓTESIS

La magnitud e incertidumbre de la biomasa estimada de *Lutjanus synagris* en el Caribe de Colombia, subyace en el tipo de distribución estadística del índice de abundancia utilizado. Dado el arreglo heterogéneo de la especie en el área de estudio, una distribución estadística de la CPUA de tipo no normal, generará menor incertidumbre en la estimación de la biomasa calculada a partir de este índice.

5. OBJETIVOS

5.1. General

Evaluar el efecto de diferentes distribuciones estadísticas de la CPUA, en la biomasa estimada de la principal especie comercial en el Caribe de Colombia.

5.2. Específicos

- Diseñar un simulador de datos de CPUA que integre una parte biológica, en donde se generen datos de biomasa, y una parte pesquera, en donde se generen datos de capturabilidad.
- Ajustar distintos tipos de distribución estadística (normal, logarítmica normal, delta, binomial negativa y Tweedie) a los datos de captura por unidad de área barrida (CPUA) de *L. synagris*.

- Estimar la biomasa de *L. synagris* para Caribe de Colombia, mediante un estimador que integre el promedio aritmético.

6. MATERIALES Y MÉTODOS

6.1. Área de estudio

El Caribe de Colombia se encuentra dentro del cuadrante definido por las coordenadas 8°15.90" N, 77°18.00' W y 12°37.98'N, 70°1.80' W (Figura 6.1). Presenta tres rasgos climáticos: (1) un gradiente que va desde ambientes húmedos en el Sur, hasta semidesérticos al Norte ([Lage y Robertson, 2001](#)); (2) una temporada de lluvias entre marzo y noviembre ([Bula-Meyer, 1990](#)), dependiendo de la variabilidad interanual ([Andrade et al., 2003](#)), y una época de secas que coincide con eventos de surgencia ([Pujos et al., 1986](#)); y (3) una estratificación oceanográfica, compuesta por una piscina cálida en el suroriente (giro Panamá-Colombia) y una piscina fría en el nororiente (surgencia de La Guajira; [Bernal et al., 2006](#)).

La plataforma continental, limitada por la cota batimétrica de los 200 m, se extiende desde el Golfo de Urabá hasta la Península de La Guajira ([López, 2005](#)). La parte norte la plataforma es estrecha; la cota de los 200 m se encuentra entre 5 y 18 km de la costa ([Paramo et al., 2012](#)). En la parte sur, la plataforma se ensancha y abundan bosques de manglar asociados a deltas, golfos y ciénagas ([Sánchez-Páez et al., 1997](#))

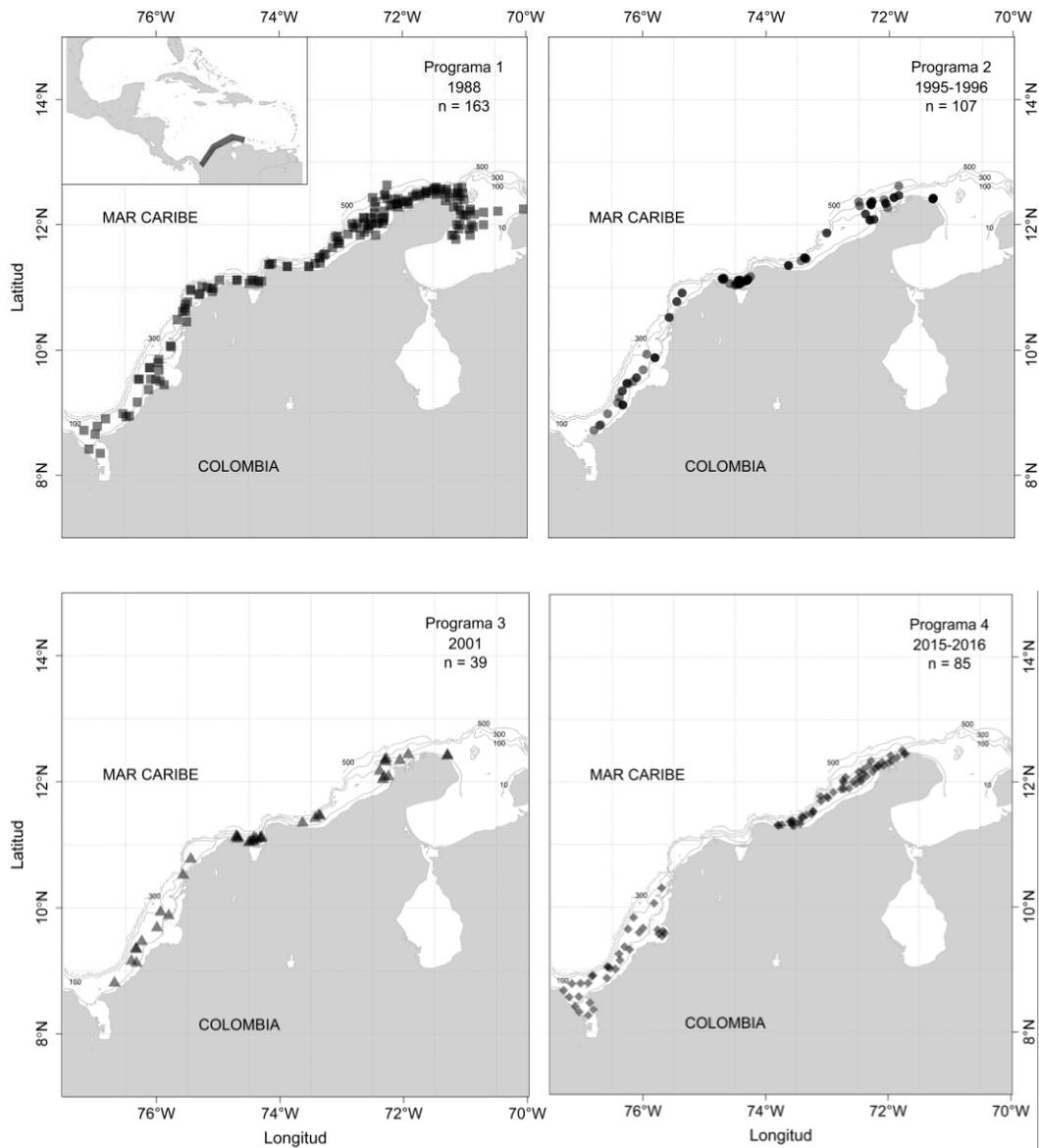


Figura 6.1. Área de estudio. Se indica la distribución geográfica de las estaciones de muestreo de los programas de investigación sobre los que se basó el presente análisis. En el extremo superior derecho de cada panel se indican los años de muestreo. También se muestra la batimetría hasta la isobata de los 500m.

6.2. Datos

Los datos de CPUA provienen de cuatro programas de investigación que evaluaron el estado de los recursos demersales en Colombia ([Manjarrés et al., 2005](#); [Rodríguez et al., 2015](#); [Escobar et al., 2017](#)). Entre 1988 y 2016, se llevaron a cabo 10 campañas de investigación que realizaron 394 estaciones de pesca exploratoria utilizando redes de arrastre de fondo. Los muestreos cubrieron un área mayor que el área donde operan la flota artesanal de recursos demersales y la industrial de camarón ([Manjarrés y Arévalo, 1999](#); [Rodríguez et al., 2015a](#); [Viloria-Maestre et al., 2016](#)).

Los barcos utilizados en las campañas difirieron en cuanto a profundidad de operación, velocidad de arrastre, potencia del motor, etc. (Tabla 6.1). Los barcos más grandes utilizaron redes de arrastre de demersales y redes tipo Engel; los de menor tamaño utilizaron solo redes de demersales. El barco de tamaño mediano operó con redes camaroneras modificadas para una mayor abertura horizontal. Se asumió que la abertura vertical de la red opera a un 60% de la longitud de la relinga superior ([Klima, 1976](#)). Las características de las artes empleadas se describen en el Anexo 12.1.

Cada registro contiene el número de lance, fecha, hora, latitud y longitud iniciales y finales; profundidad inicial y final, tiempo de arrastre en minutos, velocidad media de arrastre en nudos; captura por especie y características de la red de arrastre (Anexo 12.1; [Manjarrés, 2011](#)). Esta información está almacenada en el Sistema de Información de Evaluación y Ecología Pesquera ([Duarte et al., 2005](#); [Duarte y Cuello, 2006](#)) y el Sistema Nacional Ambiental de Colombia ([Rodríguez et al., 2015](#); [Escobar et al., 2017](#)).

Los datos de batimetría se obtuvieron del Centro Nacional de Información Ambiental (NCEI, por sus siglas en inglés; <https://www.ncei.noaa.gov>) mediante el paquete “marmap” ([Pante y Simon-Bouhet, 2013](#)). Los datos abarcan hasta la isobata de los 500 m y su resolución es de un minuto (1.85 km). Los registros diarios de pluviosidad para los años en los que se hicieron los muestreos, provienen de 32 estaciones meteorológicas distribuidas a lo largo del litoral (Instituto de Hidrología, Meteorología y Estudios Ambientales de Colombia; <http://www.ideam.gov.co>; Anexo 12.2). Las

categorías de latitud fueron: Zona 1 (8–10°), Zona 2 (10–12°) y Zona 3 (12–13°); las de profundidad: 10–40m, 40–70m, 70–100m y >100 m; y las de pluviosidad: época de lluvias y de secas, según los valores máximos y mínimos del promedio mensual a lo largo del ciclo estacional de cada año (Anexo 12.3).

Tabla 6.1. Características de las campañas de investigación de peces demersales del Mar Caribe de Colombia (1988-2016).

Año	Programa de investigación	Número de arrastres	Fecha	Eslora (m)	Potencia del motor (HP)	Velocidad de arrastre (nudos)	Tiempo de arrastre (h)	Intervalo de profundidad (m)
1988	1	35	Mar. 4–10	74.5	1500	1.0 - 3.2	0.2-0.5	9-15
		51	Jun. 15–21			0.6-35	0.2-1.0	11-455
		48	Sep. 16–22			1.2-45	0.2-2.0	17-493
		29	Dic. 7–10			1.2-3.4	0.3-2.0	11-503
1995	2	36	Jul. 11–22	18.5	400	2.8-4.5	0.2-0.6	11-166
		45	Oct. 20–Nov. 4			3.0-4.4	0.1-0.6	11-130
1996		26	Abr. 9–20	50.9	1570	2.7-3.8	0.5-0.6	11-105
2001	3	39	Nov. 19–Dic 7	18.5	400	2.8-3.8	0.5	10-88
2015	4	33	Sep. 7–20	18.5	400	2.4 – 3.3	0.5	21 - 115
2016		52	Nov. 25–Dic. 11	21.6	425	2.7-3.4	0.5	30-150

Programa 1: UNDP-FAO-NORAD: Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo- Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura- Agencia Noruega para la Cooperación al Desarrollo ([Sætersdal et al., 1999](#)); Programa 2: INPA-VECEP/UE: Instituto Nacional de Pesca y Acuicultura- Venezuela, Colombia, Ecuador y Perú- Unión Europea ([Manjarrés et al., 2005](#)); Programa 3: INPA-COLCIENCIAS: Instituto Nacional de Pesca y Acuicultura- El Departamento Administrativo de Ciencia, Tecnología e Innovación ([Duarte y Cuello, 2006](#)); y Programa 4: INVEMAR-AUNAP: Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras “José Benito Vives de Andreis”- Autoridad de Acuicultura y Pesca ([Rodríguez et al., 2015](#); [Escobar et al., 2017](#)).

6.3. Captura por unidad de área barrida

La CPUA (kg/km^2) expresa la proporción entre la biomasa B , la probabilidad de selección del arte s y la fracción de ésta (q_j) que se encuentra disponible, vulnerable y accesible ([Arreguín-Sánchez, 1996](#)) a ser capturada en un lance dado ([Maunder y Punt, 2004](#)):

$$CPUA_j = \frac{C_j}{A_j} = q_j s B; \quad (6.1)$$

$$A_j = v_j t_j \rho, \quad (6.2)$$

donde C_i y A_i son la captura (kg) y área barrida (km^2), respectivamente, del j -ésimo lance de pesca. Conforme a [Sparre y Venema, \(1998\)](#), el área barrida (6.2) es el producto de la velocidad v_j (km/h) y duración del arrastre t_j (h) y la abertura horizontal de la red (ρ). No se consideró la abertura vertical de la red, pues el arte no captura especies pelágicas ([Catalán et al., 2006](#); [Manjarrés, 2011](#)).

6.4. Simulador

Conocer las características de un recurso pesquero es tan complejo, que la concepción de simular datos de una “población virtual” se muestra como la única manera de realizar comparaciones objetivas. Por ello se concibió un simulador capaz de generar un universo de datos de CPUA cuya distribución estadística fuera indistinguible con respecto a la de los datos observados. El procedimiento se dividió en un módulo biológico, en el que distribuyó geográficamente una cantidad teórica de biomasa B_i de la especie objetivo en el área de estudio; y un módulo pesquero, en el que se estimaron valores de capturabilidad q_j entre 0 y 1 para cada lance simulado. Cruzando el resultado de ambos módulos, se obtuvo la CPUA simulada ($CPUA_j^{\text{sim}} = B_i \cdot q_j$). En todas las pruebas de bondad de ajuste, se consideró una probabilidad p -valor < 0.05 . En el Anexo 12.4 se detallan los procesos del simulador en un diagrama de flujo.

6.4.1. Módulo biológico

Para determinar la presencia/ausencia de la especie objetivo en el área de estudio, se convirtieron los 394 lances de pesca de las campañas de muestreo a valores binarios (lances sin captura=0; lances positivos=1) y se aplicó un modelo de regresión logística, en función de factores ambientales con influencia conocida sobre los recursos demersales del área ([Manjarres, 2011](#)):

$$P_j = \frac{e^{\theta_0 + X_1\theta_1 + X_2\theta_2 + X_2^2\theta_3 + X_3\theta_4 + X_1 \cdot X_2^2\theta_5}}{1 + e^{\theta_0 + X_1\theta_1 + X_2\theta_2 + X_2^2\theta_3 + X_3\theta_4 + X_1 \cdot X_2^2\theta_5}}, \quad (6.3)$$

donde P_j es la probabilidad de presencia (1) y $1 - P_j$ es la probabilidad de ausencia (0) de la especie objetivo en el j -ésimo lance. Los predictores son X_1 = profundidad, X_2 = latitud y su término cuadrático X_2^2 ; X_3 = pluviosidad; y la interacción entre la profundidad y el cuadrado de la latitud ($X_1 \cdot X_2^2$) en formato continuo. Los parámetros θ_r ($r = 1, \dots, l$, donde l es el número de predictores) del modelo fueron ajustados mediante máxima verosimilitud ([Chatterje y Hadi, 2016](#)).

El área se dividió en una retícula de 15,335 cuadrantes de 1'x1' está determinado por la resolución de los datos batimétricos. A cada cuadrante se le asignaron valores de profundidad y de pluviosidad, según la fecha y posición del lance. El criterio de asignación fue la menor distancia entre la isobata o estación meteorológica, y el centro del cuadrante. Para calcular la presencia/ausencia de la especie objetivo en la totalidad del área de estudio, se calcularon las probabilidades (3) en cada cuadrante usando sendos grupos de predictores y el valor previamente estimado de los parámetros del modelo logístico, y se generaron valores binarios 0-1 al azar.

[Manjarres et al. \(2005\)](#), estimaron que la biomasa de peces demersales en el Caribe de Colombia durante 2001 fue de 7,110.25 t. Ya que esta estimación no contempla toda el área ni todo periodo del presente estudio, se extrapoló esa cifra por un factor de reescalamiento (ε). El resultado se consideró como la biomasa total postulada (BP).

La distribución probabilística de la BP sobre los cuadrantes con presencia (Q^+) de la especie, se realizó mediante una regresión Dirichlet con “parametrización alternativa”

de su función densidad ([Maier, 2014](#)). Este modelo describe un conjunto de variables aleatorias en un intervalo, tal que la suma de éstas resulta en una constante ([Maier, 2014](#)), es decir $BP = \sum_{i=1}^n B_i$. La cantidad de biomasa por cuadrante B_i depende de la disponibilidad d_i -proporción de BP que le corresponde al i – ésimo Q^+ ; y, a su vez, d_i es función de la latitud y profundidad en el cuadrante. El factor d_i es estimado como un valor aleatorio de una distribución de probabilidad Dirichlet con parámetro de forma α_i y función densidad:

$$f(d_1, \dots, d_n; \alpha_1, \dots, \alpha_n) = \frac{(\prod_{i=1}^n d_i^{\alpha_i-1}) \cdot \Gamma(\sum_{i=1}^n \alpha_i)}{\prod_{i=1}^n \Gamma(\alpha_i)}, \quad (6.4)$$

donde $d_i \in (0, 1)$ y $\sum_{i=1}^n d_i = 1$; $\alpha_i = \mu_i \cdot \phi_{dirichlet}$; $\phi_{dirichlet}$ es un parámetro de dispersión de la distribución (con precisión de 9×10^{35} para este estudio); y $\mu_i = E[d_i]$. El primer paso para estimar μ_i fue relacionar la media de una distribución Dirichlet con las variables explicativas a ajustar. Se define:

$$CPUA_j^{est} = \begin{cases} \frac{D_t}{1 + e^{\beta_0 + X_1 \beta_1 + X_2 \beta_2}} & \text{si } i = 1; \\ \frac{D_t \cdot e^{\beta_0 + X_1 \beta_1 + X_2 \beta_2}}{1 + e^{\beta_0 + X_1 \beta_1 + X_2 \beta_2}} & \text{en otro caso,} \end{cases} ; \quad (6.5)$$

$$f(\beta_r) = \sum_{j=1}^h (CPUA_j^{obs} - CPUA_j^{est})^2, \quad (6.6)$$

donde X_1 es la profundidad y X_2 es latitud, ambos obtenidos de las campañas de muestreo; $f(\beta_r)$ es la función objetivo de la diferencia cuadrática entre la $CPUA_j^{obs}$ y la $CPUA_j^{est}$ de los h lances positivos; y $D_t = \sum_{j=1}^h CPUA_j^{obs}$. Los parámetros β_r , se ajustaron mediante la ecuación (6.6), utilizando el método de optimización [Nelder-Mead \(1965\)](#). Una vez estimados los parámetros, μ_i se resuelve mediante:

$$E[d_i] = \mu_i = \begin{cases} \frac{1}{1 + e^{\beta_0 + W_1\beta_1 + W_2\beta_2}} & \text{si } i = 1; \\ \frac{e^{\beta_0 + W_1\beta_1 + W_2\beta_2}}{1 + e^{\beta_0 + W_1\beta_1 + W_2\beta_2}} & \text{en otro caso,} \end{cases} ; \quad (6.7)$$

donde W_1 y W_2 son la profundidad y la latitud (formato continuo) para cada Q^+ , respectivamente (extraídos de la retícula). Finalmente, la magnitud simulada de biomasa que se le asigna a cada Q^+ es $B_i = d_i \cdot BP$.

6.4.2. Módulo pesquero

De acuerdo con la ecuación (6.1) se estimó el coeficiente de capturabilidad (q_j). Como punto de partida se aplicó el método de [Leslie y Davies \(1939\)](#) a los datos observados de CPUA y captura:

$$CPUA_{j,y,z} = q_{y,z}N_{0,(y,z)} - q_{y,z}K_{y,z}, \quad (6.8)$$

donde $CPUA_{j,y,z}$ es la j -ésima CPUA observada en la zona z para el año y ; $K_{y,z}$ es la captura acumulada; $N_{0,(y,z)}$ es el valor de la población cuando no se acumulan capturas; y $q_{y,z}$ es el coeficiente de capturabilidad por año y zona (constante en cada zona a lo largo de cada año).

Una vez obtenidos los $q_{y,z}$, se aplicó una regresión beta, cuya propiedad es generar números con dominio entre 0 y 1 ([Ferrari y Cribari-Neto, 2004](#)). La regresión beta se define como:

$$g(q_j) = \delta_0 + X_1\delta_1 + X_2\delta_2 + X_3\delta_3 + X_4\delta_4 + X_5\delta_5 + X_6\delta_6 = \eta_j \quad (6.9)$$

donde X_4 es el tamaño de la malla; X_5 es la velocidad de arrastre; y X_6 es la potencia del motor. $g(\cdot)$ es estrictamente una función de enlace monótonica y dos veces diferenciable ([Ferrari y Cribari-Neto, 2004](#)). Los parámetros δ_r se ajustaron mediante máxima verosimilitud. En términos generales, la regresión beta se concibe como que

el valor esperado de q_j está relacionado con variables explicativas mediante la ecuación (6.9).

Los valores de q_j , (donde j es el número de lances) se estimaron mediante la función densidad de una distribución beta, cuya forma la definen los parámetros φ y σ :

$$(q_1, \dots, q_j; \varphi_1, \sigma_1, \dots, \varphi_j, \sigma_j) = \frac{\Gamma(\varphi_j + \sigma_j)}{\Gamma(\varphi_j) + \Gamma(\sigma_j)} q_j^{\varphi_j - 1} (1 - q_j)^{\sigma_j - 1}, \quad (6.10)$$

donde $\varphi_j = \phi_{beta} \cdot E[q_j]$ y $\sigma_j = \phi_{beta} \cdot (1 - E[q_j])$ fueron obtenidos de la parametrización del modelo de regresión beta ([Ferrari y Cribari-Neto, 2004](#)), en el que $E[q_j]$ se define como:

$$E[q_j] = \frac{e^{\delta_0 + X_1\delta_1 + X_2\delta_2 + X_3\delta_3 + X_4\delta_4 + X_5\delta_5 + X_6\delta_6}}{1 + e^{\delta_0 + X_1\delta_1 + X_2\delta_2 + X_3\delta_3 + X_4\delta_4 + X_5\delta_5 + X_6\delta_6}}, \quad (6.11)$$

La CPUA simulada, se calculó multiplicando los valores estimados de q_j y los valores de biomasa (provenientes del módulo biológico) en los cuadrantes donde se registraron lances (i.e. $CPUA_j^{sim} = B_i \cdot q_j$). Con este proceso finalizó el simulador.

6.4.3. Estandarización de la CPUA observada

En las campañas de muestreo, los lances se realizaron en diferentes años, épocas del año y utilizando barcos distintos que operaron en diferentes zonas y en profundidades variables. Para integrar tales efectos, se estandarizó la CPUA observada con modelos lineales generalizados (MLG; [Maunder y Punt, 2004](#); [Manjarrés, 2011](#)). Estos consisten en una combinación lineal de variables explicativas ([Hilborn y Walters, 1992](#)), incorporando la distribución estadística de la variable de respuesta, i.e. CPUA ([Maunder Punt, 2004](#)). El modelo GLM de estandarización se definió como:

$$s(E[Y_j]) = X_{j,r}^T \beta_r, \quad (6.12)$$

donde $s(\cdot)$ es una función enlace monótonica aplicada para linealizar el j -ésimo valor de la CPUA estimada ($E[Y_j]$) y el parámetro β_r del r -ésimo predictor $X_{j,r}$ ([Venables y Dischmont, 2004](#)). Los parámetros del modelo se estimaron a través de máxima verosimilitud.

Se evaluaron diferentes MLG asumiendo, por separado, distribución normal, log-normal, binomial negativa, delta y Tweedie (las propiedades estadísticas de estas distribuciones se muestran en el Anexo 12.5). Se probaron distintas combinaciones de predictores en cada distribución, según los métodos “hacia adelante” y “hacia atrás” de selección de variables ([Venable y Ripley, 2002](#)). Aplicando el criterio de Akaike ([Burnham y Anderson, 2002](#)), se eligió el modelo más confiable de cada distribución (MM). Mediante el método Monte Carlo, el simulador produjo 6 mil juegos de CPUA para cada tipo de distribución; cada juego conteniendo 394 datos (número total de lances en las campañas de muestreo). Cada juego fue estandarizado mediante la ecuación (6.4), utilizando la combinación de predictores correspondiente al MM. El desempeño entre el MM de cada distribución, se midió, en términos de devianza explicada (DE; [Burnham y Anderson, 2002](#); [Venables y Ripley, 2002](#)).

6.4.4. Estimación de Biomasa

La biomasa total BT_{dist} de la especie en el área de estudio, se estimó utilizando los valores simulados de CPUA, donde se estandarizaron para cada tipo de distribución:

$$BT_{dist} = \frac{\overline{CPUA}_{dist}}{q} \cdot AT, \quad (6.13)$$

donde \overline{CPUA}_{dist} es la CPUA promedio de cada distribución asumida en la estandarización; AT es la superficie donde trabajo virtualmente el simulador (52,597 km²); y q es la capturabilidad ([Sparre y Venema, 1998](#); [Manjarrés et al., 2005](#); [Myade et al., 2011](#)). Las estimaciones de biomasa se realizaron asignando valores de q de 1, 0.5, 0.125 y 0.05. Para cada valor de q se obtuvieron 6 mil BT_{dist} , y la distribución de cada juego se comparó en términos de sesgo ($\xi = \overline{BT}_{dist} - BP$) y error cuadrático medio ($ECM = \text{Var}(BT_{dist}) + \xi^2$) respecto a la BP.

7. RESULTADOS

7.1. Simulador

En el modelo logístico, la profundidad y el inverso de la latitud fueron los predictores de la presencia/ausencia de la especie. En la regresión Dirichlet, la latitud y el inverso de la profundidad determinaron la magnitud de la biomasa por cuadrante (Tabla 7.1). La regresión beta indicó que el tamaño de malla, potencia del motor y la latitud predijeron la capturabilidad (Tabla 7.1). el valor promedio de ésta fue 0.057 (± 0.055 –0.058). El factor de reescalamiento ε fue igual a 170, que resultó en una BP de 1.31×10^9 kg. El valor de los parámetros de las regresiones utilizadas en el simulador se muestra en la Tabla 7.1.

Tabla 7.1. Valor de los parámetros de las regresiones aplicadas en el simulador, ajustados a partir de los valores observados de CPUA de *L. synagris* del Caribe de Colombia. Se muestran aquellos predictores con p-valor < 0.05.

Modelo	Parámetros							
Logístico	θ_0	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5		
	26.778*	0.057*	-5.281*	0.266*	0.017	-0.0005*		
Dirichlet	β_0	β_1	β_2	$\phi_{dirichlet}$				
	30.089	-0.019	0.065	9.0×10^{35}				
Beta	δ_0	δ_1	δ_2	δ_3	δ_4	δ_5	δ_6	ϕ_{beta}
	-5.02*	2.7×10^{-4}	$7.9 \times 10^{-2*}$	8.8×10^{-4}	$1.8 \times 10^{-2*}$	1.9×10^{-2}	$5.7 \times 10^{-4*}$	75.36*
Biomasa postulada	$BP \times 10^9$							
	1.310741							

$\theta = 0$: Intercepto, 1: Profundidad, 2: Latitud, 3: Latitud cuadrada, 4: Pluviosidad, 5: interacción entre profundidad y latitud cuadrada.

$\beta = 0$: Intercepto, 1: Profundidad, 2: Latitud; $\phi_{dirichlet}$ = Parámetro de precisión de la regresión Dirichlet.

$\delta = 0$: Intercepto, 1: Profundidad, 2: Latitud, 3: Pluviosidad, 4: Tamaño de la malla, 5: Velocidad de arrastre y 6: Potencia del motor. ϕ_{beta} = Parámetro de precisión de la regresión Beta.

7.2. Estandarización de la CPUA observada

El mejor modelo de estandarización de la CPUA se obtuvo asumiendo una distribución Tweedie (parámetro de poder 1.7; DE=25%). Todos los predictores, excepto el intercepto y el bienio 2015-16, fueron significativos y se relacionaron de forma directa con la CPUA; de entre estos se destacó el año y la profundidad (Anexo 12.6). El siguiente mejor modelo, se obtuvo asumiendo una distribución delta. Su componente logístico (DE= 12%) mostró que la probabilidad de éxito/fracaso se relacionó con los años, profundidad y longitud. En el componente gamma (DE=36%), la captura de los lances positivos estuvo determinada por la época seca y el año 2001 (Tabla 7.2). La máxima probabilidad de encontrar *L. synagris* se dio en profundidades de entre 10 y 70 m (Anexo 12.6).

Tabla 7.2. Significación estadística de las covariables de modelos lineales generalizados, utilizados para estandarizar datos de captura por área barrida de *Lutjanus synagris* del Mar Caribe de Colombia, asumiendo cinco distribuciones estadísticas distintas.

Factor	Normal	Delta		Lognormal	Binomial negativa	Tweedie
		Binomial	Gamma			
Año	0.00*	0.00*	0.00*	0.63	0.00*	0.00*
Rango de profundidad (m)	0.10	0.00*	-	-	-	0.00*
Zona	-	-	-	0.10	-	-
Época	0.13	-	0.00*	-	-	0.00*
Profundidad (m)	-	-	0.00*	0.00*	0.00*	-
Latitud	-	-	-	-	-	0.03*
Longitud		0.04*	0.00*	-	-	-
Pluviosidad (mm)	-	0.12	-	0.44	-	-
Tamaño de malla (mm)	0.14	0.10	-	0.00*	-	0.02*
Potencia del motor (HP)	-	-	0.84	-	0.09	-
Velocidad de arrastre (km)	-	-	-	-	0.08	-
Devianza expl. %	10.87			9.39	18.00	25.13

El modelo que incorporó distribución binomial negativa, indicó una relación inversa de la CPUA con la profundidad y con los años 1988 y 2015-16 (Anexo 12.6). Los modelos de estandarización que asumieron distribución normal y log-normal, mostraron el peor

desempeño (Tabla 7.2 Al usar la distribución normal, resultaron algunos valores negativos de CPUA estandarizada; y con la log-normal, se obtuvieron valores de CPUA dos órdenes de magnitud más pequeños que los originales (Figura 7.1). Ninguna distribución representó la “cola pesada” de los datos nominales.

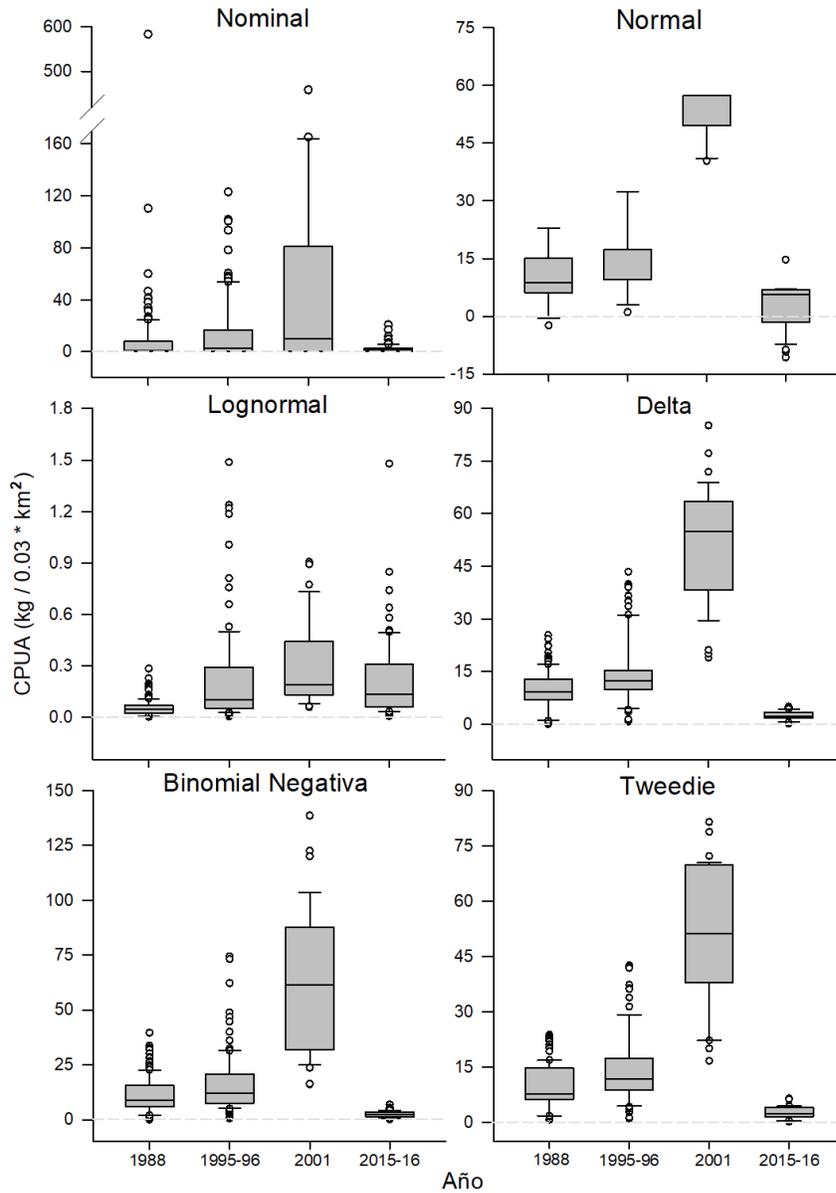


Figura 7.1. Diagramas de caja con bigotes de la CPUA nominal y estandarizada del pargo *L. synagris* en el Caribe de Colombia, asumiendo cinco tipos de distribución

estadística. Dentro de cada panel se muestra una caja para cada año en el que se realizó muestreo. La CPUA se expresa en $\text{kg}/0.03 \cdot \text{km}$

7.3. Estimación de biomasa

Todas las distribuciones estadísticas asumidas subestimaron la biomasa total postulada (BP), independientemente de los valores de q (1, 0.5, 0.125 y 0.05). Las distribuciones normal y Tweedie, mostraron valores similares en los estimadores y el error tendió a reducirse al disminuir la magnitud de q . La distribución binomial negativa generó el menor sesgo (con $q=0.05$) a pesar tener el menor poder de predictivo (Tabla 7.3). La distribución log-normal arrojó los menores valores de varianza y el mayor sesgo.

Tabla 7.3. Biomasa (tonelada) promedio de *Lutjanus synagris* en el Caribe de Colombia, estimada a partir de 6000 simulaciones Monte Carlo para diferentes valores de capturabilidad (q). Las estimaciones se hicieron a partir de captura por unidad de área barrida, asumiendo distintos tipos de distribución estadística.

Capturabilidad (q)	Distribución	Estimador			
		Promedio	Varianza $\times 10^9$	Sesgo $\times 10^6$	ECM $\times 10^{12}$
1.0	Normal	70,501	1.96	-1.30	1.70
	Lognormal	867	0.15	-1.31	1.72
	Delta	4,275	3.05	-1.30	1.71
	Binomial negativa	19,961	57.69	-1.29	1.72
	Tweedie	6,599	1.69	-1.30	1.70
0.5	Normal	14,140	7.53	-1.29	1.69
	Lognormal	1,713	0.56	-1.30	1.71
	Delta	8,552	11.40	-1.30	1.71
	Binomial negativa	40,068	222.73	-1.27	1.84
	Tweedie	13,231	6.64	-1.29	1.69
0.125	Normal	56,199	114.96	-1.25	1.69
	Lognormal	6,902	9.49	-1.30	1.71
	Delta	33,886	171.11	-1.27	1.80
	Binomial negativa	158,973	3,421.64	-1.15	4.75

	Tweedie	52,642	104.44	-1.25	1.69
	Normal	140,816	755.61	-1.17	2.12
	Lognormal	17,272	60.40	-1.29	1.73
0.05	Delta	84,951	1,122.40	-1.22	2.62
	Binomial negativa	400,193	22,942.16	-0.91	2.40
	Tweedie	131,658	672.37	-1.17	2.06

En todos los casos se observó que una q de 0.125 generó el menor error, mientras que q igual a 1 subestimó la biomasa. En el caso de la binomial negativa, se obtuvieron valores similares a los de la BP, pero a costa de un aumento extraordinario en la dispersión de los datos (Figura 7.2). La bondad de ajuste entre las distribuciones asumidas, difirió para cualquier valor de q .

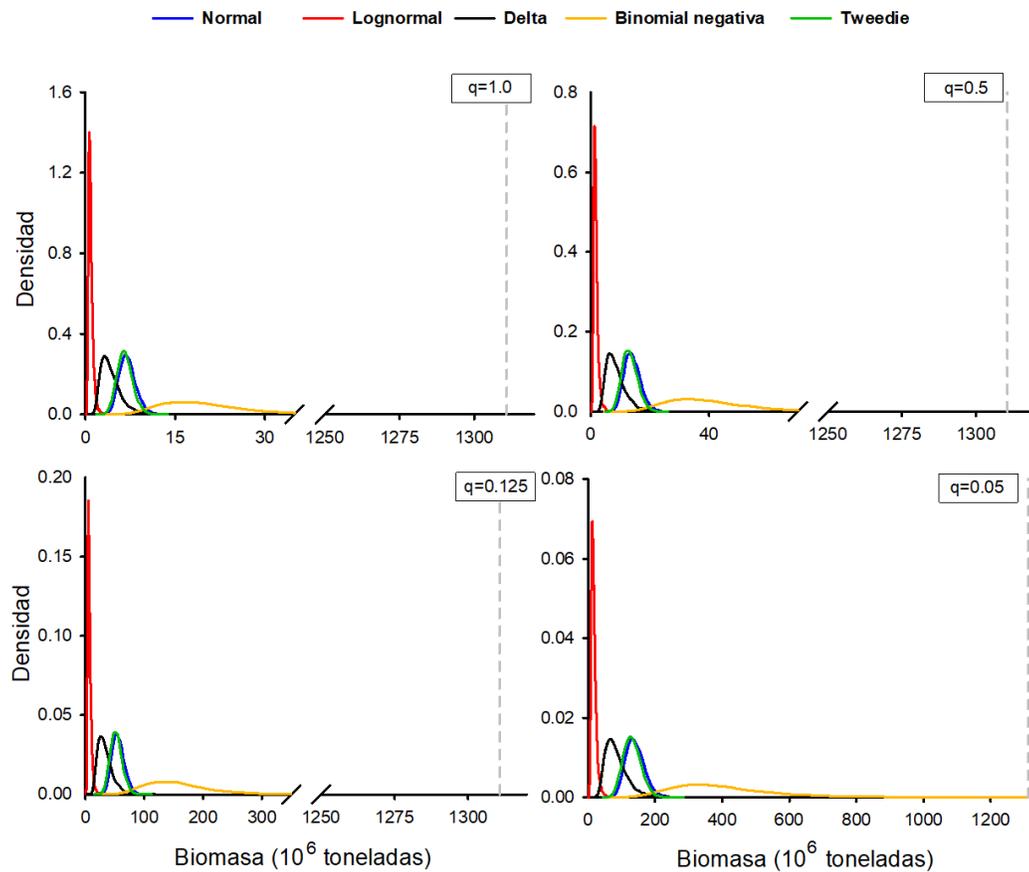


Figura 7.2. Distribución de la biomasa estimada de *Lutjanus synagris* en el Caribe de Colombia partir de 6000 réplicas simuladas de CPUA derivadoa , de distintas

distribuciones estadísticas. La línea punteada representa la BP que es igual a $1,310.7 \times 10^6$ toneladas. Las distribuciones normal y Tweedie difieren estadísticamente para todos los valores de q ; $D = 0.13$, p -valor < 0.05 .

8. DISCUSIÓN

En el ámbito de las pesquerías, la regresión logística se ha utilizado para estimar la longitud media de madurez ([Ogle, 2016](#)) y para estandarizar índices de abundancia ([Maunder y Punt, 2004](#)). Las regresiones Dirichlet y beta se han aplicado para calcular tamaños ([Hulson et al., 2011](#)) y proporciones ([Thorson et al., 2017](#)) óptimos de muestra en descartes ([Paradinas et al., 2018](#)). En el presente estudio se aplicaron secuencialmente estos modelos para simular datos de CPUA y estimar una biomasa teórica conocida. Los resultados fueron congruentes con el comportamiento, dinámica y ecología de *L. synagris* en el área de estudio. Este puede ser un primer paso en el diseño de procedimientos para seleccionar la distribución que mejor representa un conjunto de datos de captura por unidad de esfuerzo.

8.1. Simulador

Las variables explicativas que fueron comunes a todas las regresiones aplicadas en el simulador fueron latitud, época seca/húmeda y profundidad. Por supuesto, la latitud *per se* no es un predictor, sino que representa un gradiente ambiental norte-sur, que probablemente corresponda a la distribución diferencial de la población. Como se demuestra en la evidencia empírica sobre *L. synagris* en el Caribe de Colombia ([Rodríguez y Paramo, 2012](#)), dicho gradiente probablemente a los factores que determinan la distribución diferencial de la población en el área ([Manjarrés et al., 2005](#)). Las razones de porqué esos predictores se relacionaron con la distribución heterogénea de la población en el área aún no han sido exploradas, pero aquí se propone la siguiente explicación.

Al sur del área de estudio abundan bosques de manglar ([Sánchez-Páez et al., 1997](#)) y hay una piscina oceánica de aguas relativamente cálidas ([Bernal et al., 2006](#)). Estas condiciones han mostrado ser favorables para que los individuos pequeños e

inmaduros crezcan y encuentren refugio. Así mismo, una plataforma más extensa no solo incrementa las probabilidades de presencia de individuos en un sitio cualquiera ([López-Rocha et al., 2009](#)), sino que también reduce la densidad de la biomasa y, con ello, la vulnerabilidad a la pesca ([Arreguín-Sánchez, 1996](#)). Alternativamente, hacia el norte, la plataforma continental es angosta y la topografía costera genera intensas surgencias estacionales que mantienen una piscina de agua fría, rica en nutrientes ([Paramo et al., 2012](#)). La confluencia de estos factores incrementa la probabilidad de encontrar concentrados a los reproductores, que son más grandes y pesados ([Rodríguez y Paramo, 2012](#)). Esto se traduce en una mayor densidad de biomasa y, por tanto, una mayor vulnerabilidad a ser capturados.

También se encontró que a medida que aumenta la luz de malla y la potencia del motor, cada lance retiene una mayor proporción de la población. Tal efecto se relaciona con los datos observados del poder de pesca y la capturabilidad ([Marchal et al., 2002](#)). Para validar este resultado se tendría que estimar el poder relativo de pesca entre embarcaciones, sin embargo, los datos disponibles no son suficientes para realizar un experimento de esta naturaleza. Baste con decir que ambos predictores son dependientes del poder de pesca, pero independientes del volumen de las existencias ([Caddy, 1975](#)).

8.2. Estandarización CPUA

Las distribuciones Tweedie y delta mostraron la mejor bondad de ajuste, pues representan la naturaleza mixta de la CPUA. En ambas, las variables explicativas fueron los años, época de secas y profundidad. La reducción de la CPUA en los años 2015-16 se relaciona con el cambio a un tamaño de malla más pequeño con respecto a 1995-1996. En cuanto a la temporada de secas, las surgencias en el norte que ocurren durante esa época ([Pujos et al., 1986](#)), favorecen la concentración de biomasa y, por consiguiente, aumenta la CPUA ([Andrade et al., 2003](#)). Por otra parte, las mayores abundancias de *L. synagris* se predijeron entre los 10 y 70 m de profundidad, y la evidencia empírica muestra ([Cervigón, 1993](#)) que la distribución batimétrica preferencial de la especie en el área es entre 21 y 70 m ([Rodríguez y Paramo, 2012](#)).

En el presente estudio, la distribución Tweedie fue la más adecuada para estandarizar la CPUA. Sin embargo, esta distribución también ha mostrado ser útil para representar datos obtenidos de muestreos dependientes de la pesca ([Shono, 2008](#)). En este tipo de muestreo, el porcentaje de lances sin capturas (lances=0) es menor, debido a que el pescador realiza sus faenas en lugares donde tiene conocimiento empírico de la presencia de la especie (p.e. caladeros). Pero, aun así, en datos dependientes de este tipo de muestreo, pueden generar lances iguales a cero de la especie objetivo, incluso en los caladeros ([Maunder y Punt, 2004](#)). Por lo tanto, la naturaleza mixta de la CPUA, más bien depende de la relación entre el tipo de arte de pesca y la biomasa disponible del recurso objetivo. Se recomienda utilizar la distribución Tweedie cuando los datos del índice de biomasa relativa contengan lances sin captura de la especie objetivo, independientemente de si los datos provienen de muestreos dependientes o independientes de la pesca.

La distribución binomial negativa se ha utilizado para modelar índices de abundancia ([Punt et al., 2000](#)) cuando éstos se expresan en número de individuos (; [Shono, 2008](#)). Aquí, en cambio, la CPUA se introdujo en unidades discretas de biomasa. El predictor “profundidad” evidenció una vez más la distribución batimétrica de la especie: a mayor profundidad, menor captura por lance. El predictor “años” se explica porque en 1988 y 2015-16 se trabajó con mallas de menor tamaño (20 y 44.45 mm), lo que también resultó en menores capturas por lance; lo contrario se observó en los años 1995-96 y 2001 (luz de malla de 45 y 50.8 mm).

Las distribuciones normal y log-normal mostraron una bondad de ajuste comparativamente menor. En el caso de la distribución normal, los valores negativos de CPUA estándar son un reflejo del método de ajuste. La función de máxima verosimilitud tiende a reducir la diferencia entre la media de los datos estimados y la media de los datos observados, que en este caso está sesgada hacia los valores más pequeños de CPUA ([Press et al., 1992](#)). Esta reducción mueve el eje de simetría de la distribución ajustada hacia la media de los datos observados, provocando que una parte de ella se ubique en el dominio de los números negativos. En el otro caso, la escala logarítmica en el eje de las abscisas, no solo mueve la media de los datos

observados aún más cerca del cero, sino que también reduce la varianza y subestima la cola pesada. Esto explica que los datos estandarizados de CPUA con distribución log-normal, provenientes de cruceros de investigación, fueran dos órdenes de magnitud menor que los observados.

A pesar de estas limitaciones, las distribuciones normal ([Párraga et al., 2010](#)) y log-normal ([Hilborn y Walters, 1992](#)) se siguen utilizando para representar datos de CPUA dependientes de la pesca. Por ejemplo, la distribución log-normal se aplica con frecuencia para representar la estructura del error de diversos índices de abundancia ([Ortiz y Arocha, 2004](#); [Coelho et al., 2014](#)), de los que se derivan cantidades para el manejo de diversos recursos pesqueros. Una consecuencia potencial de estas prácticas es que la biomasa sea consistentemente subestimada.

8.3. Biomasa simulada

Se utilizó un estimador de biomasa que se basa en el promedio aritmético de la CPUA. La semejanza entre las distribuciones derivadas de las funciones normal y Tweedie, se explica porque sus medias también son similares, pero la distribución normal generó valores negativos de CPUA. En el caso de la biomasa estimada a partir de la distribución binomial negativa, el valor del sesgo y varianza son un reflejo de una cola pesada (mayor varianza) y una media mayor que la de las otras distribuciones (menor sesgo). Dado que el estimador de biomasa se basa en la media de la CPUA, se generan valores más cercanos a la BP. El gran sesgo de la biomasa estimada con distribución log-normal, se explica por el bajo promedio y varianza de la CPUA estándar. Estos valores son reflejo del ajuste en los MLG en el que se generaron valores de menor magnitud que los datos observados.

En diversos trabajos, se asume un valor de q igual a 1 para estimar la biomasa de recursos demersales ([Manjarrés et al., 2005](#)) por el método de área barrida ([Pauly, 1984](#); [Sparre y Venema, 1998](#));). Sin embargo, se encontró que, independientemente de la distribución asumida de la CPUA, la capturabilidad generó el mayor sesgo. El estimador de biomasa mostró poca robustez, debido a que el promedio aritmético no representa confiablemente la distribución estadística de la CPUA ([Pennington, 1996](#))

derivada de muestreos independientes o dependientes de la pesca ([Kappeman, 1999](#); [Pérez y Defeo, 2005](#)). El sesgo que conlleva utilizar el promedio aritmético de la CPUA, subestima de tal manera la biomasa, que resulta intrascendente el tipo de distribución estadística que se asuma para el índice de abundancia.

9. CONCLUSIÓN

Se concluye que la distribución Tweedie representó confiablemente a la CPUA proveniente de cruceros de investigación, debido a que fue ideado para variables de naturaleza compuesta, como la CPUA (valores cero y valores positivos). La extrapolación del promedio aritmético de CPUA mostró que (1) en todos los casos se subestimó la biomasa postulada; (2) la biomasa estimada es poco sensible a la magnitud de la capturabilidad; y (3) el error que se genera es tan grande que hace intrascendente conocer la distribución inherentes de los datos observados.

10. RECOMENDACIÓN

Se recomienda no estimar la biomasa de *L. synagris* para el Caribe de Colombia mediante la extrapolación del promedio aritmético de la CPUA al área total, como se ha venido haciendo ([Sætersdal et al., 1999](#); [Manjarres et al., 2005](#)). Para reducir el error de la biomasa estimada a partir de este conjunto de datos, se puede asumir que la CPUA se apega a una distribución Tweedie; y cualquiera que sea el método de estimación, debe heredar las propiedades de esa distribución.

11. REFERENCIAS

- Aitchison, J. 1955. On the distribution of a positive random variable having a discrete probability mass at the origin. *Journal of the American Statistical Association*, 50: 901–908.
- Andrade, C. A., E. D. Barton y C. Mooers. 2003. Evidence for an eastward flow along the Central and South American Caribbean Coast. *Journal of Geophysical Research* 108 (C6): 1-11.

- Andrade, H. A., y Teixeira, J. A. 2002. A probability model for the catch per unit of effort (cpue) of the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) pole and line fishery in the southwest Atlantic. Brazilian Journal of Aquatic Science and Technology.
- Arreguín-Sánchez, F. 1996. Catchability: a key parameter for fish stock assessment. Reviews in fish biology and fisheries, 6(2), 221-242.
- Bernal, G., G., Poveda, P., Roldán, y C. Andrade. 2006. Patrones de variabilidad de las temperaturas superficiales del mar en la costa Caribe colombiana, Revista de la Academia Colombiana de Ciencias Exactas, Físicas y Naturales 30(115): 195-208.
- Bula-Meyer G. 1990. Oceanografía. En: Caribe Colombia. Bogotá (Colombia): Fondo José Celestino Mutis-FEN. p. 5-66.
- Burnham, K. P., & Anderson, D. R. 2002. A practical information-theoretic approach. Model selection and multimodel inference, 2nd ed. Springer, New York.
- Caddy, J. F. 1975. Spatial model for an exploited shellfish population, and its application to the Georges Bank scallop fishery. Journal of the Fisheries Board of Canada, 32(8), 1305-1328.
- Canales, C. y Arana, P. 2010. Estandarización de la captura por área barrida (CPUA) en cruceros de evaluación directa de camarón nailon (*Heterocarpus reedi*) (1998-2006). Lat.Am.Aquat.Res. 38(3): 387-402.
- Candy, S.G., 2004. Modeling catch and effort data using generalized linear models, the Tweedie distribution, random vessel effects and random stratum-by-year effects. CCAMLR Science 11, 59–80.
- Catalán, I. A., Jiménez, M. T., Alconchel, J. I., Prieto, L., & Muñoz, J. L. 2006. Spatial and temporal changes of coastal demersal assemblages in the Gulf of Cadiz (SW Spain) in relation to environmental conditions. Deep Sea Research Part II: Topical Studies in Oceanography, 53(11-13), 1402-1419.
- Cervigón, F. 1993. Los peces marinos de Venezuela Volumen II. Caracas, Venezuela: Fundación Científica Los Roques.
- Chatterjee, S., & Hadi, A. S. 2016. Regression analysis by example. 5th edition. John Wiley & Sons.

- Coelho, R., Nikolic, N., Evano, H., Santos, M. N., & Bourjea, J. 2014. Reunion island pelagic longline fishery characterization and standardization of albacore catch rates. IOTC Working Document, IOTC–2014–WPTmT05–12.
- Ogle, D. H. 2016. Introductory fisheries analyses with R. Chapman and Hall/CRC.
- Duarte, L.O., Altamar, J., Escobar, F.D., 2005. Hacia un esquema integrado para el almacenamiento y análisis de información oceanográfica, ecológica y pesquera: Sistema de Información Evaluación y Ecología Pesquera, SIEEP. Intropica 2, 35-50.
- Duarte, L.O., Cuello, F., 2006. Sistema de información evaluación y ecología pesquera, sieep (versión 1.1). Actualización para estudios de la captura acompañante en pesquerías de camarón. Intropica 3, 101-108.
- Escobar F. A. Rodríguez, M. Rueda, J. Viaña, J. Correa, S. Salas, H. Castillo, E. Cárdenas, R. Acevedo, J. Barrera, A. Moreno, A. Girón Y J. Eraso. 2017. Programa de investigación pesquera en aguas marinas jurisdiccionales de Colombia 2016. Convenio No 196 de 2016 AUNAP-INVEMAR. Informe técnico y financiero final. PRY-VAR-006-016. Santa Marta. 228 p + Anexos.
- Ferrari, S., & Cribari-Neto, F. 2004. Beta regression for modelling rates and proportions. *Journal of applied statistics*, 31(7), 799-815.
- Hilborn, R., & Walters, C. J. 1992. Quantitative fisheries stock assessment: choice, dynamics and uncertainty. *Reviews in Fish Biology and Fisheries*, 2(2), 177-178.
- Hoggarth, D. D. 2006. Stock assessment for fishery management: A framework guide to the stock assessment tools of the fisheries management and science programme (No. 487). Food & Agriculture Org.
- Hulson, P. J. F., Hanselman, D. H., & Quinn, T. J. 2011. Effects of process and observation errors on effective sample size of fishery and survey age and length composition using variance ratio and likelihood methods. *ICES Jour of Marine Science*, 68(7), 1548-1557.
- Jørgensen, B. 1997. *Theory of Dispersion Models*. Chapman and Hall, London: Chapter 4.

- Kappenman, R. F. 1999. Trawl survey based abundance estimation using data sets with unusually large catches. *ICES journal of marine science*, 56(1), 28-35.
- Klima, E.F., 1976. An assessment of the fish stock and fisheries of the campeche bank. *WECAF Stud.*, (5):24 p
- Lage, A. F., & Robertson, K. G. 2001. Morfodinámica del litoral caribe y amenazas naturales. *Cuadernos de Geografía: Revista Colombiana de Geografía*, 10(1), 1-35.
- Leslie, P. H., & Davis, D. H. S. 1939. An attempt to determine the absolute number of rats on a given area. *The Journal of Animal Ecology*, 94-113.
- López E. 2005. Evolución tectónica de la región Caribe de Colombia. Informe interno, Ingeominas, Bogotá, 51 p.
- López-Rocha, J. A., Albañez-Lucero, M. O., Arreguín-Sánchez, F., & de Anda-Montañez, J. A. 2009. Analysis of the spatial and seasonal variation in catchability of red grouper, *Epinephelus morio* (Valenciennes, 1828), in the Campeche Bank before overfishing (1973-1977). *Revista de Biología Marina y Oceanografía*, 44(3), 751-761.
- Maier, M. J. 2014. DirichletReg: Dirichlet regression for compositional data in R.
- Manjarrés, L. M. y J.C. Arévalo. 1999. Abundancia, distribución y aspectos ecológicos de los recursos de peces demersales. *Bol. Cientif. INPA* 6 (Supl. Esp.): 35-52.
- Manjarrés, L.M. 2011. Ensamblajes de peces demersales del Caribe Colombiano: Patrones espacio-temporales y relación con variables ambientales y pesqueras. Tesis Doctoral, Facultad de Ciencias del Mar y Ambientales. Universidad de Cádiz.
- Manjarrés, L.M., Vergara, A. Torres, J., Rodríguez, G., Arteaga, E., Viaña, J., Arévalo, J. y Galvis R. 2005. Evaluación de peces demersales e ictioplancton en el mar caribe de Colombia, incluyendo condiciones oceanográficas. *Rev. Intropica* 2, 51-86.
- Marchal, P., Ulrich, C., Korsbrekke, K., Pastoors, M., & Rackham, B. 2002. A comparison of three indices of fishing power on some demersal fisheries of the North Sea. *ICES Journal of Marine Science*, 59(3), 604-623.

- Maunder, M.N., Punt, A.E., 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. *Fish. Res.* 70, 141-159.
- Myade, E. F., Oyebanji, M. O., Oluwajoba, E. O., Williams, A. B., Mbawuiké, B. C., Ajuonu, N., & Abass, M. A. 2011. Occurrence of finfish communities in trawl hauls of Atlantic Ocean in Badagry coast, Nigeria. *International Journal of Biological and Chemical Sciences*, 5(1).
- Myers, R.A., Pepin, P., 1990. The robustness of lognormally-based estimators of abundance. *Biometrics* 46, 1185–1192.
- Nelder, J. A., & Mead, R. 1965. A simplex method for function minimization. *The computer journal*, 7(4), 308-313.
- Ortiz, M., & Arocha, F. 2004. Alternative error distribution models for standardization of catch rates of non-target species from a pelagic longline fishery: billfish species in the Venezuelan tuna longline fishery. *Fisheries Research*, 70(2-3), 275-297.
- Pante, E. y Simon-Bouhet, B. 2013. marmap: A Package for Importing, Plotting and Analyzing Bathymetric and Topographic Data in R. *PLoS ONE* 8(9): e73051. doi: 10.1371/journal.pone.0073051
- Paradinas, I., Pennino, M. G., López-Quilez, A., Marín, M., Bellido, J. M., & Conesa, D. 2018. Modelling spatially sampled proportion processes. *REVSTAT–Statistical Journal*, 16(1), 71-86.
- Paramo, J., Espinosa, L., Posada, B., Núñez, S., & Benavides, S. 2012. Distribución espacial de sedimentos en la región norte del Caribe colombiano. *Boletín de Investigaciones Marinas y Costeras*, 41(1), 9-28.
- Paramo, J., Guillot Illidge, L., & Rodríguez, A. 2009. Aspectos poblacionales y ecológicos de peces demersales de la zona norte del Caribe colombiano en relación con el hábitat: una herramienta para identificar áreas marinas protegidas (. AMPs) para el manejo pesquero.
- Párraga, D. P., Cubillos, L. A., & Correa-Ramírez, M. A. 2010. Variaciones espacio-temporales de la captura por unidad de esfuerzo en la pesquería artesanal costera del pargo rayado *Lutjanus synagris*, en el Caribe colombiano y su relación con variables ambientales. *Revista de biología marina y oceanografía*, 45(1), 77-88.

- Pauly, D. 1984. Fish population dynamics in tropical waters: a manual for use with programmable calculators (Vol. 8). WorldFish.
- Payá, I. 2016. Informe 1 de Estatus. Estatus y posibilidades de explotación biológicamente sustentables de los principales recursos pesqueros nacionales año 2017: Jibia 2017.. 10.13140/RG.2.2.26341.81128.
- Pennington, M. 1996. Estimating the mean and variance from highly skewed marine data. *Fishery Bull.*, 94, 498-505.
- Pérez, E. & Defeo, O. 2005. Estimation of catchability for the *Heterocarpus reedi* and *Cervimunida johni* fisheries in northern Chile, using different catch per unit of area estimators. *Interciencia*, 30(1), 19-23.
- Press, W. H., Teukolsky, S. A., Vetterling, W. T., & Flannery, B. P. 1992. Numerical recipes in Fortran 77: the art of scientific computing (Vol. 2, p. 915). Cambridge: Cambridge university press.
- Pujos, M., J. L. Pagliardin, R. Steer, G. Vernet y O. Weber. 1986. Influencia de la contracorriente norte colombiana para la circulación de las aguas en la plataforma continental: su acción sobre la dispersión de los efluentes en suspensión del río Magdalena. *Boletín Científico, CIOH* 6: 3-15.
- Punt, E. A., Walker, I.T., Taylor, L. B. y Pribac, F. 2000. Standardization of catch and effort data in a spatially-structured shark fishery. *Fisheries Research* 45. Pp 129-145.
- Rodríguez, A., & Páramo, J. 2012. Distribución espacial del pargo rayado *Lutjanus synagris* (Pisces: Lutjanidae) y su relación con las variables ambientales en el Caribe colombiano.
- Rodríguez, A., Rueda, M., Acevedo, R. y Castillo, H. 2015a. Programa de observadores para el monitoreo de las pesquerías industriales de atún con palangre y camaron de arrastre en el Caribe continental colombiano (región central) año 2015. INVEMAR. Informe Técnico y Financiero Final. PRY-VAR-008-15-ITF. Santa Marta – Colombia. 50 p.
- Rodríguez, A., Rueda, M., Viaña, J., Correa, J., Mejía-Mercado, B., Galeano, A., Castillo, H., Girón, A., Salas, S., Eraso, J., Acevedo, R. y Angulo, G. 2015. Programa de investigación pesquera en aguas marinas jurisdiccionales de

- Colombia 2015. AUNAP-INVEMAR. Convenio No. 148 de 2015. Informe técnico y financier final. PRY-VAR-006-015-ITF. Santa Marta. 162 p + Anexos.
- Rubec, P. J., Kiltie, R., Leone, E., Flamm, R. O., McEachron, L., & Santi, C. 2016. Using delta-generalized additive models to predict spatial distributions and population abundance of juvenile pink shrimp in Tampa Bay, Florida. *Marine and coastal fisheries*, 8(1), 232-243.
- Sætersdal, G.; Bianchi, G.; Strømme, T.; Venema, S.C. The DR. FRIDTJOF NANSEN Programme 1975–1993. 1999. Investigations of fishery resources in developing countries. History of the programme and review of results. FAO Fisheries Technical Paper. No. 391. Rome, FAO. 434p.
- Sánchez-Páez, H.; R. Alvarez-León; F. Pinto-Nolla; A.S. Sánchez-Alferez; J.C. Pino-Renjifo; I. Garcia-Hansen y M. T. Acosta-Peñaloza. 1997. Diagnóstico y zonificación preliminar de los manglares del Caribe de Colombia. In: Sánchez-Páez, H. y R. Alvarez-León (eds.) *Proy. PD 171/91 Rev. 2 (F) Fase I. Conservación y Manejo para el Uso Múltiple y el Desarrollo de los Manglares de Colombia*. MINAMBIENTE/OIMT. Santa Fe de Bogotá D.C., Colombia. 511 p.
- Shono, H. 2008. Application of the Tweedie distribution to zero-catch data in CPUE analysis. *Fisheries Research*, 93(1-2), 154-162.
- Sparre, P. y S.C. Venema. 1998. Introducción a la evaluación de recursos pesqueros tropicales. Parte 1. Manual. FAO Documento Técnico de Pesca. №. 306.1 Rev. 2: 420 pp
- Stefánsson, G., 1996. Analysis of groundfish survey abundance data: combining the GLM and delta approaches. *ICES J. Mar. Sc* 53, 577-588.
- Syrjala, S.E. 2000. Critique on the use of the delta distribution for the analysis of trawl survey data. *ICES J. Mar. Sc* 57, 831-842.
- Thorson, J. T., Johnson, K. F., Methot, R. D., & Taylor, I. G. 2017. Model-based estimates of effective sample size in stock assessment models using the Dirichlet-multinomial distribution. *Fisheries Research*, 192, 84-93.
- Tweedie, M.C.K., 1984. An index which distinguishes between some important exponential families. In: Ghosh, J.K., Roy, J. (Eds.), *Statistics: Applications and*

New Directions. Proceedings of the Indian Statistical Institute Golden Jubilee International Conference. Indian Statistical Institute, Calcutta, pp. 579–604.

Venables, W. N., & Dichmont, C. M. 2004. GLMs, GAMs and GLMMs: an overview of theory for applications in fisheries research. *Fisheries research*, 70(2-3), 319-337.

Venables, W. N., & Ripley, B. D. 2013. *Modern applied statistics with S-PLUS*. Springer Science & Business Media.

Viloria-Maestre, E., Santos-Acevedo, M., Chávez, S. y Romero, J.A. 2016. *Pesquería artesanal del margen costero entre Los Cocos (Magdalena) y Punta Gallinas (La Guajira), Caribe colombiano*. Serie de Publicaciones Generales del Invemar No 92, Santa Marta. 60 pag.

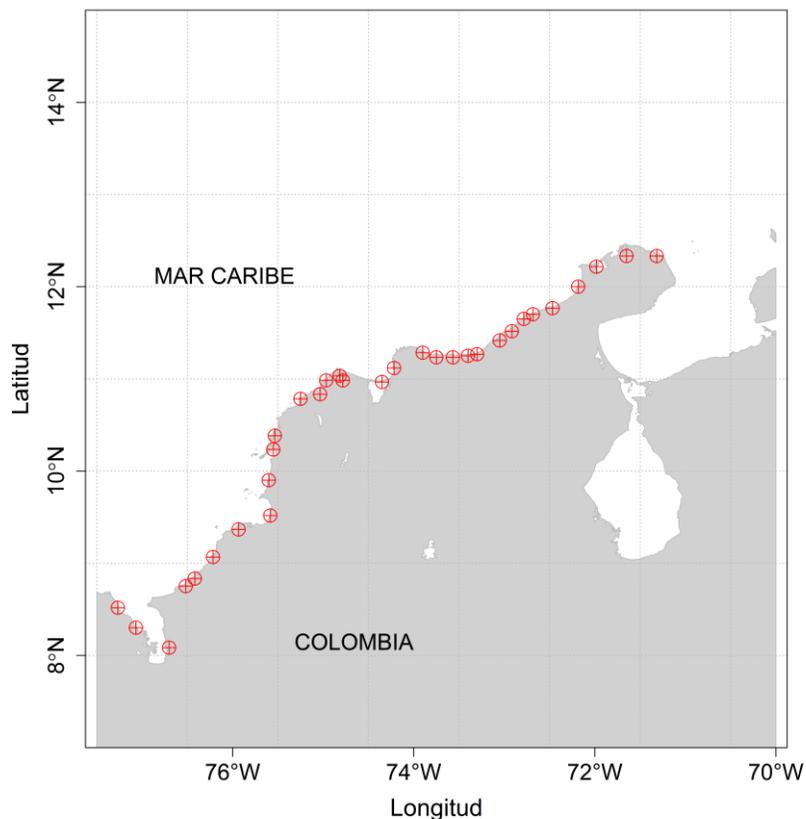
12. ANEXOS

Anexo 12.1. Características de las redes de arrastre utilizadas en las plataformas de investigación comprendidas en el estudio.

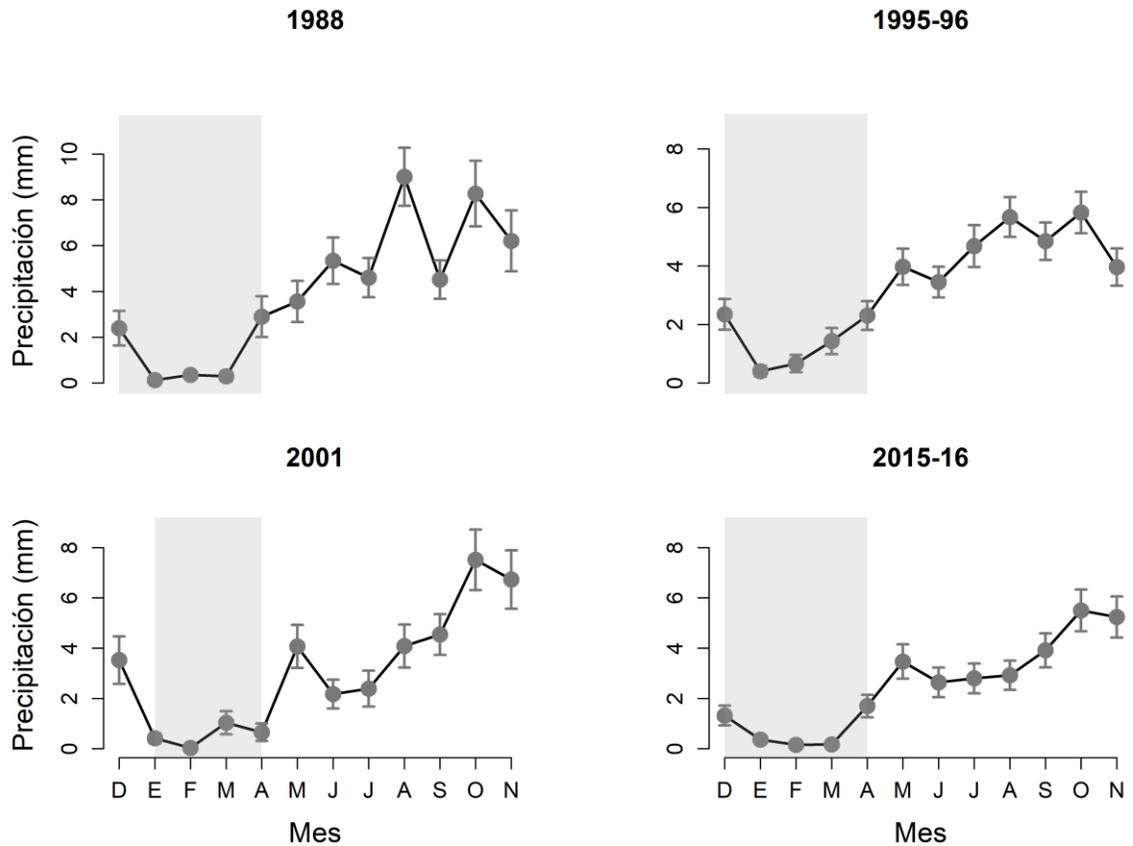
Plataforma de investigación	Características de las redes utilizadas					Referencia
	Tipo de arte	Relinga superior (m)	Relinga inferior (m)	X2	Malla copo (mm)	
B/I Dr. Fridtjof Nansen	Arrastre de peces	31	47	0.6	20	Strømme y Sætersdal (1989)
B/I ANCON	Arrastre de peces	20.6	25.6	0.6	45	Zuñiga y Escobar (1992)
ARC Malpelo	Engel	33.3	41.6	0.6	50.8	Quintero (1992)
B/P Don Fabio	Camaronera	22.86	25.08	0.6	44.45	-

X2: Fracción de abertura horizontal

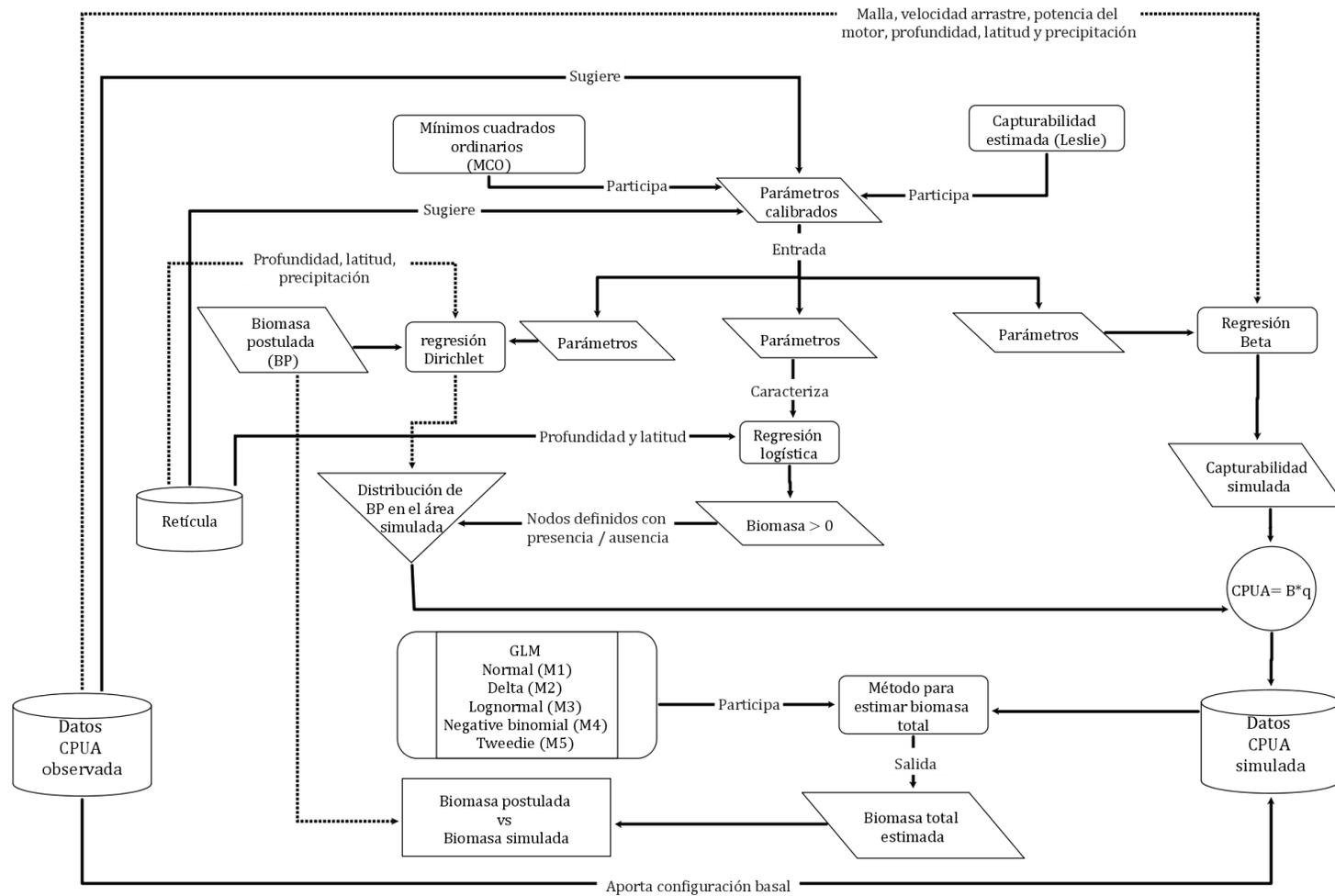
Anexo 12.2. Posición geográfica de las 32 estaciones meteorológicas del IDEAM donde se obtuvieron los datos de pluviosidad (mm) para los años de estudio.



Anexo 12.3. Promedio mensual de precipitación (mm \pm IC 95%) para los años de muestreo. Datos registrados por 32 estaciones meteorológicas del IDEAM distribuidas latitudinalmente en el Caribe de Colombia. Las áreas sombreadas representan las épocas de secas.



Anexo 12.4. Diagrama de flujo del simulador de datos de captura por unidad de área barrida (CPUA) de *Lutjanus synagris*, en el mar Caribe de Colombia.



Anexo 12.5. Distribuciones estadísticas utilizadas en este estudio.

Distribución	Propiedades							
	Tipo de Variable	Notación	f(y)	Soporte	Dominio	E[y]	V[y]	
Normal	<i>Cont.</i>	$N(\mu, \sigma^2)$	$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}}$;	$\sigma > 0$	$[-\infty, \infty]$	μ	σ^2	
Lognormal	<i>Cont.</i>	$LogN(\mu, \sigma^2)$	$\frac{1}{y\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(\log(y)-\mu)^2}$;	$y > 0, \sigma > 0$	$(0, \infty]$	$e^{\left(\frac{\mu+\sigma^2}{2}\right)}$	$[e^{(\sigma^2)}]e^{(2\mu+\sigma^2)}$	
Delta	Binomial	<i>Disc.</i>	$Bi(m, \mu)$	$\binom{n}{y} p^y (1-p)^{n-y}$	$y = 0, 1, 2, \dots, n$	$y = 0, 1, 2, \dots, n$	$\hat{v} = \log\left(\frac{\mu}{n-\mu}\right)$	$\hat{v}(1-\hat{v})$
	Gamma	<i>Cont.</i>	$Ga(\mu, \sigma^2)$	$\frac{\lambda^\lambda}{\Gamma(\lambda)} y^{\lambda-1} e^{-\lambda\left(\frac{y}{\mu} + \log(\mu)\right)}$;	$y > 0, \alpha, \beta > 0$	$(0, \infty]$	$\hat{\mu} = \mu$	$\frac{e^{(\hat{v}\beta)}}{1 + e^{(\hat{v}\beta)}} e^{(\hat{\mu}\theta)}$
Binomial negativa	<i>Disc.</i>	$Nb(p, \lambda)$	$\binom{\lambda-y-1}{y} p^y (1-p)^\lambda$	$p \in (0, 1)$	$y = 0, 1, 2, \dots, n$	$\frac{pr}{1-p}$	$\frac{pr}{(1-p)^2}$	
Tweedie (Poisson-gamma compuesta) $1 < p < 2$	<i>Mix.</i>	$TW_p(\mu, \sigma^2)$	$c_p(y; \lambda) e^{[\lambda(\theta y - k_p(\theta))]}$ $c_p(y; \lambda) \begin{cases} \frac{1}{y} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\lambda^n k_p^n \left(-\frac{1}{\lambda y}\right)}{\Gamma(-\alpha n) n!}; y > 0 \\ 1; y = 0 \end{cases}$	$y \geq 0$	$y = 0, 1, 2, \dots, n$ \wedge $(0, \infty]$	$E[n]E[x]$	$E[n]E[x^2]$	
Dirichlet	<i>Cont.</i>	$Dir(\alpha)$	$\frac{1}{\prod_{i=1}^K \Gamma(\alpha_i) \Gamma\left(\sum_{i=1}^K \alpha_i\right)} \prod_{i=1}^K y_i^{\alpha_i-1}$		$[0, 1]$	$\frac{\alpha_i}{\sum_{k=1}^K \alpha_k}$	$\frac{\tilde{\alpha}_i(1-\tilde{\alpha}_i)}{\sum_{k=1}^K \alpha_k - 1}$	
Beta	<i>Cont.</i>	$Beta(\alpha, \beta)$	$\frac{y^{\alpha-1} (1-y)^{\beta-1}}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta) \Gamma(\alpha+\beta)}$	$y \in (0, 1), \alpha, \beta > 0$	$[0, 1]$	$\frac{\alpha}{\alpha+\beta}$	$\frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)}$	

Anexo 12.6. Valor de los parámetros ajustados para cada GLM con su distribución correspondiente.

Predictor	Distribución						
	Normal	Delta		Lognormal	Binomial negativa	Tweedie	
		Binomial	Gamma				
Intercepto	-3806.96 / 0.15	-17.38 / 0.00	13.78 / 0.00	-12.81 / 0.22	8.48 / 0.00	-4.25 / 0.25	
Año	1988	2056.38 / 0.17	3.54/0.15	-0.98 / 0.01	7.37 / .21	-1.22 / 0.02	3.23 / 0.12
	1995-96						
	2001	1029.53 / 0.00	-0.12 / 0.77	1.04 / 0.02	0.94 / 0.40	1.34 / 0.00	0.79 / 0.07
	2015-16	-342.87 / 0.16	0.82 / 0.04	-1.84 / 0.00	0.54 / 0.56	-1.64 / 0.00	-1.58 / 0.00
Rango de profundidad (m)	10-40	475.68 / 0.09	1.92 / 0.00	-	-	-	2.58 / 0.00
	40-70	215.37 / 0.43	2.49 / 0.00	-	-	-	2.15 / 0.00
	70-100	-65.68 / 0.84	1.00 / 0.05	-	-	-	1.28 / 0.04
	>100			-	-	-	
Zona	8-10	-	-	-	1.42 / 0.07	-	-
	10-12	-	-	-	-	-	-
	12-13	-	-	-	1.17 / 0.08	-	-
Época	Seca	303.45 / 0.10	-	0.53 / 0.03	-	-	0.72 / 0.01
	Lluvia		-		-	-	
Profundidad (m)	-	-	-0.01 / 0.00	-0.03 / 0.00	-0.03 / 0.00	-	
Latitud	-	-	-	-	-	0.12 / 0.23	
Longitud	-	-0.13 / 0.05	0.10 / 0.08	-	-	-	
Pluviosidad (mm/s)	-	0.017 / 0.11	-	0.03 / 0.19	-	-	
Tamaño de malla(mm)	86.86 / 0.12	0.15 / 0.11	-	0.32 / 0.16	-	0.15 / 0.05	
Potencia del motor (HP)	-	-	6.04x10 ⁻⁴ / 0.10	-	7.69x10 ⁻⁴ / 0.10	-	
Velocidad de arrastre(km)	-	-	-	-	-0.26 / 0.10	-	

