

## **Informe final al Consejo de Administración Pesquera del Caribe sobre el proyecto "Prioridad 1 para mejorar la comprensión de los factores de conversión del caracol reina mediante el re-análisis de los datos existentes"**

Por

Nelson Ehrhardt, Profesor Emérito, Universidad de Miami

y

Manuel Pérez, Consultor Independiente

### **RESUMEN EJECUTIVO**

En diferentes reuniones de los grupos de trabajo técnicos y consultivos de la COPACO sobre el caracol reina (CR), se debatió sobre las ventajas y las limitaciones de la utilización de factores de conversión (FC) para ampliar las categorías de peso de la carne de CR procesada al peso vivo total (es decir, el peso de la carne más la concha). Se llegó a la conclusión de que las estadísticas de la FAO debían expresarse en peso vivo, mientras que el peso sucio, solo de la carne, era una mejor expresión de la biomasa recolectada de un ecosistema en el que las conchas bien podían considerarse parte del hábitat.

Un estudio de Horsford et al. (2011), aunque no se probó estadísticamente, sugirió la posibilidad de diferencias alométricas potenciales en el crecimiento de las conchas del CR en relación con su peso en carne, sexo y ubicación. Tal condición puede impactar los FC estimados como promedio sobre un rango de categorías de carne procesada; por lo tanto, la condición del crecimiento desagregado de la concha en relación al crecimiento de la carne, es preocupante y se considera necesario estudiarla.

El plan de manejo y conservación del CR de la COPACO (Prada et al. 2017) menciona que la estimación del rendimiento global y el número de individuos en los desembarques de CR deben ser reportados o recolectados por categorías de carne limpia y que los FC deben ser estadísticamente comparables entre las zonas de pesca y entre los países para así generar información más exacta y precisa sobre el rendimiento global de la especie. Por lo tanto, el Plan no hace referencia al peso vivo, sino al peso de la carne y al número de individuos desembarcados. Esta última estadística es fundamental para relacionar la explotación con los posibles efectos Allee mencionados en Stoner y Ray-Culp (2000). Lo anterior es una información especialmente crítica cuando las densidades de las poblaciones de CR deben servir como puntos de referencia de explotación que enmarquen las cuotas anuales de carne que son comunicadas a la CITES y de referencia en los programas de conservación del CR adoptados por los países.

Por lo tanto, existe una clara necesidad de contabilizar con precisión los desembarques de CR en diferentes unidades de medida de procesamiento para: 1. Informar sobre la producción del país en peso vivo que reporta la FAO, 2. Desembarcos anuales no perjudiciales del país relativo a las categorías de procesamiento que se reportan a la CITES, y 3. Números desembarcados para evaluar

las remociones selectivas desde las poblaciones salvajes y que son necesarias para evaluar el impacto de la explotación en las densidades de población.

Este estudio consiste en una reevaluación de los FC que relacionan el peso sucio con las categorías de carne procesada resultante mediante el uso de los datos existentes ya utilizados para estimar los FC relacionados con la estimación del peso vivo a partir de las categorías porcentuales de carne limpia procesadas. Además, aborda la recomendación de que se disponga de un FC promedio para toda la región con el fin de elevar los desembarques de los países que se han expresado en peso sucio a peso vivo (es decir, los pesos de la carne más la concha). Dicho FC promedio servirá para informar a la FAO sobre capturas en peso vivo de la especie. Por lo tanto, este informe tiene los siguientes objetivos:

1. Revisar estadísticamente los datos existentes utilizados en estimaciones anteriores de los FC para el peso vivo y evaluar la idoneidad estadística de los datos para estimar nuevos FC que servirían para estimar el peso "sucio" de la carne a partir de diferentes porcentajes de procesamiento de los productos.
2. Llevar a cabo análisis estadísticos de correlaciones entre el "peso sucio" y los pesos resultantes de % de carne limpia para así dilucidar la validez estadística de utilizar dichos datos bajo posibles efectos morfométricos potenciales que pudieran existir en el CR. Dichos análisis también deberían retratar los efectos de las diferencias en el procesamiento del CR observadas entre las pesquerías de la región del Caribe.
3. Aportar nuevos FC referentes al "peso sucio" a partir de varios pesos de % de procesamiento de la carne reportados por los países.
4. Estimar un FC promedio regional con el fin de reconstruir las estadísticas pesqueras de la FAO a partir de estadísticas promedio de peso "sucio" a peso vivo (es decir, peso sucio + peso de la concha).

Los análisis comparativos se centraron en la significancia estadística de las diferencias entre las pendientes, los interceptos y las varianzas de los residuos alrededor de las regresiones lineales ajustadas a los datos siguiendo un procedimiento estándar de Análisis de Covarianza (ANCOVA) sugerido por Draper y Smith (1966). En primer lugar, el ANCOVA prueba estadísticamente la validez de la hipótesis de que las pendientes de las regresiones lineales que se comparan son iguales y, si dicha prueba falla, no son necesarias más pruebas estadísticas sobre los valores estimados de los interceptos. Lo anterior se debe a que diferencias estadísticas significativas entre las pendientes implican diferencias en la naturaleza morfométrica del crecimiento individual del CR en los conjuntos de datos analizados.

En la situación específica en que se realizaron comparaciones entre países y/o pesquerías (es decir, el Objetivo 1), y se observaron diferencias significativas en las pendientes entre el peso de la carne sucia como función del peso de la concha, y se debieron aplicar pruebas independientes de Chi cuadrado de Pearson ( $\chi^2$ ) entre las clasificaciones del peso de la carne sucia.

Los datos sometidos a un nuevo análisis de los FC correspondieron a muestras recogidas previamente y enviadas para estos re-análisis por Las Bahamas, Nicaragua, Honduras, México, Martinica, Belice y Barbados. Los datos sobre el peso de la concha fueron estimados como la diferencia entre el peso vivo y el peso sucio aportados en las muestras. Estas variables se utilizaron para identificar y evaluar los efectos de las condiciones fenotípicas en los datos utilizados para la estimación de los FC.

Hubo una diferencia altamente significativa entre las bases de datos de México y Belice a pesar de que el CR habita el mismo ecosistema costero del Arrecife Mesoamericano. La disparidad en pesos de carne limpia para los dos países corresponde al mismo rango estadístico de pesos sucios en las muestras. Tales disparidades no fueron resueltas, y se recomienda que México y Belice desarrollen un diseño de muestreo estadístico verificable para generar nuevos datos para la estimación de FC.

Los resultados del ANCOVA para probar las características fenotípicas del CR mostraron que las poblaciones de Nicaragua, Honduras, Las Bahamas, Barbados y Martinica tienen pendientes que son estadísticamente iguales, lo que implica que las regresiones lineales ajustadas al peso sucio como función del peso de la concha son líneas paralelas. Tal condición es indicativa de que los cambios en el peso sucio debidos a cambios en el peso de la concha observados en las bases de datos comparadas, son aproximadamente similares entre los países. Sin embargo, las diferencias en los interceptos son significativamente diferentes entre los países, exceptuando el caso de Honduras-Bahamas donde las líneas son estadísticamente idénticas. Todas las comparaciones utilizando la base de datos de México, resultaron en relaciones lineales significativamente diferentes, añadiendo incertidumbre al origen de los individuos muestreados en aquel país los cuales son de tamaños significativamente mayores por unidad de peso de la concha. La implicancia de este resultado es que el CR en México sería fenotípicamente diferente al CR observado en los otros países, lo cual fue un resultado inesperado. Por otro lado, las diferencias entre Martinica-Barbados, Nicaragua-Honduras, Nicaragua-Las Bahamas y Honduras-Barbados no fueron significativas para las pendientes, pero sí para los interceptos. Tales diferencias pueden deberse a las condiciones de identidad geográfica en la biología de crecimiento de la concha del CR.

La gran dispersión del peso sucio alrededor de la línea de regresión como función del peso de la concha generó un bajo grado de asociación entre las variables, indicando que el peso de la concha del caracol reina no es un buen predictor del peso de la carne. Los resultados obtenidos son afines con la información existente sobre las características morfométricas del crecimiento y desarrollo del CR.

La identidad geográfica del crecimiento de la concha del CR, así como los cambios significativos en la estructura y forma de la concha que se espera con el advenimiento de la madurez sexual, pueden ser procesos significativos responsables de las bajas correlaciones observadas entre el peso de la concha y el peso sucio en las fuentes de datos regionales disponibles. Tales diferencias potenciales en los procesos de crecimiento que aparecen en los datos analizados conducen a la conclusión de que los FC del CR relativos al peso vivo serían más imprecisos si se intentaran calcular con estos datos los FC del peso vivo a partir de las categorías de % de peso de carne limpia.

Los resultados de los análisis muestran que mientras los CR son fenotípicamente muy similares entre Honduras, Nicaragua y Las Bahamas, la diferencia en interceptos bajo igualdad de pendientes entre Honduras y Barbados puede explicar que los datos de estos dos últimos países, que están distribuidos muy distantes dentro del rango del hábitat de la especie, son significativamente diferentes en tamaño. Estas diferencias reflejan diferencias considerables en los FC de peso vivo estimados para estas dos regiones. Tales diferencias pueden sugerir que la armonización regional de los factores de conversión a nivel de peso vivo puede no ser del todo correcta en lo que respecta a la reconstrucción de la captura total a efectos de las estadísticas de desembarque de la FAO. Por lo tanto, se recomienda que los países que aún carecen de FC adecuados establezcan urgentemente trabajos para calcularlos a fin de evitar el uso de estimaciones de FC armonizados regionalmente.

A diferencia de los resultados de los análisis estadísticos que mostraron una significancia estadística bastante baja del peso de la concha como predictor del peso sucio, los análisis y resultados de los datos que se relacionan al peso sucio están mejor correlacionados con los diferentes niveles de pesos según % del procesado de la carne. Estos resultados son importantes cuando se considera la estimación de los FC a peso vivo (pesos de la concha + carne), que introducirán una varianza grande y significativa debido a la mayor varianza del peso de la concha en relación con la varianza del peso de la carne.

Los promedios de las distribuciones de los pesos sucios reconstruidos a partir de los niveles de peso correspondientes a los % de carne limpia utilizando los FC siempre dieron como resultado valores de peso total dentro del 99% del peso sucio original observado en las muestras. Este hallazgo apoya la validez de los FC estimados en este estudio.

El factor de conversión regional promedio para el peso vivo (es decir, concha + peso del tejido) a partir del peso sucio fue de 5,36, que es similar a aquel estimado que se presenta FAO (2014).

## RESUMEN

Se volvieron a analizar las bases de datos del CR (número de individuos por porcentajes de transformación de la carne) de 7 países del Caribe, con el fin de validar las bases de datos estadísticas utilizadas para estimar los FC. Se utilizaron análisis de regresión lineal y de covarianza para clasificar la información utilizada en las estimaciones del factor de conversión de los diferentes pesos según pesos de los % de carne limpia.

Los resultados de los análisis estadísticos mostraron que el peso de la concha del CR no es un buen predictor del peso de la carne. Además, mostraron una significancia estadística bastante baja del peso de la concha como predictor del peso sucio. Los análisis y resultados demuestran que los datos de peso sucio se correlacionan mejor con los diferentes niveles de pesos según % de procesado de la carne. Estos resultados son importantes para la estimación de los FC a peso vivo (pesos de la concha + carne), que introducirán una varianza grande y significativa debido a la mayor varianza del peso de la concha en relación con la varianza del peso de la carne.

Los promedios de los pesos sucios totales reconstruidos a partir de los niveles de peso según pesos del % de carne limpia utilizando los correspondientes FC promedio para las categorías estimadas

en este estudio dieron siempre como resultado valores de peso total dentro del 99% del peso sucio original observado en las muestras.

Un factor de conversión regional medio para el peso vivo (es decir, peso de la concha + peso del tejido) a partir del peso sucio fue de 5,36, que es similar al estimado por FAO (2014). Se estimó un nuevo método de regresión para estimar los FC basado en la morfometría del CR, el que permite la estimación de FC por rangos de tamaño individual en las categorías de peso de % de carne limpia de CR tanto juveniles como adultos.

## **IDENTIFICACION DEL PROBLEMA**

En la 3<sup>a</sup> reunión del Grupo de Trabajo sobre la Caracol Reina (CR) de la CFMC/OSPESCA/COPACO/CRFM/ CITES en la Ciudad de Panamá, Panamá, del 30 de octubre al 1 de noviembre de 2018 y luego en la reunión del Grupo de Trabajo Científico, Estadístico y Técnico Asesor (SSTAG por la sigla en inglés) en Miami, Florida, del 24 al 26 de abril de 2019, se llevaron a cabo discusiones sobre los méritos estadísticos y las limitaciones del uso de factores de conversión (FC) para expandir las categorías de peso de carne procesada de caracol reina (CR) a peso vivo entero (es decir, peso de la carne más peso de la concha). El SSTAG concluyó que las estadísticas de la FAO deben expresarse en peso vivo, mientras que el peso sucio de la carne era una mejor expresión de la producción de biomasa en un ecosistema donde las conchas de los caracoles bien pueden considerarse parte del hábitat. El razonamiento de estas consideraciones se basó en el hecho de que el CR tiene movimientos migratorios estacionales limitados, lo que resulta en un rango de distribución reducido (<8 ha; Glazer y otros 2003). Como tal, la movilidad reducida necesariamente imprime identidad geográfica con respecto al carácter del crecimiento de la concha. Además, se observó que, a menos que el peso de la concha sea directamente proporcional (esto es, isométrico) en relación con el peso del tejido vivo, cualquier FC que se considere para expandir las categorías de peso según el nivel de % procesado de la carne al peso vivo (es decir, los pesos de carne + concha) debería introducir una incertidumbre que puede ser estadísticamente significativa pero que se desconoce y que es difícil de medir (por ejemplo, véase la información aportada en las figuras 1 y 2). A este respecto, se hizo referencia a Horsford et al. (2011) quienes encontraron que la mayor variabilidad de los FC del CR según categorías de % de carne procesadas a peso vivo en Antigua y Barbuda se debió a los efectos de caladeros o localidades de pesca y a estados de madurez en que esta última dicta el crecimiento del labio de la concha. Tal hallazgo, aunque no se ha probado estadísticamente, sugiere la posibilidad de posibles diferencias alométricas en el crecimiento de las conchas del CR relativo al peso de la carne. Tal condición puede afectar a los FC estimados como promedio para un rango de categorías de carne procesada; por lo tanto, la condición de crecimiento desagregado de la concha en relación con el crecimiento de la carne es motivo de preocupación y se considera necesario investigar dicha condición.

El Grupo también abordó la necesidad de que los países exportadores de CR deban declarar a la CITES sus cuotas anuales de capturas que no sean perjudiciales o detrimentales a la supervivencia de la especie en el porcentaje correspondiente de pesos de carne procesada que se exportaría y que proceden de desembarques expresados principalmente en pesos de carne pre-elaborada pero aun no dentro de las categorías de peso limpio con que se exportarían (por ejemplo, véase la figura 3). Esta es una condición operativa importante dado el hecho de que en las pesquerías industriales de

CR generalmente no se desembarcan individuos enteros sino carne semi procesada sin concha. Además, se argumentó que las cuotas anuales no perjudiciales a la supervivencia de la especie deberían evaluarse teniendo en cuenta los efectos que la explotación ejerce sobre las densidades de la población silvestre y que son importantes y necesarias para asegurar el éxito del apareamiento estacional del CR (es decir, el efecto Allee expresado en Stoner y Ray-Culp 2000). Como tal, el número de caracoles desembarcados es una estadística muy importante para dilucidar el efecto de explotación sobre las densidades que quedan en las poblaciones silvestres para lo cual la unidad de peso a nivel individual resultante del procesamiento de la carne es obligatorio.

El Grupo señaló que el plan propuesto de conservación y gestión del CR (Prada et al. 2017) menciona que la estimación de rendimiento total de carne y el número de individuos en los desembarques de caracol reina deberían ser reportados por categorías de carne limpia y que los FC deben ser estadísticamente comparables entre los caladeros y entre los países para así generar información más exacta y precisa sobre el rendimiento total de las poblaciones de CR. Por lo tanto, el Plan no se refiere al peso vivo, sino al peso de la carne y al número de individuos desembarcados. Esta última información estadística es fundamental para vincular la explotación a los posibles efectos tipo Allee mencionados en Stoner y Ray-Culp (2000). Lo anterior es información particularmente crítica cuando las densidades de población deben servir como puntos de referencia de explotación para enmarcar las cuotas anuales no perjudiciales de carne reportadas a la CITES y los programas de conservación del CR adoptados por los países.

Por lo tanto, el grupo asesor identificó que existe una clara necesidad de contabilizar con precisión los desembarques de caracol reina en las diferentes unidades de medición de procesamiento para así: 1. Informar a la FAO sobre la producción nacional en peso vivo equivalente, 2. Informar a la CITES sobre los desembarques anuales no perjudiciales para la supervivencia de la especie aportados por país y en las categorías de procesamiento de la carne que correspondan, y 3. El número de individuos desembarcados para de esta forma evaluar el retiro selectivo de individuos desde efectivos de caracol reina y que es información necesarias para evaluar el impacto de la explotación sobre las densidades poblacionales.

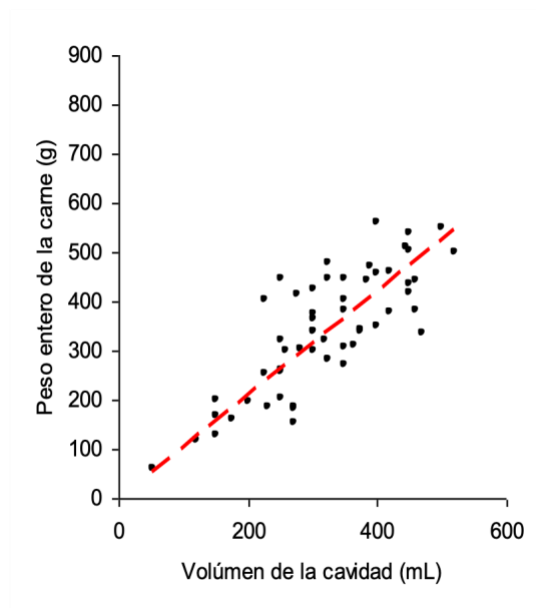


Figura 1. El peso sucio (g) es estadísticamente proporcional al volumen de la cavidad de la concha (De Ehrhardt y Romero, 2010).

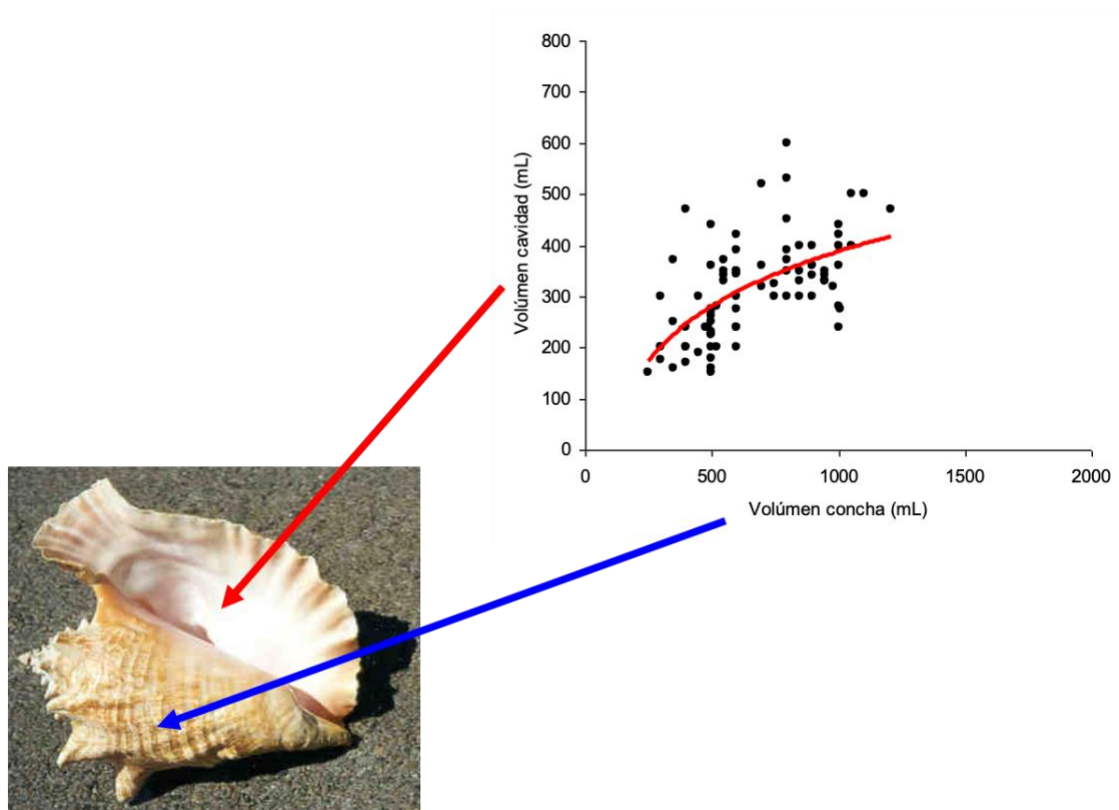


Figura 2. Relación volumétrica (mL) no lineal entre la cavidad de la concha y el peso de la misma (De Ehrhardt y Romero 2010).



Figura 3. Desembarque de carne del caracol reina pre-procesada en pesquerías industriales (De Ehrhardt y Romero 2010).

### **OBJETIVOS DE ESTE TRABAJO**

Los trabajos incluidos en este informe consisten en una reevaluación de los FC que se relacionan con el peso sucio (esto es, el peso de todos los tejidos blandos) que deberían tener las categorías de carne de CR procesada utilizando datos existentes que ya han sido utilizados con anterioridad para estimar los FC relativos a la estimación del peso vivo total a partir de las categorías de carne procesadas. Adicionalmente, este trabajo de consultoría aborda la recomendación del SSTAG de que se ponga a disposición de toda la región un FC promedio para elevar los desembarques de los países que han sido expresados en peso sucio a peso vivo entero (es decir, peso de carne más peso de la concha). Este FC promedio servirá para la notificación de capturas de la especie a la FAO. Por lo tanto, este informe incluye los siguientes objetivos:

1. Revisar estadísticamente los datos existentes utilizados en estimaciones anteriores de FC para el peso vivo y evaluar la idoneidad o validez estadística de los datos utilizados en el cálculo de FC para estimar el peso de la carne "sucia" desde diferentes porcentajes de procesamiento de dicha carne.
2. Llevar a cabo un análisis estadístico de los efectos del "peso sucio" en el % de pesos limpios de la carne para dilucidar la validez estadística del uso de dichos datos bajo los posibles efectos morfométricos del CR. Tales análisis también deberían describir los efectos de las diferencias en el procesamiento del CR observadas entre las pesquerías de la región del Caribe.
3. Proporcionar nuevos FC para el "peso sucio" de varios pesos de carne con procesamiento porcentuales reportados por los países.



4. Estimar un FC promedio regional con el fin de reconstruir las estadísticas pesqueras que se reportan a la FAO y que se calculan a partir de estadísticas de peso "sucio" promedio a peso vivo (es decir, peso sucio + peso de concha).

## MÉTODOS Y MATERIALES

Las evaluaciones de los datos estadísticos correspondientes a los objetivos 1 y 2 se llevaron a cabo siguiendo un marco de análisis estadístico que consideró las características del fenotipo del CR. Esto es posible porque los fenotipos son expresiones observables de los resultados de los genes (es decir, los genotipos), combinados con influencias ambientales y ecológicas espaciales que tienen influencia en la apariencia y el comportamiento del CR. Tales influencias son determinantes en la identidad geográfica que se ha informado sobre la especie y que se ve reflejada por las caracterizaciones fenotípicas en el crecimiento en peso de la concha relativo al crecimiento en peso de la carne de la especie. Los fenotipos pueden determinarse mediante observaciones directas de los animales (es decir, mediante mediciones del peso de diferentes partes del cuerpo de los individuos antes de que estos sean sometidos a cualquier procesamiento de la carne). De esta manera, las estadísticas del peso de la concha y aquéllas correspondientes al peso de la carne sucia que se encuentran en las bases de datos morfométricos utilizadas por los países para determinar los FC deberían permitir evaluaciones estadísticas de la calidad de dichos datos. Del mismo modo, las caracterizaciones fenotípicas deben reflejarse en las categorías porcentuales de procesamiento de carne obtenida bajo las prácticas estándar de limpieza del CR en cada país.

Los métodos estadísticos utilizados para evaluar las posibles diferencias fenotípicas de los diferentes pesos que se encuentran en las bases de datos aportados por los países correspondieron a aquellos de regresión lineal y análisis de covarianza con respecto a:

- 1) Caracterizaciones del crecimiento morfométrico de la carne de CR definidas por pendientes encontradas en relaciones funcionales lineales (es decir, regresiones) entre el peso de la concha y el peso sucio de la carne, así como entre diferentes niveles de procesamiento (es decir, % de carne limpia según lo requerido para las demandas del mercado del producto) y el peso sucio (es decir, el peso individual de los tejidos blandos totales extraídos de la concha). Todas las categorías de pesos se expresaron en gramos,
2. El grado de reducción de peso de la carne debido al procesamiento a partir del peso sucio se representa por la diferencia en los interceptos de las funciones de regresión morfométricas lineales ajustadas a los datos, y
- 3) La "disparidad" del fenotipo, así como variabilidad en el proceso de limpieza de la carne, se expresa por la varianza de los valores residuales de las observaciones alrededor de las líneas de regresión (es decir, el error estándar de los valores estimados).

La significancia estadística de las diferencias entre pendientes, interceptos y varianzas residuales de las regresiones aplicadas a los diferentes grupos de datos entregados por los países se evaluó siguiendo un procedimiento estándar de Análisis de Covarianza (ANCOVA) propuesto por Draper y Smith (1966). Los ANCOVA primero prueba la hipótesis que las pendientes de las regresiones lineales entre los grupos de datos que se comparan pudieran ser iguales entre sí y si dicha prueba

falla, no se necesita continuar con más pruebas acerca de los interceptos resultantes del ajuste de las funciones lineales puesto que diferencias entre las pendientes implican diferencias en la naturaleza morfométrica del crecimiento individual del CR contenidos en los conjuntos de datos que se analizan. Los conjuntos de datos pudieran ser definidos según países, localidades o niveles de procesamiento de las carnes.

En la situación específica en la que se realizaron comparaciones entre países y/o pesquerías (es decir, el Objetivo 1) y se observaron diferencias significativas en las pendientes entre el peso de la carne sucia y el peso de la concha, se aplicaron pruebas independientes de Chi-cuadrado de Pearson ( $\chi^2$ ) a los conjuntos de peso de la carne sucia. La prueba de Pearson es una prueba estadística aplicada a conjuntos de datos categóricos para evaluar qué tan probable es que cualquier diferencia observada entre dos conjuntos de peso de carne sucia haya surgido solo por casualidad. Las pruebas de Chi-cuadrado de Pearson se realizaron siguiendo un diseño de tabla de contingencia rxc, donde c representaba a dos países y / o pesquerías que se comparan en la prueba, y n es el número de categorías porcentuales de peso limpio de carne incluidas en las muestras de países o pesquerías. Todos los métodos se implementaron en Microsoft Excel para facilitar posibles explicaciones a los usuarios e igualmente importante para visualizar la estructura de datos, las desviaciones y los valores atípicos.

Las formulaciones computacionales requeridas para los diversos análisis en Excel se dan a continuación:

1. El análisis de la covarianza se resume en la tabla genérica ANCOVA que se indica aquí

Línea	Grupo	g.l.	$\sum y^2$	$\sum xy$	$\sum x^2$	g.l.	SC	CM
1	A	$n_A-1$	Ecuación 1	Ecuación 2	Ecuación 3	$n_A-2$	$SC_A$	$CM_1=SC_A/(n_A-2)$
2	B	$n_B-1$	Ecuación 1	Ecuación 2	Ecuación 3	$n_B-2$	$SC_B$	$CM_2=SC_B/(n_B-2)$
3	Total					N-4	$SC_A+SC_B$	$CM_3=(SC_A+SC_B)/(N-4)$
4	Líneas 5-3		Diferencia prueba de pendientes			1	$SC_A+SC_B-SC_{AB}$	$CM_4=SC_A+SC_B-SC_{AB}$
5	Líneas 1+2	N-2	$\sum \sum y^2$	$\sum \sum xy$	$\sum \sum x^2$	N-3	$SC_{AB}$	$CM_5=SC_{AB}/(N-3)$
6	Líneas 7-5		Diferencia prueba de interceptos			1	$SC_{agrupado}-SS_{AB}$	$CM_6=(SC_{agrupado}-SS_{AB})$
7	Datos agrupados	N-1	Ecuación 1	Ecuación 2	Ecuación 3	N-2	$SC_{agrupado}$	

Los grupos de datos A y B indicados en la tabla anterior pueden ser dos niveles diferentes de carne limpia en un país o una pesquería determinados, o el mismo % de niveles de carne limpia para dos países o pesquerías diferentes. Los encabezados de la tabla son g.l. para grados de libertad, SC para suma de desviaciones cuadradas, CM para cuadrados medios o varianza de los valores residuales. El tamaño total de la muestra, N, es igual a la suma de los tamaños de muestras de grupos  $n_A$  y  $n_B$ .

Las SC en las líneas 1, 2, 5 y 7 están dadas por las siguientes ecuaciones para cada grupo de datos A y B

$$\sum y^2 - \frac{(\sum xy)^2}{\sum x^2}$$

donde la suma de las desviaciones al cuadrado de las observaciones en el eje de las Y desde su valor promedio es

$$\sum y^2 = \sum (Y - \bar{Y})^2 \quad (\text{Ecuación 1})$$

Mientras que la suma de los productos de las desviaciones de X y de Y está dado por

$$\sum xy = \sum (X - \bar{X})(Y - \bar{Y}) \quad (\text{Ecuación 2})$$

Y aquella de las observaciones del eje de las X con respecto a su valor promedio es

$$\sum x^2 = \sum (X - \bar{X})^2 \quad (\text{Ecuación 3})$$

En las ecuaciones anteriores Y y X son los valores del par de observaciones de pesos que se incluyen en las regresiones lineales de cada grupo. Los valores de  $\sum y^2$ ,  $\sum xy$  y  $\sum x^2$  se pueden estimar desde funciones aportadas por Excel como suma de desviaciones al cuadrado y suma de valores cruzados o de los productos. Como se indica más arriba, desviaciones se refiere a las desviaciones de cada observación desde su valor promedio. La prueba de hipótesis según Fisher para probar que las pendientes pudieran ser estadísticamente iguales sigue un estadístico F estimado que es igual a  $CM_4/CM_3$  con 1 y N-4 grados de libertad (ver columna para MC dada en la tabla genérica de ANCOVA). Se aceptará la prueba que las pendientes son estadísticamente iguales cuando el valor estimado de F es menor que aquel que se encuentra tabulado para un valor de probabilidad (usualmente de 0,05) y grados de libertad correspondientes. La prueba de que los interceptos pudieran ser estadísticamente iguales se realiza si es que la hipótesis de igualdad estadística de las pendientes ha sido previamente aceptada. En ese caso el valor estimado de F para interceptos viene dado por un estadístico F igual a  $CM_6/CM_5$  con 1 y N-2 grados de libertad (ver columna para MC dada en la tabla genérica de ANCOVA). Se aceptará la hipótesis de igualdad estadística de los interceptos si es que el valor de F estimado es igual o menor que el tabulado para el nivel de probabilidad elegido (usualmente 0,05) y los grados de libertad correspondientes.

## 2. Prueba del Chi-cuadrado de Pearson ( $\chi^2$ )

En este caso, una "observación" consiste en los valores de dos resultados y la hipótesis nula es que la ocurrencia de estos resultados es estadísticamente independiente. Cada observación se asigna a una celda de una matriz multidimensional de celdas (es decir, una tabla de contingencia) de acuerdo con los valores de los resultados múltiples. Si en la tabla hay un número  $r$  de filas y  $c$  columnas, el "requisito teórico" para cada celda, dada la hipótesis de independencia, es que los valores esperados están dados por

$$E_{i,j} = Np_{i.}p_{.j}$$

donde N es el tamaño total de la muestra y la fracción de observaciones a través de las columnas es  $p_{i.}$  y la fracción a través de las filas es  $p_{.j}$ , por lo tanto,

$$p_{i.} = \frac{O_{i.}}{N} = \sum_{j=1}^c \frac{O_{i,j}}{N} \quad \text{y} \quad p_{.j} = \frac{O_{.j}}{N} = \sum_{i=1}^r \frac{O_{i,j}}{N}$$

Donde O representa los números observados en una categoría dada. El valor del estadístico Chi-cuadrado se da como

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \frac{(O_{i,j} - E_{i,j})^2}{E_{i,j}}$$

donde los grados de libertad están dados por  $(r-1)(c-1)$

La prueba de independencia, o prueba de homogeneidad como también se denomina, con una probabilidad chi-cuadrado menor o igual a 0,05 se interpreta como justificación para rechazar la hipótesis nula de que la variable fila, o la frecuencia de clase de carne limpia, es independiente de la variable columna, o del país o la pesquería.

Los métodos de ANCOVA y Chi cuadrado de Pearson fueron aplicados a regresiones lineales simples entre pares de valores de la información sobre pesos de carne sucia y peso de la concha que aportaran los países y así realizar la validación de la información estadística sobre posibles diferencias fenotípicas según requerimientos propuestos en el objetivo 1. De la misma forma, los métodos fueron aplicados a regresiones lineales entre los pares de la información aportada sobre pesos de carne procesada según % de carne limpia y los valores iniciales correspondientes a carne sucia para evaluar de esta forma la información estadística aportada según requerimientos del objetivo 2.

### 3. Factores de conversión

Una nueva metodología para el cálculo de FC ha sido desarrollada en este trabajo con el propósito de facilitar el uso de la información existente en los países y que ha sido evaluada estadísticamente en los análisis que corresponden a los objetivos 1 y 2 de más arriba. El nuevo método indica que los factores de conversión (FC) se pudieran estimar teniendo en consideración las regresiones lineales ajustadas esta vez a pares de datos de peso de carne sucia como variable dependiente (Y) función de los pesos las diferentes clasificaciones de pesos de % de carne limpia como variable independiente (X). De esta forma si se tiene el peso individual promedio de la categoría de % de carne limpia en una muestra de los productos procesados, el promedio del peso individual de la carne sucia se pudiera calcular por la función lineal correspondiente al % de carne limpia; por lo tanto, cada CF se puede expresar como

$$FC = \frac{\widehat{D}}{C_{\%}}$$

donde  $\widehat{D}$  representa el peso promedio de la carne sucia en gramos que ha sido estimado desde la regresión correspondiendo al peso promedio de un % de carne limpia,  $\overline{C_{\%}}$ . Este procedimiento

permitiría estimar FC para cualquier rango de tamaño de los CR desembarcados y sometidos a algún nivel de procesamiento.

Los datos sometidos a re-análisis de FC correspondieron a muestras recolectadas y presentadas previamente por Bahamas, Nicaragua, Honduras, México, Martinica, Belice y Barbados. Las variables medidas, sus rangos de tamaño y los tamaños de muestra correspondientes se presentan en la Tabla 1.

Tabla 1. Peso mínimo y máximo de la concha y de la carne sucia en gramos y tamaño de las muestras según % de carne limpia para los países disponibles para evaluar las bases de datos y volver a estimar los factores de conversión.

País	Mínimo-Máximo gramos		% Carne Limpia (Tamaño muestra #)		
	Peso concha	Peso sucio	50%	85%	100%
Bahamas	663-3159	175-638	261		262
Nicaragua	646-2967	215-804	712		711
Honduras	425-2800	101-674		404	402
México	435-2850	125-950	372		372
Martinica	1355-3454	303-743	210		210
Belice	602-2311	128-510	400	287	687
Barbados	410-3390	190-862			26

## RESULTADOS

### Objetivo 1. Evaluación estadística de las bases de datos

Los datos morfométricos existentes sobre el peso de la concha y el peso sucio correspondiente, así como los datos originales sobre las reducciones de peso individuales debidas al porcentaje de carne limpia de las diferentes categorías de procesamiento que se encuentran en el mercado del caracol reina de cada país estuvieron disponibles para 7 países (véase Tabla 1). Dichas bases de datos se evaluaron en relación con la identificación de valores atípicos originados en las diferentes fuentes de información, mediciones faltantes entre algunas de las variables medidas en algunos individuos de CR, problemas de selectividad del tamaño de la muestra que crean diferencias en los rangos de regresión en los datos utilizados para estimar los FC promedio, y así también como la identificación de observaciones duplicadas que fueran informadas en diferentes muestras y formatos.

Los datos del peso de la concha fueron estimados como la diferencia entre el peso vivo y el peso sucio aportado en las bases de datos, y que se utilizaron para identificar y evaluar los efectos de las condiciones fenotípicas en los datos utilizados para la estimación del FC. Dichos datos se midieron sin alterar (esto es, sin procesar) las condiciones naturales de peso del animal, al tiempo que permitieron una relativa facilidad en la medición de pesos. Por lo tanto, se esperaba que los datos reflejaran exactitud y precisión en muestras extraídas de la población estadística de pesos. Se pudiera esperar que estos datos también son comparables entre regiones y pesquerías si es que hay suficiente mezcla biológica entre las poblaciones de caracol reina.

## Datos de México

Se identificaron cuatro muestras individuales de caracoles reina en la base de datos de México que poseían pesos sucios de la carne que fueron clasificados como valores atípicos altamente significativos que estaban muy por encima del rango de los datos disponibles sobre peso sucio. Sin embargo, dichas observaciones correspondían aproximadamente a valores de peso sucio posicionados a lo largo de la función de regresión lineal proyectada fuera del rango de valores de peso de la concha ajustada a los datos de peso sucio como función del peso de la concha. Tales valores atípicos dominaban la significancia de los ajustes de regresión realizados a pesar de no corresponder a pesos reales de la concha para poblaciones de CR en México. Por ejemplo, el peso promedio de la carne sucia de CR en los 4 valores atípicos fue de 1.463 gramos, y 1.341 gramos cuando tenía un procesamiento de 50% limpio y 241 gramos cuando estaba 100% limpio. Estos es, existió una pérdida de 1,100 gramos en dicho proceso de limpiado. Tales resultados contrastan muy significativamente cuando se comparan con los datos de los 368 individuos restantes en la misma muestra de México, que tenían un peso sucio promedio de la carne de 412 gramos, 309 gramos cuando tenía el 50% limpio y 187 gramos cuando estaban limpios al 100%, respectivamente. Esto es una diferencia de peso de tan solo 122 gramos (i.e., 309-187) para las dos categorías de procesamiento lo cual difiere significativamente del proceso resultante de la limpieza de los cuatro CR que fueran catalogados como atípicos. Por otra parte, el peso vivo promedio para las 4 muestras individuales fue de 3.281 gramos, que está muy por encima del promedio de 1.894 g de peso vivo para los 368 individuos en la muestra.

Dados los resultados anteriores y debido a que las poblaciones de CR que habitan en asociación con el Corredor de Arrecifes Meso-Americano pudieran ser fenotípicamente similares, se decidió someter los datos de limpieza de México a una comparación con aquéllos observados en Belice mediante una prueba simple de Chi-cuadrado ( $\chi^2$ ) de Pearson. El resultado de tal prueba para la comparación de los datos de peso de carne 50% limpia de México y los datos dados en números enteros (es decir, decimales iguales a cero) de carne 50% limpia disponibles para el vecino país de Belice (véase la explicación de evaluación de los datos de Belice que se dan a continuación) generó una diferencia altamente significativa entre las dos bases de datos (Tabla 2). Este hallazgo no se esperaba dado que las muestras de México y Belice son para poblaciones que habitan el mismo ecosistema costero del arrecife mesoamericano y para el mismo rango de tamaño de pesos de carne sucia. Esa disparidad significativa en los datos de México no se pudo resolver en consultas con quienes aportaron los datos mexicanos, por lo tanto, los valores atípicos se consideraron un error que debe abordarse en el futuro.

Además, los resultados de los análisis realizados para comparar las posibles diferencias morfométricas en las bases de datos regionales de CR (ver Tabla 3), muestran que la base de datos de México es la única muestra regional que rechaza consistentemente la hipótesis nula de pendientes iguales (Tabla 3) en relación con todas las demás muestras de los países que aportaron datos. Este resultado sería indicativo de diferencias fenotípicas significativas de crecimiento entre las poblaciones de CR en México en relación con los otros 5 países para los cuales se dispuso de datos estadísticos validados. Los resultados son inesperados y llevaron a la conclusión de que los datos de México deben ser reevaluados con nuevas observaciones que deben recopilarse bajo un diseño estadístico de muestreo conocido y verificado de tal manera que las características morfométricas biológicas del CR de México puedan ser evaluadas por su compatibilidad con las de otros países de la región.

Tabla 2. Resultados de las pruebas de Chi cuadrado de Pearson ( $\chi^2$ ) para comparaciones de los pesos de carne 50% limpia de los datos aportados desde México y Belice.

	Estimado	Tabulado
Chi Cuadrado	174.62	12.59
Grados de libertad	6	6
Valor P Chi Cuadrado:	4.7043E-35	0.05

#### Datos de Belice

En la revisión de los datos aportados por Belice se encontró que columnas enteras para algunas de las categorías de peso de carne limpia (por ejemplo, peso de carne 100% limpia) contenían pesos en gramos expresados con un número infinito de valores decimales. Esto sólo puede ser posible si tales variables se han estimadas mediante una operación aritmética en lugar de haber sido realizadas desde medidas directamente desde balanzas y anotadas por los muestreadores en el terreno. Este fue un problema recurrente importante que no pudo ser resuelto con el originador de los datos. Dado que el nivel de precisión para medir en gramos con un número infinito de decimales no está disponible en las balanzas utilizadas para medir esos pesos (es decir, una situación declarada por el originador), se supuso que esos datos eran estimados. El autor también sugirió la posibilidad de un error de formato en Excel, que tampoco no pudo ser verificado ya que afectó solo a una fracción de las observaciones en la base de datos (es decir, solo al peso de carne 100% limpia). Este efecto de coma decimal no estuvo presente en ninguna de las otras variables (es decir, peso vivo, 50% de peso de carne limpia, etc.) que fueran medidas en los mismos ejemplares de CR muestreados. Tras las discusiones sobre este tema, el Departamento de Pesca de Belice recomendó que no se usaran los datos con comas decimales en ninguno de los análisis y, como tal, se descartó una gran fracción de la base de datos. Los análisis adicionales de la base de datos de Belice dieron como resultado la identificación de un gran número de conjuntos de datos de CR individuales que aparecieron con valores idénticos en archivos de datos recopilados en dos áreas diferentes y en dos fechas diferentes (es decir, agosto de 2014 y octubre de 2014). Esas observaciones contradicen la información sobre el origen y la fecha de las dos bases de datos. Este problema crítico no se resolvió con el autor a pesar de los hallazgos documentados. Por lo tanto, con base en los análisis realizados en este trabajo, las dos bases de datos de FC de Belice se clasificaron como estadísticamente no validadas e inciertas para su inclusión en los análisis de re-evaluación de FC.

#### Datos de Nicaragua, Honduras, Bahamas, Barbados y Martinica

Los resultados de ANCOVA para analizar las diferencias en las características fenotípicas de las muestras de CR aportadas por Nicaragua, Honduras, Bahamas, Barbados y Martinica tienen pendientes que siguiendo la prueba estadística de Fisher (prueba F) son estadísticamente iguales con el 95% de confianza (Tabla 3 y figuras 4 a 11). Estos resultados implican que las regresiones lineales ajustadas al peso sucio (Y) como función del peso de la concha (X), son líneas paralelas que indican que los cambios en el peso sucio por unidad de cambio en el peso de la concha son aproximadamente similares entre las bases de datos aportadas por los países. Lo anterior implicaría que las tasas de crecimiento del CR serían estadísticamente similares entre las regiones que se compararon. Sin embargo, las diferencias en los interceptos de las regresiones ajustadas a dichos datos son estadísticamente significativas entre los países comparados, excepto en el caso de

Honduras-Bahamas, donde pendientes e interceptos son estadísticamente idénticos. Tales diferencias en los interceptos pueden interpretarse en las bases de datos como un efecto de identidad geográfica en caracterizaciones fenotípicas del crecimiento observadas entre las diferentes poblaciones de caracol reina.

Contrariamente a los resultados anteriores, las comparaciones de pendientes e interceptos utilizando la base de datos de CR de México dieron como resultado relaciones lineales significativamente diferentes (Tabla 3) que agregan incertidumbre adicional a la problemática no resuelta del origen de los individuos significativamente más grandes por unidad de peso de concha y las pendientes más bajas observadas en la base de datos de México. La implicancia de este resultado es, una vez mas, que el CR en México sería fenotípicamente diferente del CR en todos los demás países, lo cual es un resultado inesperado.

Tabla 3. Valores del estadístico F y la probabilidad resultante de aceptar (en rojo) hipótesis nulas sobre igualdad de pendientes e interceptos en la comparación de regresiones lineales que relacionan el peso sucio al peso de la concha del caracol reina.

<b>Par de comparaciones</b>	<b>Pendientes (F;Probabilidad)</b>	<b>Interceptos (F;Probabilidad)</b>
Mexico - Nicaragua	12.04; 5.4E-04	68.04; 4.6E-16
Mexico - Honduras	21.43; 4.3E-06	135.58; 5.8E-29
Mexico - Bahamas	8.7; 3.1E-09	43.58; 8.7E-11
Mexico - Martinica	27.61; 2.1E-07	9.89; 1.7E-03
Mexico - Barbados	15.47; 9.3E-05	8.76; 3.2E-08
Martinica - Barbados	2.01; 0.16	18.96; 1.7E-05
Martinica - Bahamas	5.56; 1.9E-02	77.23; 2.9E-17
Martinica - Honduras	6.73; 0.01	103.11; 0.000
Honduras - Bahamas	0.09; 0.77	0.60; 0.44
Honduras - Barbados	0.0; 0.949	256.48; 1.05E-48
Nicaragua - Bahamas	1.87; 0.17	51.51; 1.4E-12
Nicaragua - Honduras	5.99; 1.4E-02	96.62; 6.2E-22
Nicaragua - Barbados	4.46; 0.035	156.86; 2.20E-33
Barbados - Bahamas	0.24; 0.624	231.31; 1.09E-42

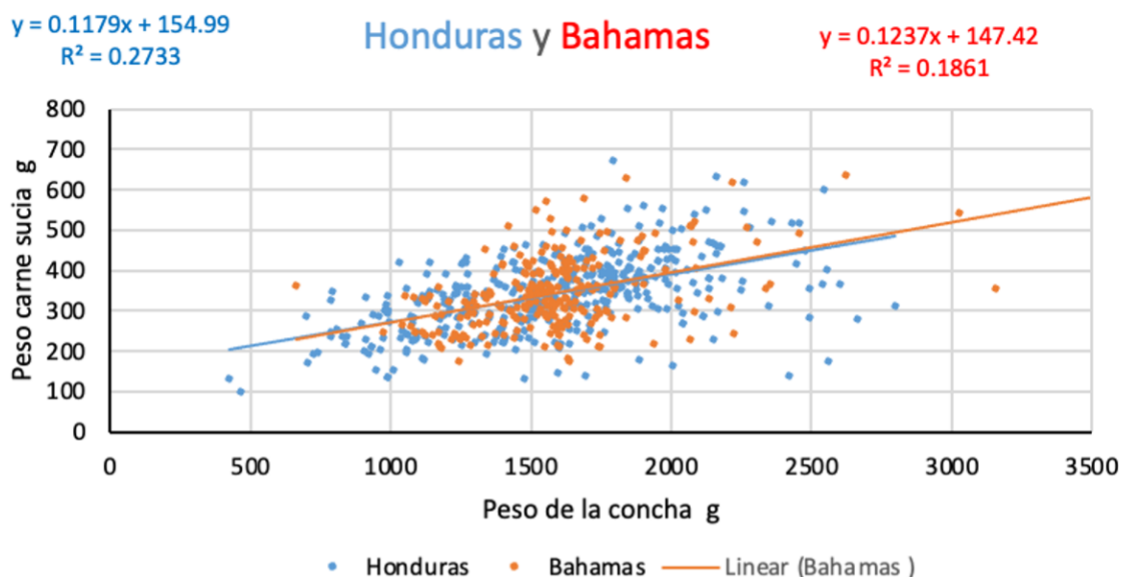
Se pueden observar varios aspectos importantes en los datos mostrados en las figuras 4 a la 11, como por ejemplo, la gran dispersión de puntos (es decir, grandes valores residuales) alrededor de las líneas de regresión dando como resultado un bajo grado de asociación entre las variables (es decir,  $R^2$  dado en las figuras). Estos son indicativos de que el peso de la concha de CR no es un buen predictor del peso de la carne sucia; y, de hecho, el volumen de la cavidad de la concha, aunque es un buen predictor del peso sucio (Figura 1), el volumen total de la concha (es decir, otro indicador del tamaño de la concha) es un indicador muy pobre del volumen de la cavidad que define el peso individual (Figura 2). En consecuencia, las bases de datos analizadas proporcionan



suficiente evidencia estadística para apoyar el concepto de identidad geográfica del crecimiento del caracol reina y que los FC relacionados con el peso vivo serían más imprecisos si con estos datos se intenta estimar el FC de un % de peso limpio de carne al peso vivo.

Las figuras 4 a la 11 muestran que, si bien el CR es fenotípicamente muy similar entre Honduras, Nicaragua y las Bahamas (Figuras 4, 6 y 7), la diferencia en los interceptos pero la igualdad de pendientes entre Honduras y Barbados puede explicar que los datos para los dos últimos países, que se distribuyen muy separados dentro del rango de hábitat de la especie, son significativamente diferentes relativo a su peso sucio (Figura 5). Estas diferencias deberían reflejar diferencias considerables en el FC de peso vivo estimado para cada una de estas dos regiones. Tales diferencias pueden sugerir que la armonización regional del FC al nivel de peso vivo puede no ser del todo correcta con respecto a la reconstrucción de la captura total para fines estadísticos de desembarques que se deben reportar a la FAO.

Dados los resultados de los análisis presentados aquí, éstos validan el uso de las bases de datos para la estimación de factores de conversión, FC, presentados por Bahamas, Nicaragua, Honduras, Martinica y Barbados.



Línea	Grupo	g.l.	Sum y2	Sum xy	Sum x2	g.l.	SC	MC	
1	Hon(Residuales)	404	3342688.31	7746307.89	65685781.11	403	2429168.1	6027.7	
2	Bah(Residuales)	257	1929813.57	2902677.99	23456704.62	256	1570618.2	6135.2	
3									
4						Total	659	3999786.3	6069.5
5	Línea 6-Línea 4	Diferencia prueba pendientes				1	584.7	584.7	
6	Lineas 1+2	661	5272501.88	10648985.88	89142485.73	660	4000371.1	6061.2	
7	Línea 8-Línea 6	Diferencia prueba de interceptos				1	405.3	405.3	
8	Valores agrupados	662	5272619.01	10648142.40	89148559.67	661	4000776.4		
		Valores F estimados		Grados de libertad para F		Probabilidad F tabulada			
	F pendientes	0.096	1	659		0.756			
	F interceptos	0.067	1	660		0.796			

Figura 4. Diagrama de peso de carne sucia sobre peso de la concha para la comparación de bases de datos en Honduras y Bahamas. El panel inferior es la tabla ANCOVA desarrollada de acuerdo con los métodos para estimar las pruebas F para la significancia de las diferencias entre dos regresiones.

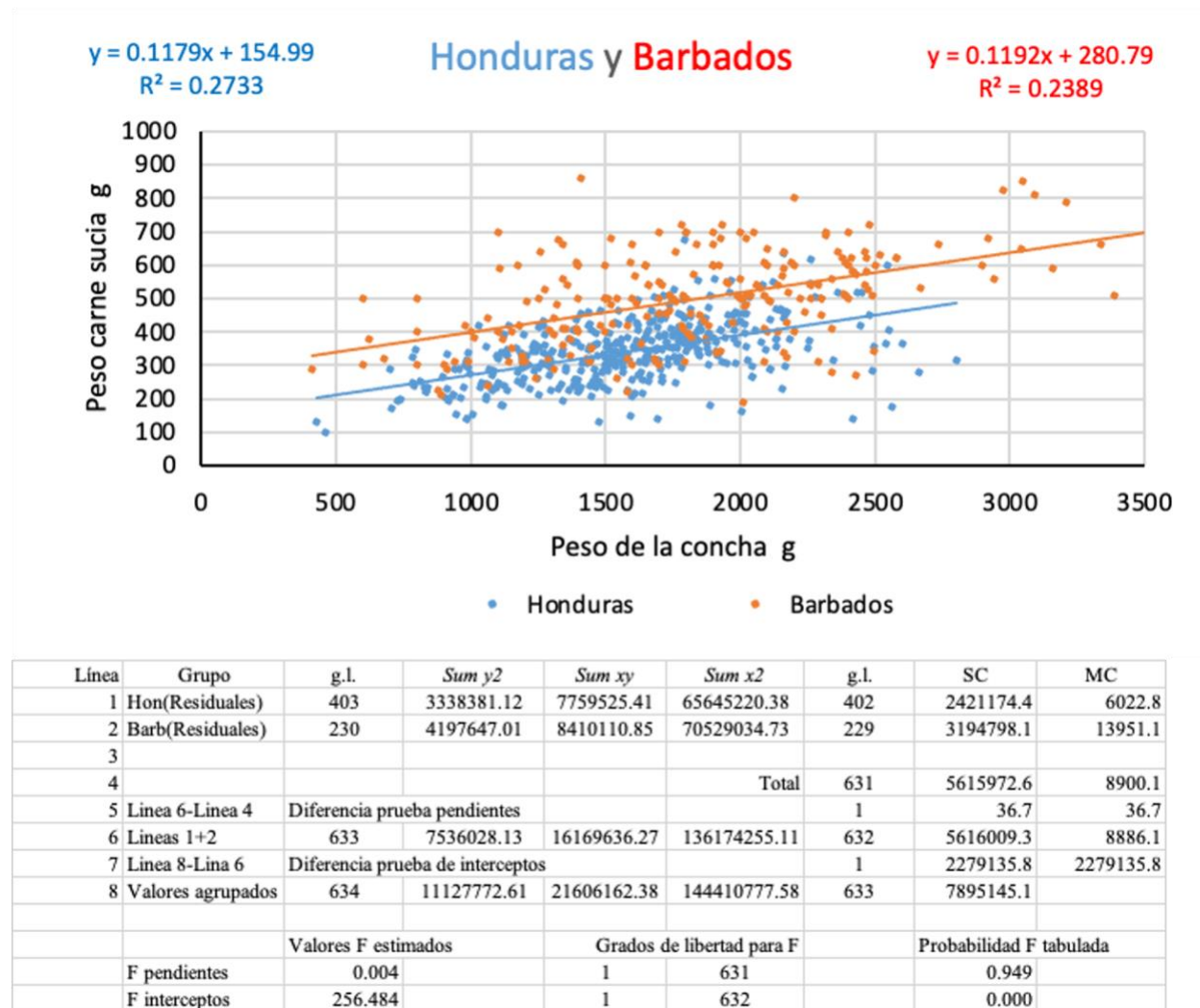


Figura 5. Gráfica del peso de la carne sucia sobre el peso de la concha para la comparación de bases de datos en Honduras y Barbados. El panel inferior es la tabla ANCOVA desarrollada de acuerdo con los métodos para estimar las pruebas F para la prueba de significancia de las diferencias entre dos regresiones.

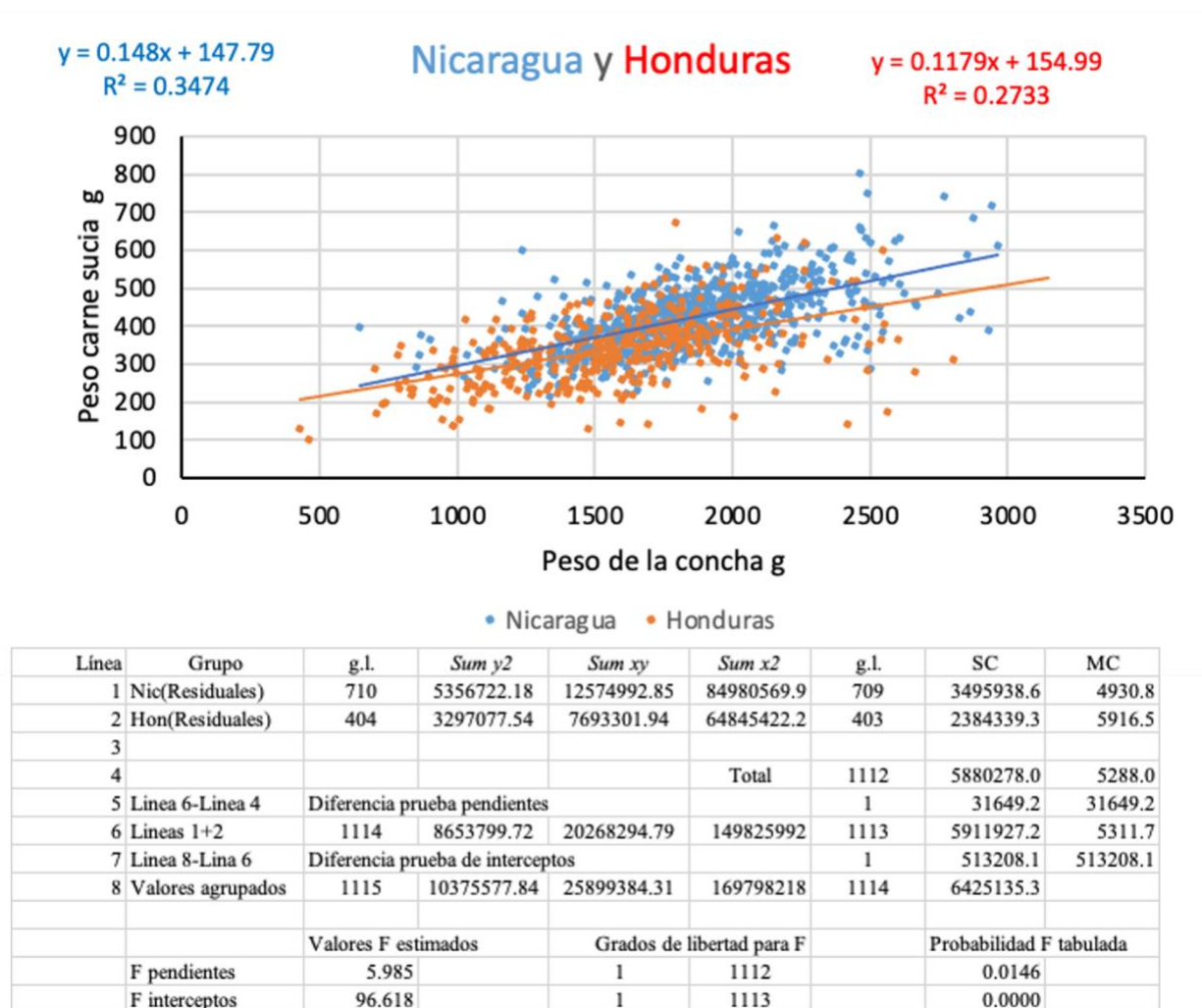


Figura 6. Gráfica de peso de carne sucia sobre peso de cáscara para la comparación de bases de datos en Nicaragua y Honduras. El panel inferior es la tabla ANCOVA desarrollada de acuerdo con los métodos para estimar las pruebas F para la prueba de significancia de las diferencias entre dos regresiones.

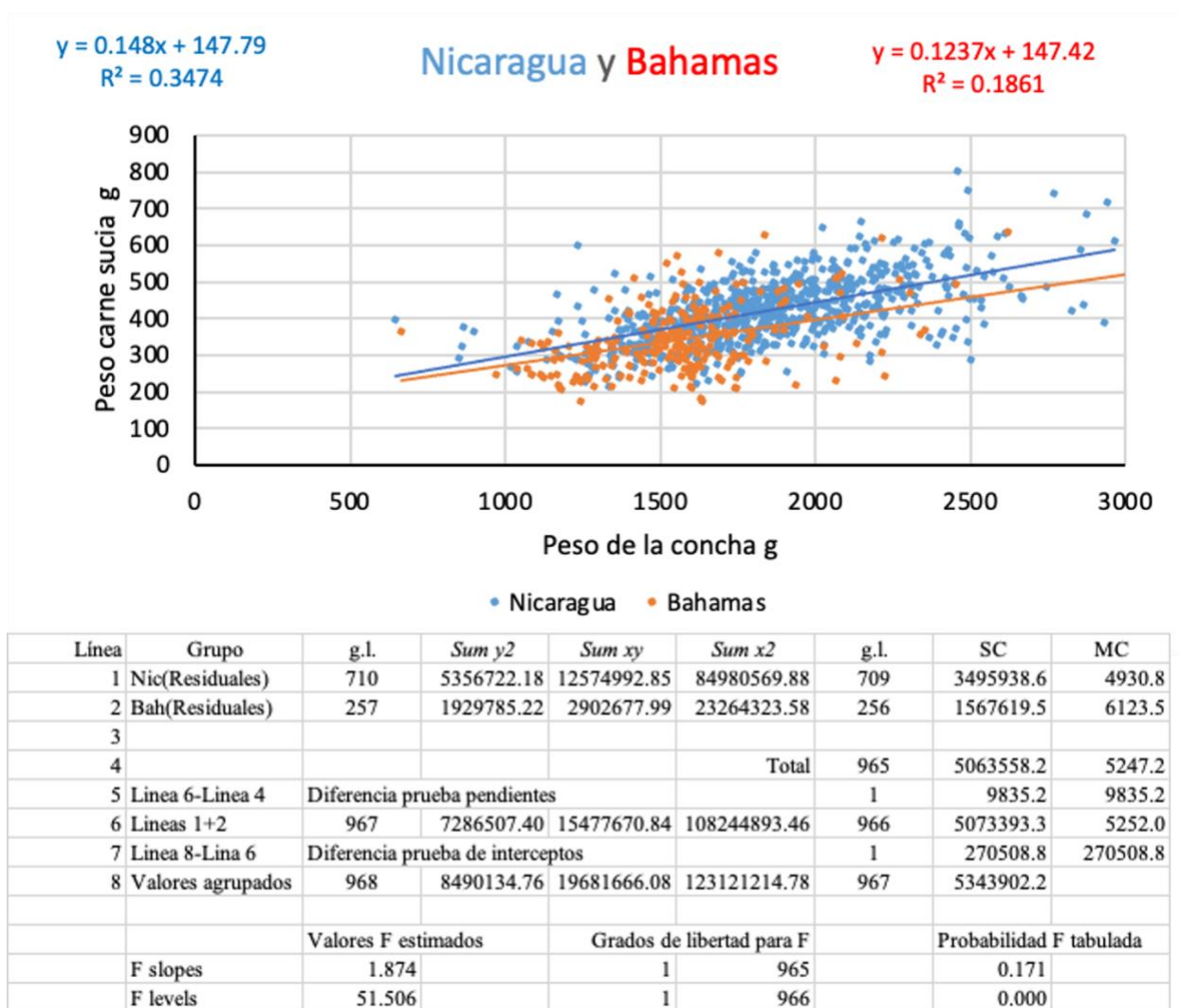
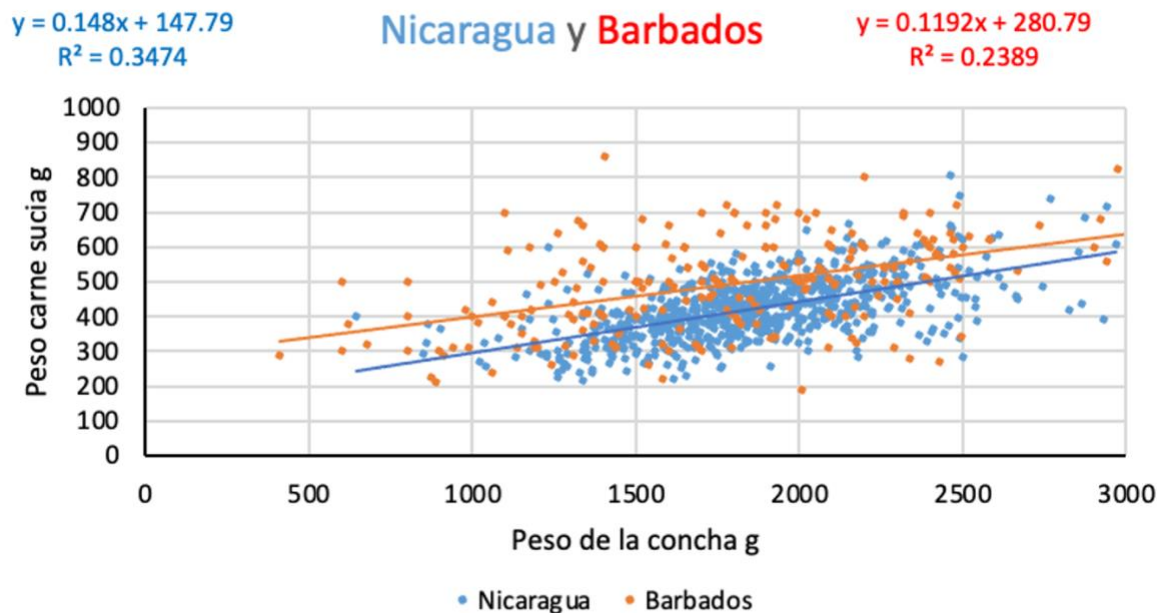
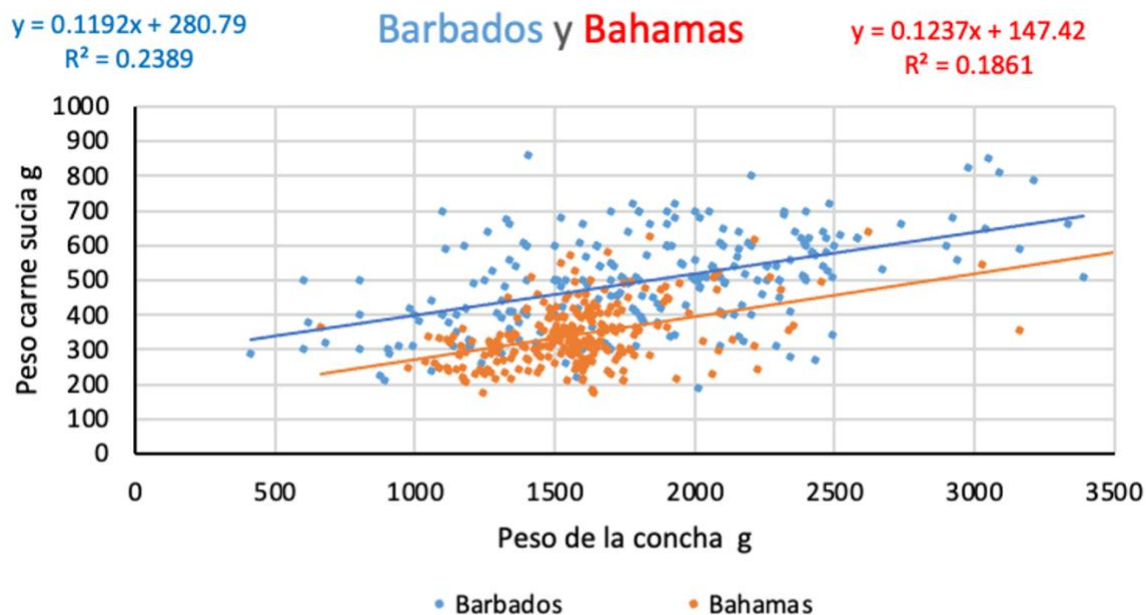


Figura 7. Gráfica del peso de la carne sucia sobre el peso de la cáscara para la comparación de bases de datos en Nicaragua y Bahamas. El panel inferior es la tabla ANCOVA desarrollada de acuerdo con los métodos para estimar las pruebas F para la prueba de significancia de las diferencias entre dos regresiones.



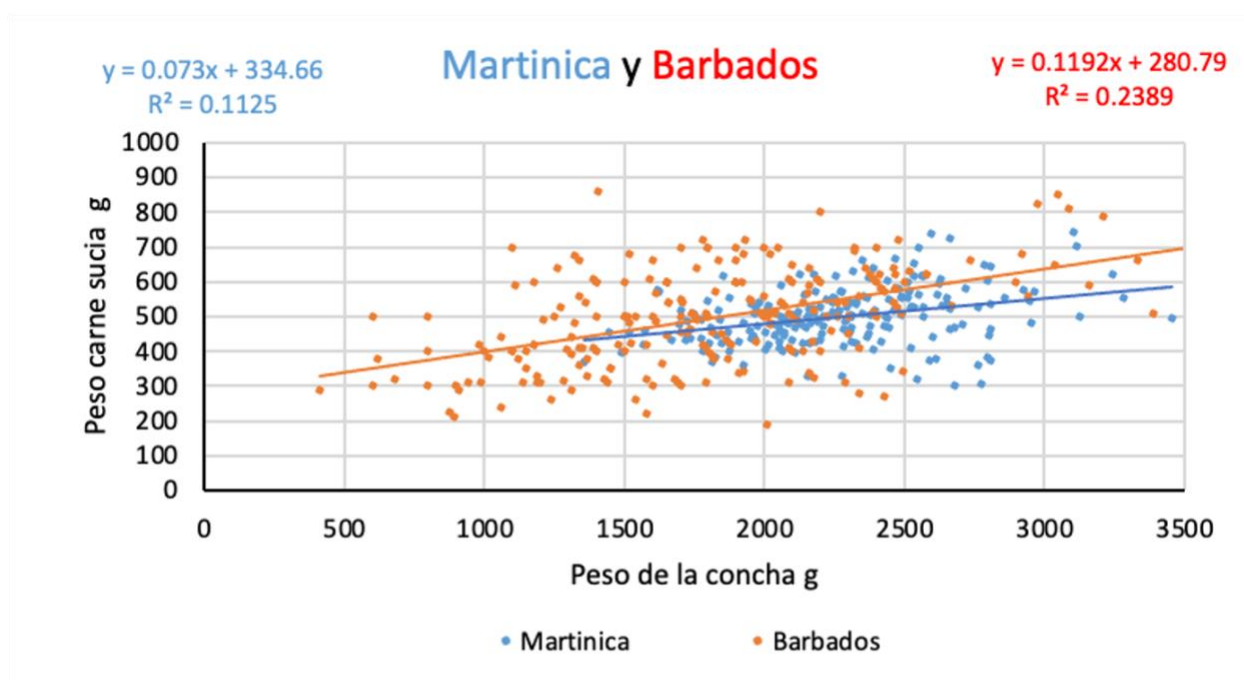
Línea	Grupo	g.l.	Sum y2	Sum xy	Sum x2	g.l.	SC	MC	
1	Nic(Residuales)	710	5356722.18	12574992.85	84980569.88	709	3495938.6	4930.8	
2	Barb(Residuales)	230	4197647.01	8410110.85	70529034.73	229	3194798.1	13951.1	
3									
4						Total	938	6690736.8	7133.0
5	Línea 6-Línea 4	Diferencia prueba pendientes				1	31816.5	31816.5	
6	Líneas 1+2	940	9554369.19	20985103.70	155509604.60	939	6722553.3	7159.3	
7	Línea 8-Línea 6	Diferencia prueba de interceptos				1	1122737.5	1122737.5	
8	Valores agrupados	941	10550049.89	20523058.99	155724016.02	940	7845290.8		
		Valores F estimados		Grados de libertad para F		Probabilidad F tabulada			
	F slopes	4.460		1	938	0.035			
	F levels	156.823		1	939	0.000			

Figura 8. Gráfica del peso de la carne sucia sobre el peso de la cáscara para la comparación de bases de datos en Nicaragua y Barbados. El panel inferior es la tabla ANCOVA desarrollada de acuerdo con los métodos para estimar las pruebas F para la prueba de significancia de las diferencias entre dos regresiones.



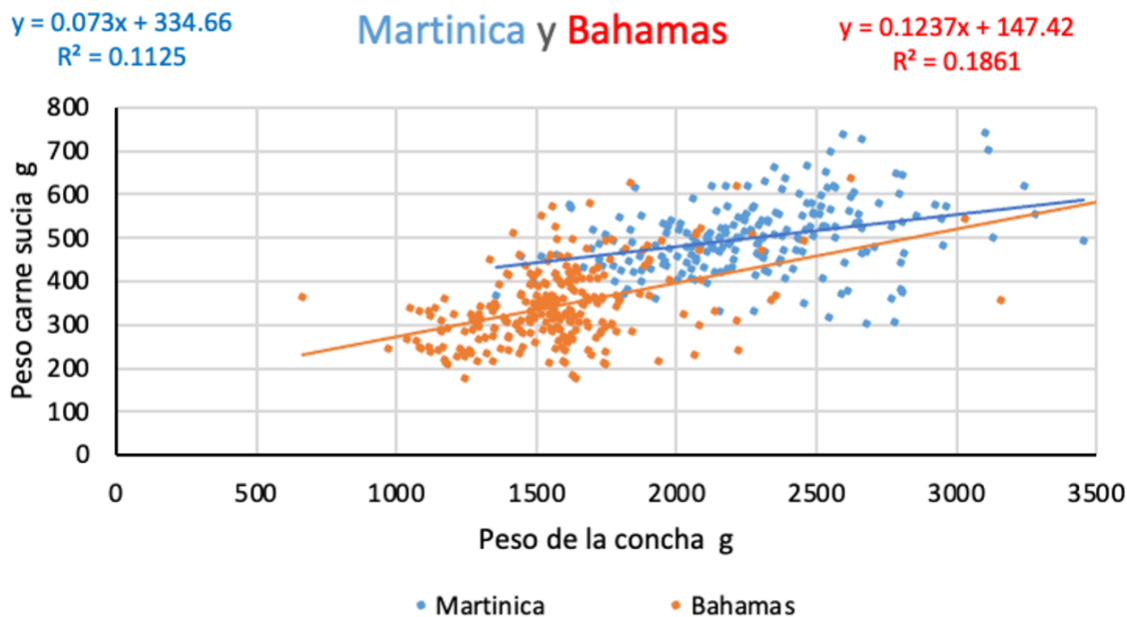
Línea	Grupo	g.l.	Sum y <sup>2</sup>	Sum xy	Sum x <sup>2</sup>	g.l.	SC	MC
1	Barb(Residuales)	209	3793419.917	7097837.85	63384533.77	208	2998599.8	14416.3
2	Bah(Residuales)	257	1929813.57	2902677.99	23456704.62	256	1570618.2	6135.2
3								
4								
					Total	464	4569218.0	9847.5
5	Línea 6-Línea 4	Diferencia prueba pendientes				1	2370.0	2370.0
6	Lineas 1+2	466	5723233.487	10000515.84	86841238.39	465	4571588.0	9831.4
7	Línea 8-Línea 6	Diferencia prueba de interceptos				1	2274064.1	2274064.1
8	Valores agrupados	467	8239376.483	11360962.63	92609040.36	466	6845652.2	
		Valores F estimados		Grados de libertad para F		Probabilidad F tabulada		
	F pendientes	0.241		1	464	0.624		
	F interceptos	231.307		1	465	0.000		

Figura 9. Gráfico de peso de carne sucia sobre peso de concha para la comparación de bases de datos en Barbados y Bahamas. El panel inferior es la tabla ANCOVA desarrollada de acuerdo con los métodos para estimar las pruebas F para la prueba de significancia de las diferencias entre dos regresiones.



Línea	Grupo	g.l.	Sum y <sup>2</sup>	Sum xy	Sum x <sup>2</sup>	g.l.	SC	CM
1	Mar(Residuales)	209	1331118.10	2051846.40	28116011.98	208	1181378.7	5679.7
2	Bar(Residuales)	230	4197647.01	8410110.85	70529034.73	229	3194798.1	13951.1
3								
4					Total	437	4376176.9	10014.1
5	Línea 6-Línea 4	Diferencia prueba pendientes				1	43028.7	43028.7
6	Líneas 1+2	439	5528765.11	10461957.25	98645046.71	438	4419205.6	10089.5
7	Línea 8-Línea 6	Diferencia prueba de interceptos				1	183034.2	183034.2
8	Valores agrupados	440	5529555.29	10595022.48	121053197.49	439	4602239.8	
		Valores F estimados		Grados de libertad para F		Probabilidad F tabulada		
	F pendientes	4.297		1	437	0.039		
	F interceptos	18.141		1	438	0.000		

Figura 10. Diagrama del peso de la carne sucia sobre el peso de la cáscara para la comparación de bases de datos en Martinica y Barbados. El panel inferior es la tabla ANCOVA desarrollada de acuerdo con los métodos para estimar las pruebas F para la prueba de significancia de las diferencias entre dos regresiones.



Línea	Grupo	g.l.	Sum y2	Sum xy	Sum x2	g.l.	SC	CM
1	Mar(Residuales)	209	1331118.10	2051846.40	28116011.98	208	1181378.7	5679.7
2	Bah(Residuales)	257	1929813.57	2902677.99	23456704.62	256	1570618.2	6135.2
3								
4					Total	464	2751996.9	5931.0
5	Línea 6-Línea 4	Diferencia prueba pendientes				1	32960.0	32960.0
6	Lineas 1+2	466	3260931.67	4954524.39	51572716.60	465	2784956.9	5989.2
7	Línea 8-Línea 6	Diferencia prueba interceptos				1	462528.8	462528.8
8	Valores agrupados	467	6150484.31	17662064.83	107457347.98	466	3247485.7	
		Valores F estimados		Grados de libertad para F		Probabilidad F tabulada		
	F pendientes	5.557		1	464	0.019		
	F interceptos	77.228		1	465	0.000		

Figura 11. Gráfico del peso de la carne sucia sobre el peso de la cáscara para la comparación de bases de datos en Martinica y Las Bahamas. El panel inferior es la tabla ANCOVA desarrollada de acuerdo con los métodos para estimar las pruebas F para la prueba de significancia de las diferencias entre dos regresiones.

## Objetivo 2

Los resultados de los análisis estadísticos en el objetivo 1 mostraron una significancia estadística bastante baja del peso de la concha como predictor del peso sucio (por ejemplo, las figuras 4 a la 11 con valores de  $R^2$  que van de 0,11 a 0,35). Tales hallazgos están respaldados por conocimientos previos sobre las características morfométricas de la carne de caracol reina y los desarrollos fenotípicos de la concha (Figuras 1 y 2). Los análisis y resultados relacionados con el objetivo 2, que son independientes del peso de la concha, demuestran que los datos de peso sucio se correlacionan mejor con los diferentes niveles porcentuales de procesamiento de la carne (Figura 12) con valores de  $R^2$  que van de 0.58 a 0.91 para los niveles de peso de carne limpia del 50% y 100% (Figuras 13 a 16). Estos resultados son importantes si se considera la estimación de los FC



a peso vivo (peso de concha + carne) a partir de categorías de % en peso de carne limpia. En tal caso, se introducirá una varianza grande y significativa en las estimaciones del FC debido a la mayor varianza del peso de la concha en relación con la varianza del peso de la carne.

#### Caso de categoría de carne 100% limpia

Los resultados del ANCOVA para la comparación de los datos morfométricos funcionales expresados como % de peso de carne limpia sobre peso sucio de la carne reportado por los países que aportaron información, muestran que el peso de carne 100% limpia sobre peso sucio exhibe correspondencia significativa entre dos grupos de países: Nicaragua-Honduras-Bahamas (Figura 13) y Bahamas-Martinica (Figura 14). Tales agrupaciones están estadísticamente respaldadas por los valores resultantes de la prueba F para las hipótesis de igualdad de pendientes dadas por  $F = 3.78$  con 2 y 1,369 grados de libertad con una probabilidad de 0.023, y  $F = 0.44$  con 1 y 468 grados de libertad con probabilidad 0.558 como se muestra en el panel inferior en las figuras 13 y 14, respectivamente. Este hallazgo es indicativo de que las estadísticas de peso sucio y peso de carne 100% limpia pueden en algunos casos ser regionalmente comparables debido a las características morfométricas comunes expresadas en secciones anteriores por la igualdad de pendientes encontradas en CR dentro de algunas regiones. Estos resultados son plausibles debido a la caracterización bien definida del producto final que representa el peso muscular limpio del 100% de CR donde no se incluyen los restos de otras partes del tejido.

#### Caso de categoría 50% de carne limpia

Por otra parte, el análisis de los datos presentados en las figuras 15 y 16 muestra que las varianzas alrededor de la regresión del 50% de carne limpia como función del peso sucio es ligeramente mayor que aquella obtenida con la condición de carne limpia al 100% (ver Tabla 4 para la comparación del error estándar relativo de las estimaciones). En este caso, los análisis del nivel del intercepto de la función de carne limpia al 50% sobre carne sucia rechazan las hipótesis nulas de pendientes iguales para los dos casos para los que se disponía de datos estadísticos válidos ( $F = 137.06$  para 1 y 969 grados de libertad y  $F = 23.65$  con 1 y 467 grados de libertad en los paneles inferiores de las Figuras 15 y 16, respectivamente). Por lo tanto, las bases de datos existentes contienen las señales estadísticas esperadas de mayor variabilidad natural de las definiciones menos precisas y a veces más subjetivas para definiciones parciales (es decir, 50% y 85%) del proceso de limpieza de carne. El rechazo de las hipótesis nulas de pendientes iguales da como resultado el rechazo de cualquier agrupación natural de las muestras al 50% según países o regiones.

Las tendencias lineales significativas y bien definidas observadas en los datos que expresan diferentes niveles de procesamiento de carne en relación con el peso sucio, respaldan la validez estadística de utilizar los datos específicos de cada país que aportara datos con el fin de reconstruir diversos pesos nacionales de carne limpia a peso sucio equivalente.

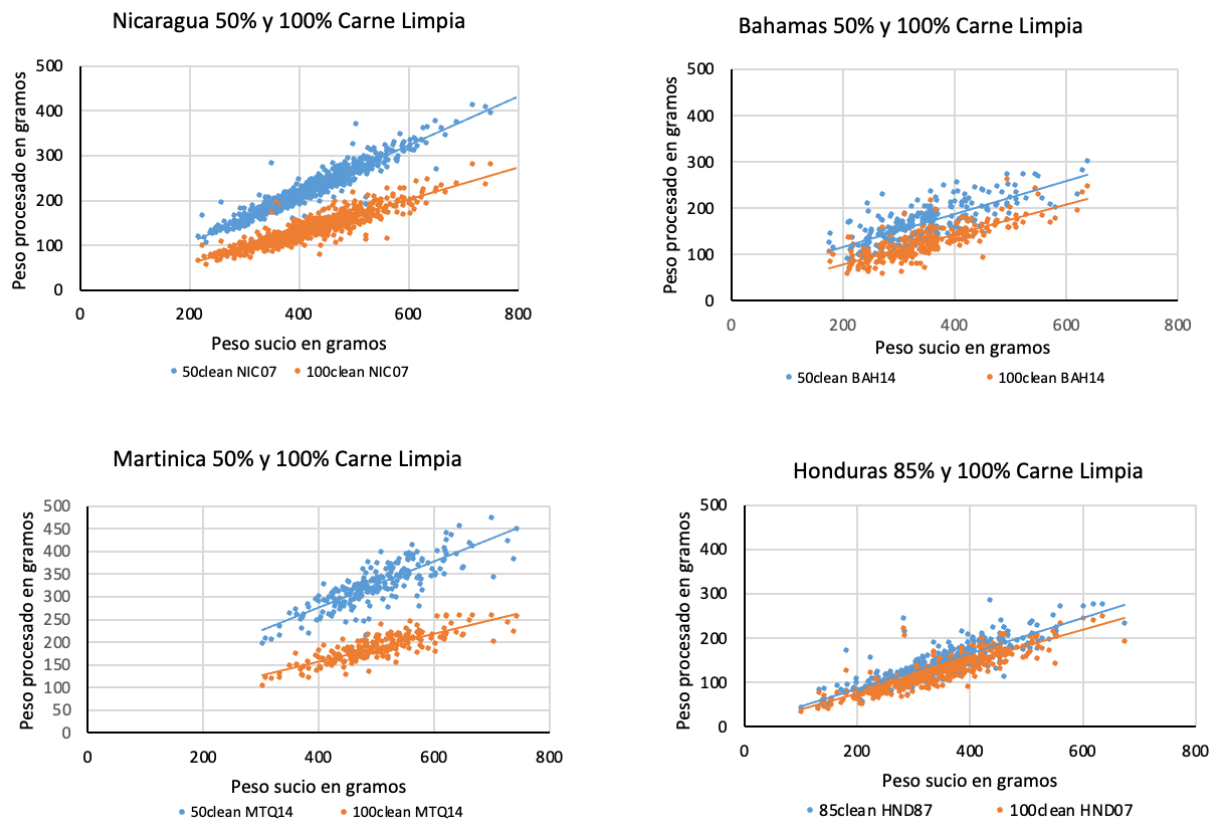
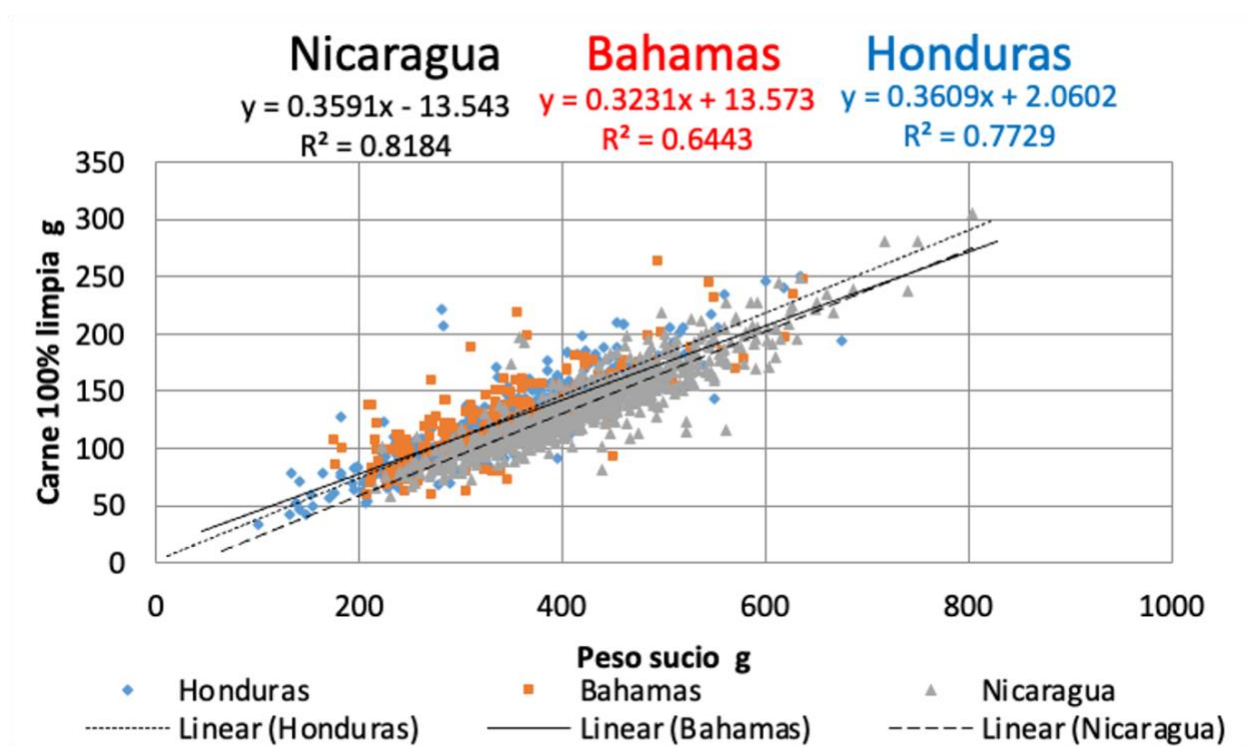


Figura 12. Distribución de datos entre los niveles de % de procesamiento de carne limpia y peso de carne sucia para diferentes países.

Tabla 4. Errores estándar de regresiones estimadas del nivel de carne procesada en % del peso de la carne sucia.

<b>País</b>	<b>100% Limpia</b>	<b>85% Limpia</b>	<b>50% Limpia</b>
Honduras	17.85	21.66	
Bahamas	20.97		26.43
Nicaragua	14.70		14.63
Martinica	17.09		28.15
Barbados		22.65	



Línea	Grupo	g.l.	Sum y2	Sum xy	Sum x2	g.l.	SC	CM
1	Hond(Residuales)	401	560994.77	1201242.24	3328162.66	400	127427.3	318.6
2	Bah(Residuales)	261	321421.97	640864.31	1983355.19	260	114345.1	439.8
3	Nic(Residuales)	710	844143.54	1923725.09	5356722.18	709	153288.6	216.2
4					Total	1369	395061.0	288.6
5	Linea 6-Linea 4	Diferencia prueba pendientes				2	2180.9	1090.5
6	Lineas 1+2+3	1372	1726560.29	3765831.64	10668240.02	1371	397241.9	289.7
7	Linea 8-Linea 6	Diferencia prueba interceptos				2	65773.1	32886.5
8	Valores agrupado	1374	1784350.59	4120049.92	12846706.66	1373	463015.0	
		Valores F estimados		Grados de libertad para F		Probabilidad de F tabulada		
	F pendientes	3.779		2	1369	0.023		
	F interceptos	113.501		2	1371	0.000		

Figura 13. Gráfica de peso de carne 100% limpia sobre peso de carne sucia para la comparación de bases de datos en Nicaragua, Bahamas y Honduras. El panel inferior es la tabla ANCOVA desarrollada de acuerdo con los métodos para estimar las pruebas F para la significancia de las diferencias entre los tres países.

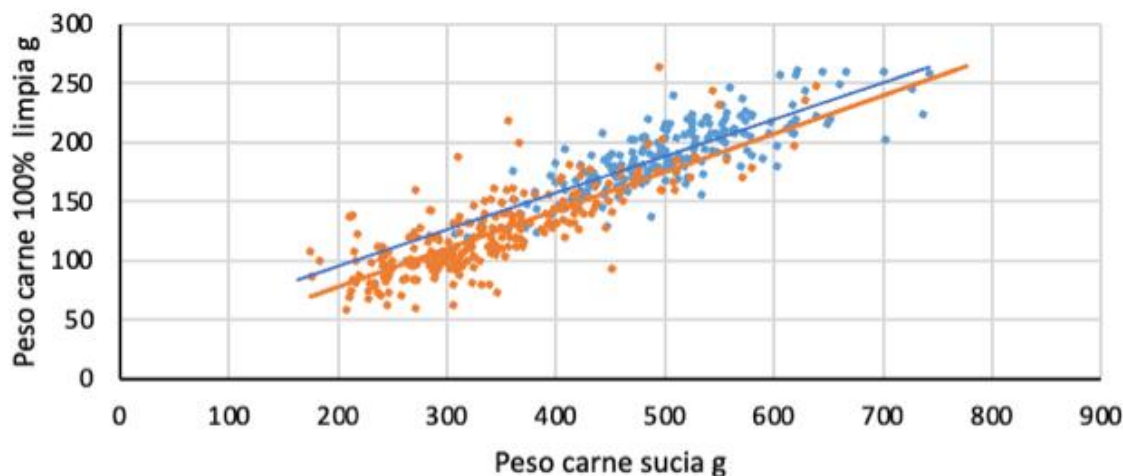
$$y = 0.3087x + 33.65$$

$$R^2 = 0.6762$$

### Martinica y Bahamas

$$y = 0.3231x + 13.573$$

$$R^2 = 0.6443$$



Línea	Grupo	g.l.	Sum y <sup>2</sup>	Sum xy	Sum x <sup>2</sup>	g.l.	SC	CM
1	Mar(Residuales)	209	187611.70	410947.40	1331118.10	208	60742.6	292.0
2	Bah(Residuales)	261	321421.97	640864.31	1983355.19	260	114345.1	439.8
3								
4					Total	468	175087.6	374.1
5	Línea 6-Línea 4	Diferencia prueba pendientes				1	165.1	165.1
6	Líneas 1+2	470	509033.67	1051811.71	3314473.29	469	175252.8	373.7
7	Línea 8-Línea 6	Diferencia prueba interceptos				1	11874.0	11874.0
8	Valores agrupados	471	979485.08	2212719.13	6179181.52	470	187126.8	
		Valores F estimados		Grados de libertad para F		Probabilidad de F tabulada		
	F pendientes	0.441		1 468		0.507		
	F niveles	31.776		1 469		0.000		

Figura 14. Gráfica de peso de carne 100% limpia sobre peso de carne sucia para la comparación de bases de datos en Martinica y Bahamas. El panel inferior es la tabla ANCOVA desarrollada de acuerdo con los métodos para estimar las pruebas F para la significancia de las diferencias entre los dos países.

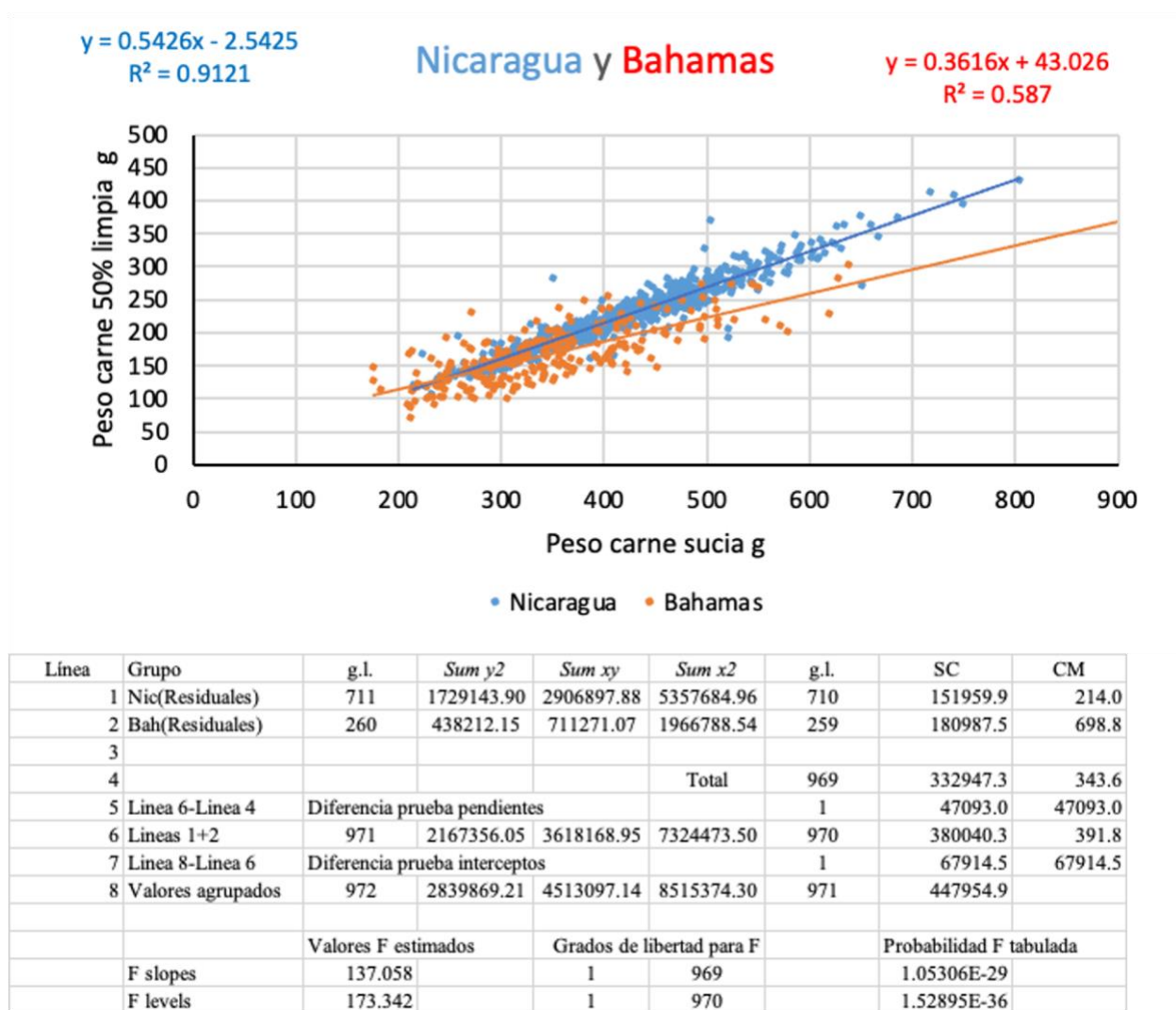
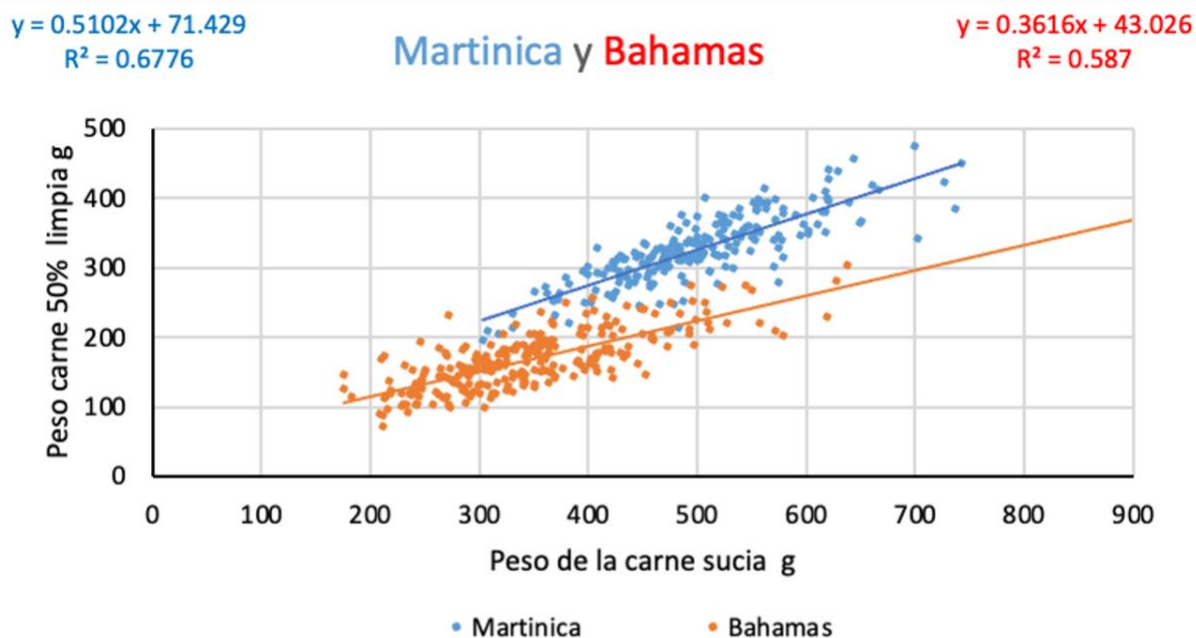


Figura 15. Gráfica de 50% de peso de carne limpia sobre peso de carne sucia para la comparación de bases de datos en Nicaragua y Bahamas. El panel inferior es la tabla ANCOVA desarrollada de acuerdo con los métodos para estimar las pruebas F para la significancia de las diferencias entre los dos países.



Linea	Grupo	g.l.	Sum y2	Sum xy	Sum x2	g.l	SC	CM
1	Mar(Residuales)	209	511257.00	679082.30	1331118.10	208	164816.8	792.4
2	Bah(Residuales)	260	438212.15	711271.07	1966788.54	259	180987.5	698.8
3								
4					Total	467	345804.3	740.5
5	Linea 6-Linea 4	Diferencia prueba pendientes				1	17510.4	17510.4
6	Lineas 1+2	469	949469.14	1390353.37	3297906.64	468	363314.7	776.3
7	Linea 8-Linea 6	Diferencia prueba interceptos				1	540710.1	540710.1
8	Valores agrupados	470	3912818.31	4310624.72	6175726.37	469	904024.8	
		Valores F estimados		Grados de libertad para F		Probabilidad F tabulada		
	F pendientes	23.647		1	467	1.58371E-06		
	F interceptos	696.510		1	468	1.09043E-94		

Figura 16. Gráfica de 50% de peso de carne limpia sobre peso de carne sucia para la comparación de bases de datos en Martinica y Bahamas. El panel inferior es la tabla ANCOVA desarrollada de acuerdo con los métodos para estimar las pruebas F para la significancia de las diferencias entre los dos países.

### Objetivo 3 Estimación de FC de peso de carne con un % de limpieza a peso sucio mediante método regresional

Teniendo en cuenta los resultados de los análisis estadísticos llevados a cabo con los datos validados para cinco de los siete países que aportaron información e incluidos en los objetivos 1 y 2, este objetivo número 3 consistió en la reestimación de los FC necesarios para expandir a peso sucio los desembarques que fueran expresados según categorías de % de peso limpio de la carne. De acuerdo con la metodología de análisis regresional que se desarrolló para este objetivo, los factores de conversión se estimaron a partir de los pesos promedio de carne según una categoría de % de limpieza que se encontraran en las muestras validadas estadísticamente y un valor de peso

sucio que fue estimado desde una regresión lineal simple ajustada a los datos observados de carne sucia como función del peso de carne con un % de limpieza dado (ver figura 17 con un ejemplo para datos de Honduras). El ajuste mínimo cuadrático del modelo linear simple a los datos observados dio como resultado parámetros regresionales de interceptos y pendientes para cada caso de peso según % de carne limpia y para los países que aportaron tales datos según se muestran en la Tabla 5. Los parámetros de dichas regresiones se utilizan para calcular los valores esperados de peso promedio de carne sucia a partir de pesos promedios de carne con un % de limpieza que pudieran provenir de muestras obtenidas en desembarques o en plantas procesadoras de productos de caracol. Así por ejemplo, para el caso de Honduras, el peso promedio de carne 100% limpia que se obtuvo en una muestra recogida al azar para la determinación de los FC resultó ser 125.38 gramos. Desde la Tabla 5 el intercepto y la pendiente de la recta ajustada a los datos que se observan en la Figura 17 son 73.198 y 2.1413, respectivamente. De esta forma el peso promedio de carne sucia estimado desde la regresión a partir del peso promedio de carne limpia 100% de 125.38 gramos está dado por:

$$\text{Peso promedio de la carne sucia en Honduras} = 73.198 + 2.1413 * 125.38 = 341.67 \text{ gramos}$$

Por lo tanto el factor de conversión de carne 100% limpia a carne sucia será:

$$FC = \frac{341.67}{125.38} = 2.72$$

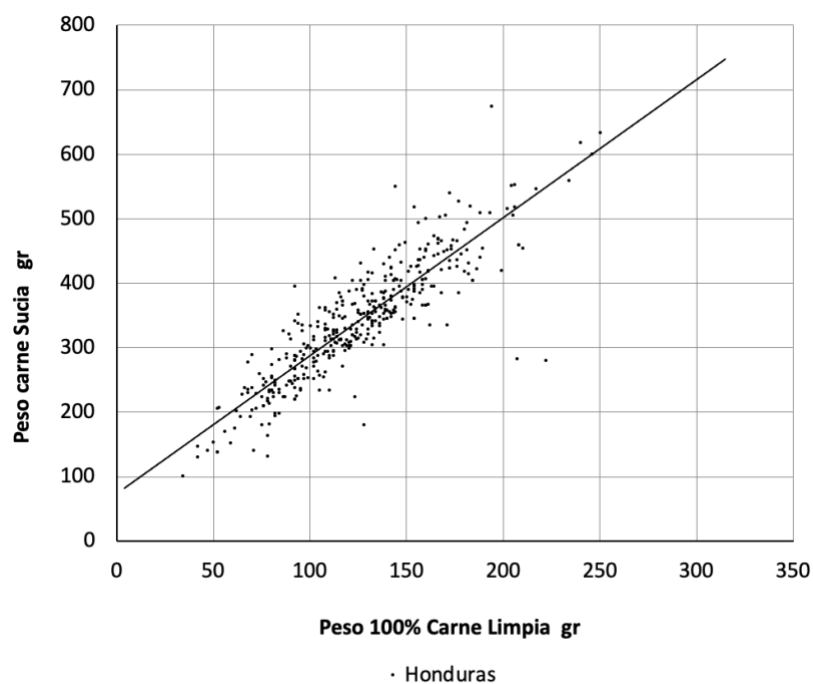


Figura 17. Gráfica de del peso de la carne sucia como función del peso de carne 100% de carne limpia en Honduras utilizada para la estimación de los factores de conversión según tallas en peso de los individuos procesados. Parámetros de la ecuación lineal para Honduras en la Tabla 5.

Tabla 5. Parámetros estimados para interceptos (a), pendientes (b), coeficiente de determinación ( $R^2$ ) y rango regresional de los datos en ajustes de peso sucio como función de categorías de carne 100%, 85% y 50% limpia.

Peso sucio función de carne 100% limpia en gramos				
	Intercepto	Pendiente	$R^2$	Rango
Honduras	73.198	2.1413	0.773	50-250
Nicaragua	107.5	2.2789	0.818	50-250
Bahamas	95.149	1.9938	0.644	50-200
Martinica	88.273	2.19	0.676	120-260
Peso sucio función de carne 85% limpia en gramos				
	Intercepto	Pendiente	$R^2$	Rango
Honduras	79.86	1.848	0.739	50-270
Barbados	64.30	1.605	0.891	140-370
Peso sucio función de carne 50% limpia en gramos				
	Intercepto	Pendiente	$R^2$	Rango
Nicaragua	41.361	1.681	0.912	120-350
Bahamas	71.844	1.623	0.587	100-250
Martinica	66.408	1.328	0.677	200-400

Los intervalos de confianza de los CF requieren de explicaciones conceptuales importantes para así entender el origen de los valores encontrados que se muestran más adelante en la Tabla 8. Desde un punto de vista biológico las características morfométricas que existen entre los pesos de carne sucia y los pesos de carne limpia aprovechable correspondiendo a algún nivel de % de limpieza de los organismos no son directamente proporcionales entre sí. Esto significa que la función lineal ajustada entre las dos variables no pasa por el origen de los ejes con coordenadas 0,0 tal como se observa en las figuras 12 a la 17. Ello implica que las razones entre valores de carne sucia estimada y aquéllos de la carne limpia correspondientes que se utilizan para el cálculo de los factores de conversión, no son valores constantes para todo un rango de tamaños sino que cambian como función del tamaño de los individuos de carne procesada para los cuales se desea establecer un FC. En efecto, se encuentra que los FC conversión para ejemplares pequeños son mayores que los FC encontrados para individuos de mayor tamaño. Para el ejemplo con datos de Honduras se tiene que con los parámetros regresionales de intercepto de 73.178 y pendiente 2.1413 y para valores arbitrarios de carne limpia 100% de 50g, 200g y el valor promedio utilizado anteriormente de 125.38g que los FC según tamaño resultan ser:

Peso 100 % carne limpia	FC
50	3.60
125.38	2.72
200	2.51



Esto implica que los individuos de mayor tamaño tienen una mayor fracción de carne aprovechable por unidad de peso sucio que los individuos más pequeños y por ello tienen un FC menor, y viceversa. En consecuencia, los FC utilizados en la actualidad solo corresponden a los pesos promedio globales de todos los CR desembarcados para un nivel dado de limpieza de la carne. Por ello es importante contar con un proceso de cálculo regresional genérico de los FC que deban corresponder según sean los tamaños de peso promedio individual que se observan en los productos semi procesados en los desembarques o en grupos de productos de CR ya procesados que se encuentran almacenados. Esto es particularmente importante cuando las pesquerías de QC tienen regiones en que explotan recursos en estados más juveniles (por ejemplo, en aguas más someras) que en otros en que predominan individuos adultos (por ejemplo, en aguas más profundas). De esta manera el modelo regresional desarrollado en este trabajo permitiría estimar FC más específicos relacionados con las características de los ejemplares encontrados en los desembarques.

Los intervalos de confianza para los FC que se dan en la tabla 7 corresponden a los niveles de confianza de los parámetros de las funciones de regresión lineales ajustadas a los datos que se utilizaran en la estimación de los pesos sucios. Dichos parámetros de regresión lineal (es decir, interceptos y pendientes) y sus niveles de confianza son el resultado del ajuste mínimo cuadrático de la información sobre carne sucia como función de los niveles porcentuales de carne limpia según muestras obtenidas para este propósito. Tales parámetros y sus intervalos de confianza se encuentran en las tablas de salida cuando se utiliza la función de regresión en Excel. Un ejemplo de tal tabla de salida se presenta en la Tabla 6 para los datos de Honduras correspondiendo a carne sucia y carne 100% limpia. Un listado de los parámetros regresionales y sus intervalos de confianza para todos los países que aportaron información se encuentran en la Tabla 7.

Tabla 6. Resumen de los datos de salida de un ajuste de regresión lineal utilizando tal función en Excel. Los datos corresponden a los pesos sucios y los pesos limpios 100% resultantes del proceso de limpieza de CR en Honduras y que se grafican en la figura 17. Los valores estimados para los parámetros de la regresión lineal y sus intervalos de confianza se muestran en negrillas en el panel inferior de la tabla.

RESUMEN SALIDA Honduras peso sucio función peso 100% limpio

<i>Estadísticos de Regresión</i>					
R Múltiple		0.8791215			
R Cuadrado		0.7728547			
R Cuadrado Ajustado		0.7722868			
Error Estándar		43.473458			
Observaciones		402			
ANOVA					
	<i>g.l.</i>	<i>SC</i>	<i>CM</i>	<i>F</i>	<i>Significancia de F</i>
Regresión	1	2572186.047	2572186	1360.9871	8.2611E-131
Residuales	400	755976.6099	1889.9415		
Total	401	3328162.657			

	<i>Coefficientes</i>	<i>Error Estándar</i>	<i>Estadístico Prueba t</i>	<i>P-valor</i>	<i>Inferior 95%</i>	<i>Superior 95%</i>
<b>Intercepto (a)</b>	<b>73.197714</b>	7.593524939	9.6394908	6.534E-20	<b>58.26950951</b>	<b>88.12591832</b>
<b>Pendiente (b)</b>	<b>2.1412717</b>	0.058042322	36.891559	8.26E-131	<b>2.027165613</b>	<b>2.255377847</b>

Tabla 7. Valores estimados de los interceptos y pendientes de regresiones lineales ajustadas a los datos de carne sucia como función de % pesos de carne limpia, y los valores de los intervalos de confianza mínimos y máximos de los parámetros para las muestras aportadas por los países.

Regresiones para estimación de peso sucio desde pesos de **100% carne** limpia

PARAMETROS REGRESIONALES	Honduras	Nicaragua	Bahamas	Martinica
Intercepto	73.198	107.500	95.150	88.270
<i>95% Nivel inferior del Intercepto</i>	<i>58.270</i>	<i>96.244</i>	<i>71.735</i>	<i>48.812</i>
<i>95% Nivel superior del Intercepto</i>	<i>88.126</i>	<i>118.764</i>	<i>118.563</i>	<i>127.733</i>
Pendiente	2.141	2.279	1.994	2.190
<i>95% Nivel inferior de la Pendiente</i>	<i>2.027</i>	<i>2.100</i>	<i>1.813</i>	<i>1.983</i>
<i>95% Nivel superior de la Pendiente</i>	<i>2.255</i>	<i>2.358</i>	<i>2.175</i>	<i>2.397</i>

Regresiones para estimación de peso sucio desde pesos de **85% carne** limpia

PARAMETROS REGRESIONALES	Honduras	Barbados
Intercepto	79.860	64.300
<i>95% Nivel inferior del Intercepto</i>	<i>63.990</i>	<i>3.428</i>
<i>95% Nivel superior del intercepto</i>	<i>95.720</i>	<i>125.172</i>
Pendiente	1.848	1.605
<i>95% Nivel inferior de la Pendiente</i>	<i>1.741</i>	<i>1.373</i>
<i>95% Nivel superior de la Pendiente</i>	<i>1.956</i>	<i>1.836</i>

Regresiones para estimación de peso sucio desde pesos de **50% carne** limpia

PARAMETROS REGRESIONALES	Nicaragua	Bahamas	Martinica
Intercepto	41.360	71.840	66.410
<i>95% Nivel inferior del Intercepto</i>	<i>32.451</i>	<i>43.185</i>	<i>25.035</i>
<i>95% Nivel superior del intercepto</i>	<i>50.270</i>	<i>100.500</i>	<i>107.780</i>
Pendiente	1.681	1.623	1.328
<i>95% Nivel inferior de la Pendiente</i>	<i>1.643</i>	<i>1.457</i>	<i>1.203</i>
<i>95% Nivel superior de la Pendiente</i>	<i>1.720</i>	<i>1.790</i>	<i>1.453</i>

Los valores estimados según el método de regresión para estimar los FC correspondiente a cada categoría de carne limpia y para los países que aportaron datos validados se encuentran dados en

la Tabla 8. Como ejemplo de aplicación del método regresional se procede como sigue usando los parámetros para Honduras para carne 100% limpia desde la Tabla 7.

Ejemplo desarrollado con datos de Honduras y carne 100% limpia

Para estimar el valor promedio del peso de la carne sucia a partir del promedio de carne limpia 100%, que en este ejemplo es 125.38 gramos, se aplica la ecuación de la regresión lineal estimada para Honduras con parámetros de intercepto = 73.198 y pendiente = 2.141 generando así:

$$\text{Peso sucio desde carne 100\% limpia} = 73.198 + 2.141 * 125.38 = 341.67$$

$$\text{FC promedio} = 341.67 / 125.38 = 2.73$$

Para el intervalo de confianza inferior del FC se utiliza el intercepto = 58.270 y pendiente = 2.027 desde la tabla 7 para así calcular el peso sucio en el límite inferior de confianza que resulta ser 312.43. De esta forma el FC será:

$$\text{FC promedio Inferior} = 312.43 / 125.38 = 2.49$$

Para el intervalo de confianza superior del FC se utilizan el intercepto = 88.126 y pendiente = 2.255 desde la tabla 7 con lo cual el peso sucio resulta ser 370.905 gramos y el límite superior del FC será:

$$\text{FC promedio Superior} = 370.905 / 125.38 = 2.96$$

Los valores estimados anteriormente se encuentran tabulados en la Tabla 8 para Honduras y los otros países incluidos en los análisis.

Tabla 8. Factores de conversión para **pesos de carne 100% limpia a peso sucio** para pesquerías en Honduras, Bahamas, Nicaragua y Martinica.

	Promedio	95% Intervalo de Confianza	
		Inferior	Superior
Honduras	2.72	2.49	2.96
Bahamas	2.76	2.40	3.13
Nicaragua	3.06	2.80	3.22
Martinica	2.66	2.24	3.08

Factores de conversión para **85% de peso de carne limpia a peso sucio** para pesquerías en Barbados y Honduras.

	Promedio	95% Intervalo de Confianza	
		Inferior	Superior
Barbados	1.73	1.38	2.09

Honduras	2.08	1.93	2.24
----------	------	------	------

Factores de conversión para **50% de peso de carne limpia a peso sucio** para pesquerías en Martinica, Bahamas y Nicaragua.

	Promedio	Intervalo de Confianza	
		Inferior	Superior
Martinica	1.53	1.28	1.78
Bahamas	2.05	1.72	2.39
Nicaragua	1.86	1.79	1.94

#### Objetivo 4 Estimación de FC de peso sucio a peso vivo mediante método regresional

Los análisis relativos a este objetivo consisten en la estimación de FC para convertir pesos sucios a peso vivo (es decir, el peso de la concha + el tejido blando) siguiendo el método regresional que se estableció en el objetivo 3. Con los FC anteriores se considera la estimación de un FC regional promedio con el cual estimar el peso vivo en aquellos países que no cuentan con dicho factor. Para la estimación de los FC nacionales se utilizaron datos validados sobre el peso vivo y peso sucio correspondientes a los países analizados con los cuales se ajustaron regresiones lineales simples de forma similar al método utilizado en el objetivo 3. Los valores estimados para los interceptos y las pendientes se encuentran en la Tabla 9.

Tabla 9. Parámetros estimados para interceptos, pendientes, coeficiente de determinación y rango regresional de los datos en ajustes de peso vivo como función de peso sucio, seguido de estimaciones de los intervalos de confianza de los parámetros regresionales estimados que se muestran en la parte inferior de la tabla.

	<b>Intercepto</b>	<b>Pendiente</b>	R <sup>2</sup>	Rango
Honduras	<b>789.76</b>	<b>3.3156</b>	0.435	140-600
Nicaragua	<b>862.49</b>	<b>3.3478</b>	0.5197	170-750
Bahamas	<b>1062.83</b>	<b>2.4859</b>	0.3879	200-600
Martinica	<b>1498.54</b>	<b>2.5414</b>	0.2563	300-700
Barbados	<b>816.93</b>	<b>3.0130</b>	0.4136	200-800

	<b>Intercepto</b>	95% Inferior	95% Superior	<b>Pendiente</b>	95% Inferior	95% Superior
Honduras	<b>789.76</b>	659.059	920.470	<b>3.316</b>	2.946	2.946
Nicaragua	<b>862.49</b>	760.355	964.627	<b>3.348</b>	3.111	3.585
Bahamas	<b>1062.83</b>	928.800	1196.860	<b>2.486</b>	2.107	2.865
Martinica	<b>1498.54</b>	1198.714	1798.363	<b>2.541</b>	1.950	3.133

Barbados      **816.93**      574.885      1058.965      **3.013**      2.544      3.482

Como ejemplo de aplicación del método de regresión se utiliza nuevamente el caso de Honduras, para lo cual se utiliza el peso promedio de carne sucia estimado anteriormente en el objetivo 3 desde la regresión de carne limpia 100% que resultó ser 341.67 gramos. Desde la Tabla 9 el intercepto y la pendiente de la recta ajustada a los datos observados de peso vivo y peso de la carne sucia son 789.76 y 3.316, respectivamente. De esta forma, el promedio de peso vivo estimado desde la regresión está dado por:

$$\text{Peso vivo promedio en Honduras} = 789.76 + 3.316 * 341.67 = 1922.73 \text{ gramos}$$

Por lo tanto el factor de conversión de carne sucia a peso vivo para Honduras será:

$$FC = \frac{1922.73}{341.67} = 5.63$$

Los FC para los otros países que aportaran datos validados se muestran en la Tabla 10 con sus respectivos intervalos de confianza los cuales fueron estimados de forma similar que en las operaciones realizadas qui para el caso de Honduras.

Tabla 10. Factores de conversión para el peso sucio a peso vivo (peso de la concha + peso carne sucia) para pesquerías en algunos países de la región y para el promedio de todos los países.

	Promedio	Intervalo de Confianza	
		Inferior	Superior
Honduras	5.63	4.82	5.64
Nicaragua	5.39	4.91	5.87
The Bahamas	5.58	4.82	6.35
Martinica	5.54	4.35	6.73
Barbados	4.65	3.70	5.60
<b>Promedio Regional</b>	<b>5.36</b>	<b>4.53</b>	<b>6.04</b>

El intervalo de confianza del 95% para el FC promedio varía entre los países analizados siendo este más estrecho para Honduras y Nicaragua para los cuales se contó con 406 y 712 muestras, respectivamente, mientras que para Barbados solo se contó con 229 muestras que generaron un intervalo de confianza más amplio para este último país (esto es, 3.70 a 5.60). Por lo tanto, las muestras disponibles dan como resultado estimaciones de FC para peso vivo desde peso sucio con una precisión variable debido por una parte al tamaño de las muestras utilizadas y por otro, al efecto de crecimiento de la concha como función ecosistémica. Se observa también que el promedio regional es solo apropiado para aquellos países que no tienen disponible un FC para estimar el peso vivo a partir del peso sucio. La adopción de esta última decisión debe considerar que el promedio regional tiene un intervalo de confianza bastante amplio y que por lo tanto es

menos preciso por lo que es importante que los países que no tengan este FC deban desarrollar sus propios FC en lugar del promedio regional para expandir el peso sucio al peso vivo según se requiere en la información que los países deban submitir a la FAO.

## CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

1. Se encontró una diferencia muy significativa entre las bases de datos de México y Belice a pesar de que el CR habita en el mismo ecosistema costero del Arrecife Mesoamericano. La disparidad en los porcentajes de pesos de carne limpia para los dos países es para el mismo rango estadístico de pesos sucios. Tales disparidades no se resolvieron en las conversaciones con quienes colectaron dichos datos y por lo tanto se recomienda que México desarrolle un diseño de muestreo estadístico verificable para generar nuevos datos para la estimación de los FC que correspondan a las categorías de carne limpia del caracol reina en México.
2. Los análisis realizados con las dos bases de datos disponibles para la estimación de factores de conversión aportadas por Belice, no se logró una validación estadística para su inclusión en este trabajo debido a una importante duplicación en los datos e inclusión de datos no verificables que no fuera posible resolver con la institución responsable de la colección de dichos datos. Por lo tanto, se recomienda que Belice desarrolle un diseño de muestreo estadístico verificable para generar nuevos datos para la estimación del FC de caracol reina en dicho país.
3. Los resultados de los ANCOVA para probar las características fenotípicas del caracol reina realizados con las muestras estadísticamente válidas por países, muestran que las poblaciones de caracol reina en Nicaragua, Honduras, Bahamas, Barbados y Martinica tienen pendientes que son estadísticamente iguales, lo que implica que las regresiones lineales ajustadas al peso sucio como función del peso de la concha son líneas paralelas. Tal condición es indicativa de que los cambios en el peso sucio debido a los cambios en el peso de la concha observados en las bases de datos analizados, son aproximadamente similares entre los países.
4. Sin embargo, los interceptos de las regresiones concernientes con caracterizaciones fenotípicas son significativamente diferentes entre los países comparados, excepto en el caso de Honduras-Bahamas, donde las regresiones son estadísticamente idénticas. Todas las comparaciones utilizando la base de datos de caracol reina de México con los otros países, dieron como resultado relaciones lineales significativamente diferentes, agregando incertidumbre al origen de los individuos muestreados en aquel país, Esta conclusión indica que las muestras de carne son significativamente más grandes por unidad de peso correspondientes al peso de la concha observados en la base de datos de México. La implicancia de tales resultados es que el caracol reina en México sería fenotípicamente diferente del caracol reina en los otros países, lo cual es un resultado inesperado.
5. Las diferencias entre los datos de peso sucio y su relación con el peso de la concha para Martinica-Barbados, Nicaragua-Honduras, Nicaragua-Bahamas y Honduras-Barbados no fueron estadísticamente significativas para las pendientes de las regresiones, pero sí para los interceptos. Tales diferencias pueden deberse a posibles condiciones de identidad geográfica que impactan la biología del crecimiento de la concha del caracol reina.
6. La dispersión del peso sucio alrededor de la regresión que es función del peso de la concha generó un bajo grado de asociación entre las dos variables, lo que es indicativo de que el

peso de la concha no es un buen predictor del peso de la carne sucia. Esta conclusión está respaldada por la información existente de que el volumen total de la concha (es decir, otro indicador del tamaño de la concha) es un indicador muy pobre del volumen de la cavidad de la concha, mientras que el volumen de la cavidad de la concha es un buen predictor del peso sucio puesto que este se desarrolla dentro de dicha cavidad. En consecuencia, los resultados obtenidos son concomitantes con la información existente sobre las características morfométricas del crecimiento y desarrollo de caracol reina.

7. Como se expresa en la sección de identificación de problemas, la identidad geográfica del crecimiento de la concha en el caracol reina, así como los cambios significativos en la estructura y forma de la concha que se esperan con el advenimiento de la madurez sexual, pueden ser procesos significativos responsables de las bajas correlaciones observadas entre el peso de la concha y el peso sucio en las fuentes de datos regionales disponibles para este estudio. Tales diferencias potenciales en los procesos de crecimiento que aparecen en los datos analizados llevan a la conclusión de que los factores de conversión de caracol reina relacionados con el peso vivo serían más imprecisos si se intenta con estos datos establecer un FC para el peso vivo a partir de las diversas categorías de % de peso de carne limpia.
8. Los resultados de los análisis muestran que, si bien los caracoles reina son fenotípicamente muy similares entre Honduras, Nicaragua y las Bahamas, la diferencia en los interceptos bajo la condición de igualdad estadística de las pendientes entre Honduras y Barbados puede explicar que los datos para estos países, que se distribuyen muy separados dentro del rango del hábitat de la especie, son significativamente diferentes en tamaño pero no en las tasas de crecimiento. Estas diferencias deberían reflejar diferencias considerables en los factores de conversión de peso vivo estimados para estas dos regiones los cuales resultaron ser de 5.63 para Honduras y 4.65 para Barbados. Aunque tales diferencias pudieran sugerir que la armonización o estandarización a nivel regional de los factores de conversión correspondientes al peso vivo pueden no ser del todo correctas, también se observa que existen resultados muy aproximadamente similares entre los otros países para los cuales se contó con información para los análisis. Por lo tanto, se recomienda que los países que aún carecen de un FC adecuado para el peso vivo organicen trabajos para estimar dicho Factor de Conversión y de esa forma ir reemplazando el estimado regional de un FC para el peso vivo por uno que sea expresamente descriptor de las condiciones locales de cada país.
9. Tal como se mencionara anteriormente, los resultados de los análisis estadísticos mostraron una significancia estadística bastante baja del peso de la concha como predictor del peso sucio. Los análisis y los resultados demuestran que los datos de peso sucio están mejor correlacionados con los diferentes niveles porcentuales de procesamiento de carne limpia. Estos resultados son importantes cuando se considera la estimación de los factores de conversión al peso vivo (peso de la concha + carne), lo que introducirá una varianza grande y significativa debido a la mayor varianza del peso de la concha en relación con la varianza del peso de la carne.
10. El promedio de pesos sucios totales reconstruidos a partir de los niveles de % de peso de carne limpia utilizando el FC promedio correspondiente para las categorías estimadas en este estudio siempre dio como resultado valores de peso sucio que están por encima del 99% del peso sucio original observado en las muestras. Este hallazgo apoya la validez de los FC estimados mediante el método de regresión que se ofrece en este estudio.

11. Un factor de conversión regional promedio para el peso vivo (es decir, el peso de la concha + carne) del peso sucio fue de 5,36, que es similar al estimado en FAO (2014). Sin embargo este promedio regional tiene un intervalo de confianza que es amplio y por lo tanto posee una precisión más baja que aquellos FC que pudieran ser específicos para cada país.

## AGRADECIMIENTOS

Agradecemos a Miguel Rolón del Consejo de Gestión Pesquera del Caribe por su interés en auspiciar este trabajo y por organizar el apoyo institucional y financiero necesario para llevar a cabo esta consultoría, y Martha Prada como líder de equipo dentro del Comité Asesor Técnico de Caracol Reina. Agradecemos a Stefania Vannuccinni, Estadísticas de Pesca y Acuicultura de la FAO, por sus comentarios constructivos sobre un primer borrador del informe final y a James Geehan, Estadísticas de Pesca y Acuicultura de la FAO, por sus comentarios técnicos e interés en publicar este trabajo en Inglés y Castellano. A Bob Glazer y Fadilah Ali del Instituto de Pesquerías del Caribe y el Golfo por su contribución en la preparación y publicación de este trabajo.

## REFERENCIAS CITADAS

- Draper, N.R. and Smith, H. (1966) Applied regression analysis. John Wiley & Sons Ltd., New York, 407 p.
- Ehrhardt, N. and J.A. Romero. 2010. Un breve resumen de los trabajos y logros de la pesquería científica del caracol gigante *Strombus gigas* en Honduras durante 2006-2010. Informe Técnico submitido al Gobierno de Honduras.
- FAO. 2014. Conversion Factors for processed queen conch to live weight. Second Meeting of the CFMC/ WECAFC/ CITES/ OSPESCA/ CRFM working group on Queen Conch. Panama City, Panama, November 2014. Western Central Atlantic Fisheries Commission (WECAFC).
- Glazer, R.A., G.A. Delgado, and J.A. Kidney. 2003. Estimating queen conch (*Strombus gigas*) home ranges using acoustic telemetry: implications of the design of marine reserves. Gulf Carib. Res. 14:79-89
- Horsford et al. (2011) The Morphology of the Queen Conch (*Strombus gigas*) from the Antigua and Barbuda Shelf – Implications for Fisheries Management. Proceedings of the 64<sup>th</sup> Gulf and Caribbean Fisheries Institute October 31 - November 5, 2011 Puerto Morelos, Mexico.
- Prada, M. C.; Appeldoorn, R. S.; Van Eijs, S. and Pérez, M. 2017. *Regional Queen Conch Fisheries Management and Conservation Plan*. FAO Fisheries and Aquaculture Technical Paper No. 610. Rome, FAO. 70 pp.
- Stoner, A. W., and M. Ray-Culp. Evidence for Allee effects in an over-harvested marine gastropod: Density-dependent mating and egg production. Mar. Ecol. Prog. Ser., 202: 297–302 (2000).