

Análisis comparativo de la pesca experimental de centolla (*Lithodes santolla*) en época de veda para el área sur de manejo (48°-52°S), verano 2022 y 2023

Francisco N. Munuce, H. Pablo Lértora, Valeria G. Mango, Micaela B. Arenas, A. Cecilia Mauna y Carla A. Firpo.

Citar como:

Munuce FN, Lértora HP, Mango VG, Arenas MB, Mauna A.C., Firpo CA 2023. Análisis comparativo de la pesca experimental de centolla (*Lithodes santolla*) en época de veda para el área sur de manejo (48°-52°S), verano 2022 y 2023. Inf. Inv. INIDEP N° 017/24, 19 pp.



Análisis comparativo de la pesca experimental de centolla (*Lithodes santolla*) en época de veda para el área sur de manejo (48°-52°S), verano 2022 y 2023

Francisco N. Munuce (*), H. Pablo Lértora (*), Valeria G. Mango (*), Micaela B. Arenas (*), A. Cecilia Mauna (*) y Carla A. Firpo (*)

(*) Instituto Nacional de Investigación y Desarrollo Pesquero

Resumen

Se comparan dos campañas de investigación de centolla (*Lithodes santolla*) y la posterior pesca experimental, llevadas a cabo en la zona S III del Área Sur de manejo, comprendida por la jurisdicción de Santa Cruz entre los paralelos 48°S- 52°S. El B/P Cristo Redentor realizó lances entre el 10 de enero y el 16 de marzo en los años 2022 y 2023. Se trabajó con líneas de pesca con trampas intercaladas con 3 anillos de escape y anillos cerrados. El tiempo de fondeo osciló entre 3 y 8 días. Se definieron 3 sectores de estudio: Deseado, San Julián y Bahía Grande. El esfuerzo pesquero disminuyó un 7,9% de un año a otro. Las capturas totales disminuyeron un 41% y las capturas comerciales un 21%. La CPUE total con anillos de escape tuvo una disminución del 29 % para el sector San Julián. La CPUE comercial aumentó un 57% para San Julián y disminuyó 99% para Deseado. La CPUE STD no registró diferencias entre años, pero si por sector. La distribución de longitudes de caparazón fue unimodal para todos los sectores excepto para Bahía Grande. El ANOVA de largo de caparazón detectó interacción triple para año, sector y sexo. La CPUE de hembras disminuyó un 50%, siendo Bahía Grande y San Julián los de mayor registro y significativamente distintos a Deseado. La regresión de CPUE hembras vs. la profundidad no fue significativa.

La CPUE pre-reclutas no resulto significativa para el año ni el sector, y la regresión lineal no fue significativa para “Días de pesca” ni para “profundidad promedio”.

Los bajos rendimientos comerciales y la presencia de algunos núcleos con hembras y pre-reclutas correspondientes a lances costeros deben tenerse en consideración antes de extender la temporada en el área sur de manejo en la jurisdicción provincial.

Palabras Clave

Cangrejo, litódido, pesquería crustáceos, trampas, buques centolleros

Introducción

El comienzo de la pesquería de centolla se remonta al 2004 pero solo se limitaba al Área Central. Recientemente en el 2016, y con previa campaña de prospección realizada en el 2013 de resultados positivos, se decidió implementar la pesca al sur de paralelo 48°S (Firpo et al. 2022). Esta medida de manejo sirvió para reducir el esfuerzo pesquero en el Área Central, la cual comenzaba a denotar indicios de sobrexplotación temprana (Firpo et al. 2015a, Firpo et al. 2015b).

Anualmente y previa a cada temporada de pesca, el INIDEP realiza campañas de evaluación para las Áreas Central y Sur, mediante la implementación de diseños regulares que permiten sentar bases científicas para sugerir las medidas de manejo específicas (Firpo et al. 2022). Aunque la iniciativa del análisis de la zona S-III en particular, surgió de un pedido de asesoramiento por parte de la provincia



de Santa Cruz y la empresa Food Partners SA, la cual posee dos buques fresqueros centolleros trabajando en dicha jurisdicción.

La legislación vigente emitida por el Consejo Federal Pesquero, separa el Área Sur de manejo para *Lithodes santolla* en diferentes zonas. Entre el 48°S y el 52° S se ubican las zonas Z S-I y Z S-III representadas por la jurisdicción nacional y de Santa Cruz, respectivamente, donde la temporada de pesca se extiende desde el 1° de noviembre al 14 de enero y están autorizados 5 buques congeladores y 2 fresqueros. Al sur de los 52°S, zonas Z S-II y Z S-IV, la temporada de pesca es más extensa (entre el 1° de agosto y el 31 de marzo) y hasta el momento un único buque tiene autorización para la pesca de centolla.

El siguiente informe tiene como objetivo principal complementar la información biológica del recurso para la zona sur, a través de un análisis comparativo de dos campañas seguidas de pesca experimental realizadas en época de veda (Lértora et al. 2022, Munuce et al. 2023), para el mejoramiento de la gestión de la pesquería en esta área.

Materiales y Métodos

La investigación se llevó a cabo en el Área Sur de manejo de la pesquería de centolla, entre los paralelos 48°S y 52°S, en el sector correspondiente a la jurisdicción de Santa Cruz. Se consideró un diseño regular de 35 lances para el año 2022 y 29 lances para el año 2023. Para ambas campañas quedaron establecidas tres sectores de estudio, “Puerto Deseado”, “Bahía San Julián” y “Bahía Grande” (Figura 1). Las modificaciones realizadas en la campaña 2023 se basaron en el diseño de la campaña y prospección llevada a cabo en verano de 2022 (Lértora et al. 2022).

Las tareas se realizaron en el BP Cristo Redentor del tipo fresquero que desembarca ejemplares enteros vivos. Las trampas utilizadas cumplieron con las características estándar establecidas por el CFP (Res. CFP N°12/18). El arte de pesca utilizado en el buque fresquero contó con líneas de 100 trampas, 50 con anillos de selectividad y 50 con anillos anulados, dispuestas de manera intercalada.

Se propuso un tiempo de fondeo óptimo por lance de campaña de 3-4 días, con la posibilidad de realizar extensiones, por cuestiones operativas.

Los lances de prospección se realizaron de acuerdo a la operatoria usual de este buque, es decir que la posición geográfica, así como el tiempo de fondeo quedaron sujetos a la decisión del capitán y en consonancia con las medidas de manejo vigentes para la pesquería.

Como carnada se utilizaron combinaciones de distintas especies de peces, en cantidades de 1,5 kg por trampa, colocados en bolsas. Principalmente se usó merluza común (*Merluccius hubbsi*) con mezcla de langostino (*Pleoticus muelleri*) y calamar (*Illex argentinus*).

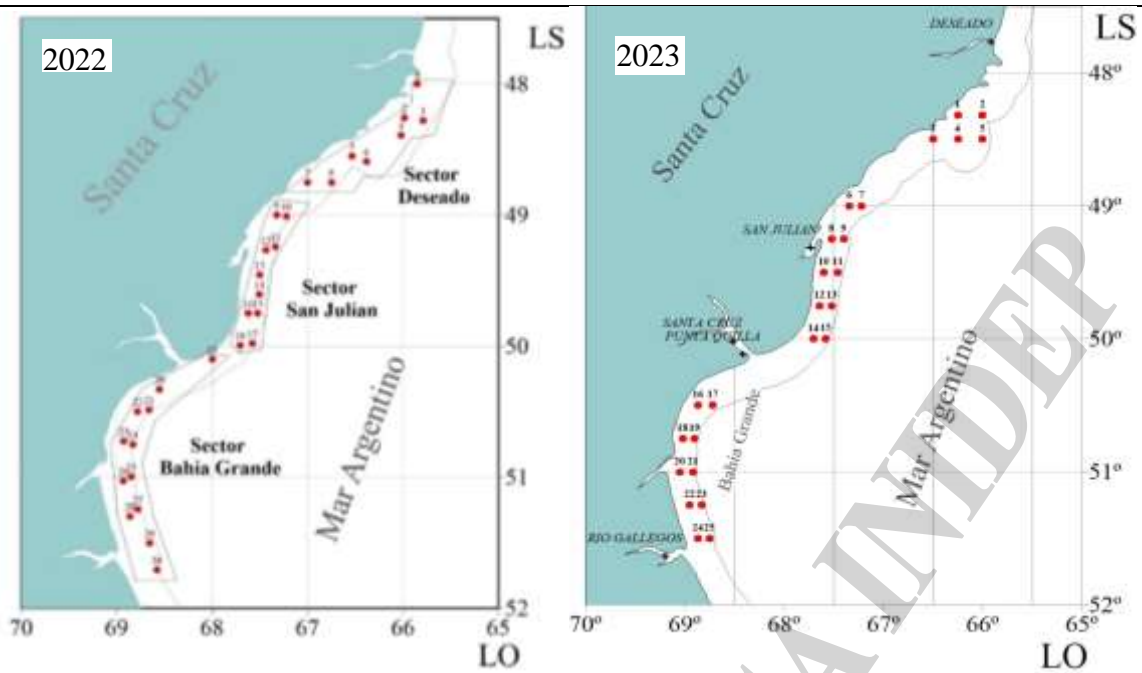


Figura 1. Distribución espacial de los lances planificados para la campaña en el Área Sur de manejo de la pesquería de centolla (*Lithodes santolla*) jurisdicción de la provincia de Santa Cruz, divididos por sector, en el verano de 2022 y de 2023.

En cada uno de los puntos de muestreo programados se realizó un lance de pesca, es decir el calado y posterior virado de una línea de pesca. Durante el inicio y finalización de las maniobras de calado y virado se registraron, de acuerdo al protocolo para los observadores a bordo (Mauna et al. 2022), los siguientes datos generales: rumbo de calado, posición geográfica (latitud y longitud), profundidad, fecha y hora. Además, se registró el número de trampas de la línea, las trampas perdidas, las abiertas y la cantidad y tipo de carnada utilizada.

Durante el virado se registró el número de ejemplares totales y comerciales (machos ≥ 110 mm de largo de caparazón) de centolla capturados.

En los lances con captura se separaron los ejemplares retenidos de una cierta cantidad de trampas sin anillos que fueron seleccionadas al azar, con el objetivo de obtener una muestra de aproximadamente 250 centollas. El muestreo biológico incluyó la medición del largo de caparazón (LC en mm), sexo, estadio de envejecimiento del exoesqueleto (de acuerdo a las siguientes 6 categorías: mudando, flexible, nuevo, medio, viejo, y muy viejo), estadio reproductivo de las hembras (con huevos, sin huevo, postovígera y eclosionando) y en caso que las hembras portaran huevos se consignó el tamaño relativo de la masa ovígera considerando las siguientes categorías: $<12,5\%$, 25% , 50% , 75% , 100% y $>100\%$.

Los análisis estadísticos fueron realizados con el software Rstudio (v.2023.03.2+454) y Excel (V.2310). Para testear la normalidad de las variables continuas se aplicó el test de normalidad de Shapiro-Wilk con un valor de alfa de 0,05. La homocedasticidad se evaluó con el Test de Levene. Las pruebas de hipótesis se realizaron con el test Kruskal-Wallis y las comparaciones post-hoc con el método de Mann-Whitney-Wilcoxon con ajuste de Holm, ambos considerando un valor de alfa de 0,05.

El efecto de cantidad de trampas se estandarizó mediante el análisis de la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) tanto para la captura total como para la captura comercial.



Resultados

Para el año 2022 se realizaron los lances de campaña y prospección entre el 10 de enero y el 16 de marzo. La distribución espacial de los lances programados fue regular. Se efectuaron en total 25 lances de campaña, 23 correspondientes al diseño original y se utilizaron 2 lances de prospección como lances de campaña, ya que en estos se realizaron muestras de trampas sin anillo, y por su posición, aportaban en la ampliación del grillado original. Algunos lances fueron desplazados de su posición establecida en el plan, por cuestiones operativas asociadas a corrientes o accidentes del fondo marino.

El plan de campaña contemplaba una zona tentativa de prospección, pero en el transcurso de la operatoria se definió un área mayor y más representativa que abarcó hasta Río Gallegos. Finalizando el período de actividades 5 lances de campaña fueron realizados nuevamente para analizar la variación temporal de la captura, en estos lances se utilizaron trampas con anillos por lo cual no fueron incluidos en el análisis de LC (Lértora et al.2022).

Mientras que para el 2023 el estudio se efectuó entre el 17 de enero y el 18 de febrero. Se realizaron en total 29 de los 30 lances programados, es decir un 99% de los puntos inicialmente propuestos en el plan de campaña. La información del lance 26 se perdió debido a condiciones climáticas desfavorables, siendo esta también la causa de la réplica de los lances 25 y 27 (Munuce et al. 2023).

Tabla1. Resumen del esfuerzo, la captura de centolla y CPUE de las campañas discriminadas por año.

Año	N.º lances	Esfuerzo (tr)	Captura total (Nº)	CPUE total (sin anillos)	CPUE total (con anillos)	Captura com (Nº)	CPUEST com/tr
2022	35	3.309	21.812	9,9± 10	3,7 ± 4,5	3.590	0,8 ± 1,4
2023	29	2.718	12.651	7,3± 8,4	1,97 ±2,4	2.808	0,8 ± 1,2

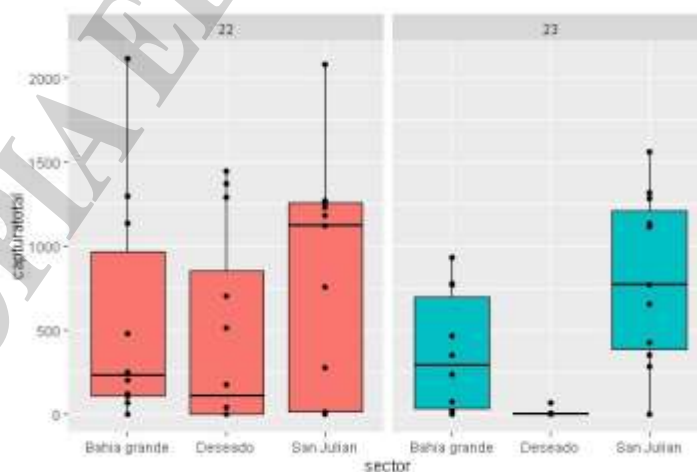


Figura 2. Captura total de centolla discriminada por sector para los años 2022 y 2023.



La diferencia del esfuerzo pesquero entre ambos años fue de 7,9% (591 trampas) siendo 2022 cuando más trampas se utilizaron con un total de 3.309, esta diferencia se debió a una mayor cantidad de lances realizados. En esta temporada también se registró mayor captura total de organismos con un 41% más (21.812 ind.) que al año siguiente (8.847 ind.). Esta diferencia también se manifestó en las capturas de machos comerciales los cuales fueron un 21,7% (2.808 ind.) menores para 2023 (Tabla 1).

CPUE total SIN Anillos de escape

La captura por unidad de esfuerzo total sin anillos de escape presentó altos valores medio relativos. La media máxima se encontró en el sector San Julián para el año 2022 ($\bar{x} = 14,02$) con un valor similar para el año siguiente. En contraste, los valores medio más bajos se detectaron para el sector Deseado para el año 2023 ($\bar{x} = 0,22$) (Tabla 2).

Tabla 2. Captura por unidad de esfuerzo total sin anillos de escape, discriminado por año y por sector.

CPUE total sin anillos				
año	n0	media	mediana	sd
Bahia grande				
22	10	8.33	3.89	9.32
23	10	5.85	5.58	5.37
Deseado				
22	12	6.91	1.92	8.40
23	8	0.22	0.00	0.50
San Julian				
22	13	14.02	17.54	11.35
23	11	13.80	14.70	9.15

La prueba de Shapiro-Wilk no detectó normalidad en los datos ($W = 0,8$; $p\text{-valor} = 1,09E-6$) los cuales presentaron una distribución sesgada a la izquierda, por lo que se decidió realizar el análisis de esta variable continua en función de la mediana. El test de Levene detectó homogeneidad de varianzas para el tipo de sector ($F = 2,7$; $p\text{-valor} = 0,07$) y para el año ($F = 2,09$; $p\text{-valor} = 0,15$). El test de Kruskal-Wallis no detectó diferencias significativas para el año ($\chi^2 = 0,93$, $p\text{-valor} = 0,33$), pero si lo hizo para el tipo de sector ($\chi^2 = 12,9$; $p\text{-valor} = 0,001$). El test de Wilcoxon reveló que el sector San Julián presenta diferencias estadísticamente significativas con el sector Deseado ($p = 0,003$) pero no con el sector Bahía Grande ($p = 0,06$). Mientras que, este último no posee diferencias estadísticamente significativas con el sector Deseado ($p = 0,06$). En la Figura 3 se pueden visualizar las relaciones con letras rojas.

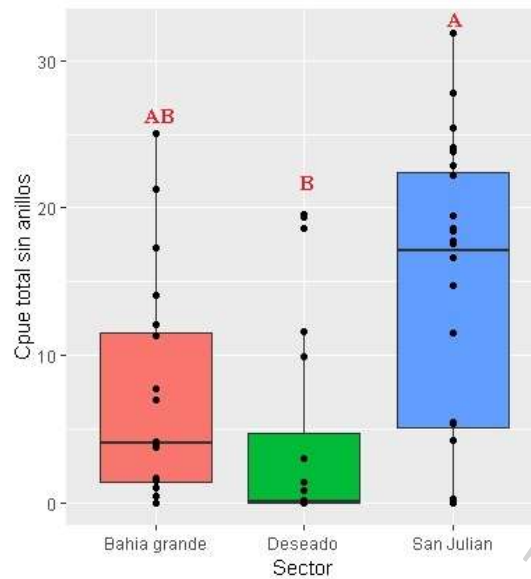


Figura 3. Captura por unidad de esfuerzo total sin anillos de escape discriminado por sector. Las letras en rojo muestran los resultados del test de Wilcoxon.

CPUE Total con Anillos de escape:

La captura total por unidad de esfuerzo con anillos de escape tuvo su mayor registro en Bahía de San Julián ($\bar{x} = 4,4$ ind/tr) para el año 2022, disminuyendo un 29.2% al año siguiente. Por otro lado, se registraron las menores capturas en el sector Puerto Deseado ($\bar{x} = 0,01$ ind/tr) para la temporada 2023. La CPUE para las trampas con anillo presentó un patrón de distribución sesgada hacia la izquierda ($W = 0,78$; $p\text{-valor} = 1,95E-08$) y siguiendo el mismo criterio se realizaron los análisis de esta variable continua en función de la mediana. El test de Levene para homogeneidad de varianzas no fue significativo para el sector ($F = 0,43$; $p = 0,65$) ni para año ($F = 3,61$; $p = 0,06$), con lo cual se comprobó la homocedasticidad de la CPUE para las trampas con anillos.

Tabla 3. Resumen de la captura por unidad de esfuerzo, discriminado por sector y año

CPUE total con anillos				
año	n()	media	mediana	sd
Bahía grande				
22	10	3.60	1.00	5.66
23	10	1.56	0.36	2.03
Deseado				
22	12	3.08	0.30	4.69
23	8	0.01	0.00	0.02
San Julian				
22	13	4.42	4.90	3.81
23	11	3.75	3.19	2.46



La prueba no paramétrica de Kruskal-Wallis, no detectó diferencias significativas para la mediana entre los años ($\chi^2 = 1.89$; $p = 0.16$), por este motivo no se realizaron las comparaciones a posteriori para este factor agrupante. Por otro lado, y en contraposición, se detectó significación en la probabilidad para sector ($\chi^2 = 11.24$; $p = 0.003$).

A través de la prueba de Wilcoxon se comprobó la existencia de diferencias significativas entre el sector Puerto Deseado y los dos sectores restantes en análisis, pero no se detectaron diferencias entre Bahía Grande y Bahía San Julián (p -valor = 0,059). En la Figura 4 se visualizan las comparaciones a posteriori con letras rojas.

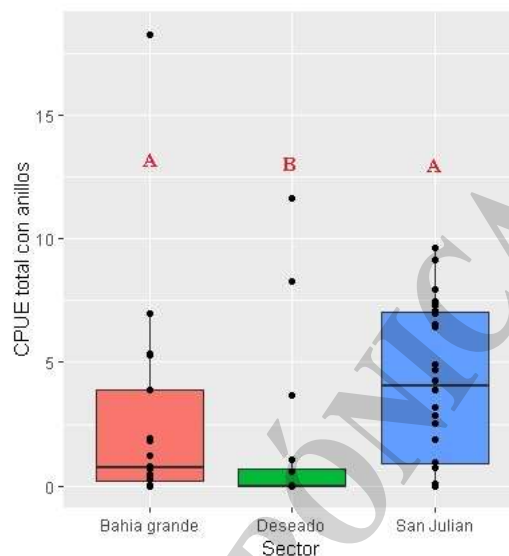


Figura 4. Captura por unidad de esfuerzo total (CPUE) para trampas con anillos, discriminado por sector y año. Las letras rojas muestran los resultados del test de Wilcoxon.

CPUE Comercial:

La mayor cantidad de machos comerciales se pescaron en el sector San Julián con un valor medio de 2,43 ($\pm 1,72$) individuos por trampa, para el año 2023, lo que representó un aumento del 57,3% respecto al año anterior. El sector Bahía Grande se mantuvo igual, mientras que el sector Deseado disminuyó un 99% (Tabla 4).

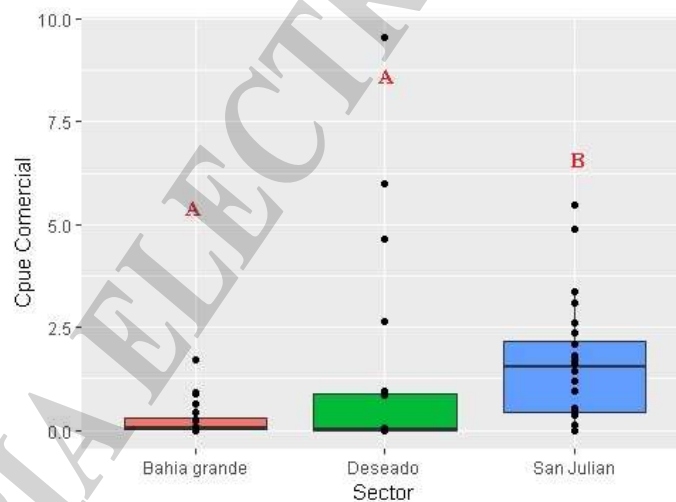
La captura por unidad de esfuerzo de machos comerciales también posee una distribución sesgada hacia la izquierda ($W = 0,6$, p -valor = $5,2E-11$) y con el mismo criterio estadístico se continuó el análisis de esta variable en función de la mediana. El test de Levene reveló la presencia de homocedasticidad para el sector ($F = 2,3$; $P = 0,1$) y para el año ($F = 0,008$; $P = 0,92$).

El test de Kruskal-Wallis no detectó diferencias significativas para la distribución en función del año ($\chi^2 = 0,12$; p -valor = 0,72), con lo cual, y continuando con el mismo criterio, no se realizaron análisis a posteriori para este factor. Por otro lado, si se detectaron diferencias significativas para el sector ($\chi^2 = 12,5$; p -valor = 0,001).

**Tabla 4.** Resumen de la captura por unidad de esfuerzo, discriminado por sector y año

CPUE comercial				
año	n()	media	mediana	sd
Bahía Grande				
2022	10	0.28	0.13	0.36
2023	10	0.28	0.05	0.55
Bahía San Julián				
2022	13	0.88	0.46	0.78
2023	11	2.43	2.37	1.72
Puerto Deseado				
2022	12	2.06	0.44	3.11
2023	8	0.02	0.00	0.02

El test de Wilcoxon reveló que el sector Bahía San Julián presentó diferencias significativas en su mediana respecto del sector Deseado (p -valor = 0,02) y del sector Bahía Grande (p -valor = 0,0015). Por otro lado, los sectores Deseado y Bahía Grande no presentaron diferencias entre si (p -valor = 0,0587). En la Figura 5 se visualizan las relaciones con letras en rojo.

**Figura 5.** Captura por unidad de esfuerzo de machos comerciales (CPUE), discriminado por sector y año. Las letras rojas muestran los resultados del test de Wilcoxon

Del total de lances realizados para ambas temporadas solo el 10% registró una CPUE comercial igual o mayor a 3 centollas/tr, ubicándose entre el sur del sector Deseado y el sector San Julián.

CPUE comercial STD:

La captura por unidad de esfuerzo estandarizada a 3 días de fondeo de machos comerciales tuvo su mayor concentración entre el sur del Sector Puerto Deseado y el sector San Julián. Para el año 2022 se estimó un promedio de 1,5 individuos por trampa al sur de sector Deseado (Tabla 5), con un máximo de 7 centollas/trs (48°59'86''S; 67 °12'99''O). Al siguiente año la media fue 0,8 centollas/trampa, llegando a alcanzar un máximo de casi 4 individuos (50°20'78''S; 68°32'77''O) por trampa. Por otro lado, las CPUEcom STD para el sector Bahía Grande se mantuvieron uniformes en cuanto su distribución para ambos años (Figura 7).

Tabla 5. Resumen de captura por unidad de esfuerzo estandarizada a 3 días de fondeo de machos comerciales de centolla (≥ 110 mm).

CPUE STD				
año	n()	media	mediana	sd
Bahía Grande				
2022	10	0,19	0,09	0,23
2023	10	0,27	0,04	0,55
Bahía San Julián				
2022	13	0,71	0,41	0,62
2023	11	1,86	1,63	1,33
Puerto Deseado				
2022	12	1,51	0,31	2,33
2023	8	0,01	0,00	0,02

Al igual que las otras variables la captura por unidad de esfuerzo estandarizada a 3 días de pesca presentó un patrón de distribución sesgada hacia la izquierda ($W = 0,6$; $p\text{-value} = 6,5E-11$). La prueba de Levene, realizada sobre la mediana, para la homocedasticidad detectó la homogeneidad de las varianzas para el año ($p\text{-value} = 0,9$) y para el sector ($p\text{-valor} = 0,1$). Se evaluaron las diferencias entre las temporadas a través del test de Kruskal- Wallis, siendo no significativo el efecto para año ($\chi^2 = 0,1$; $p\text{-valor} = 0,74$) pero si para el sector de pesca ($\chi^2 = 12,3$; $p\text{-valor} = 0,002$).

El test de rangos de Wilcoxon con ajuste de Holm reveló que el Sector San Julián presentó diferencias significativas con el sector Deseado ($p\text{-valor} = 0,02$) y con el sector Bahía grande ($p\text{-valor} = 0,018$). Así mismo las comparaciones a posteriori no detectaron diferencias significativas entre el sector Deseado y la Bahía Grande ($p\text{-valor} = 0,55$). En la figura 6 se puede observar las relaciones con letras rojas.

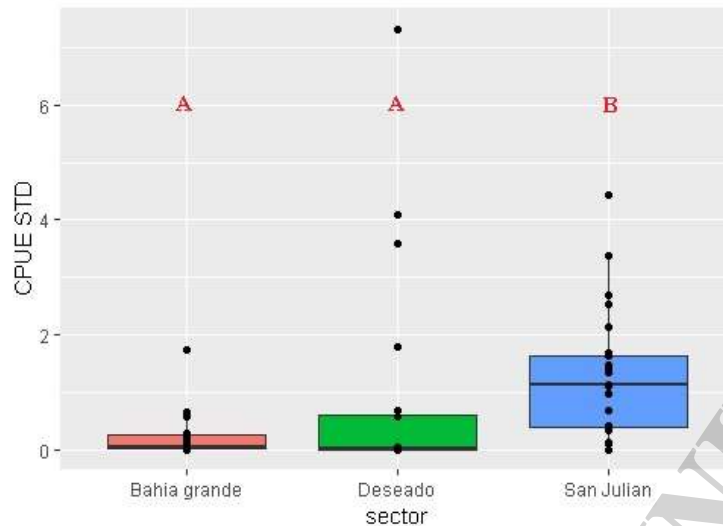


Figura 6. Captura por unidad de esfuerzo de machos comerciales estandarizada a 3 días de pescas (CPUE STD), discriminado por sector y año

La distribución de la CPUE STD fue similar para ambos años. El 2022 se observa un núcleo más concentrado entre el sur del sector Deseado y el norte de San Julián, mientras que al año siguiente este se encontró desplazado relativamente más hacia el sur (Figura 7)

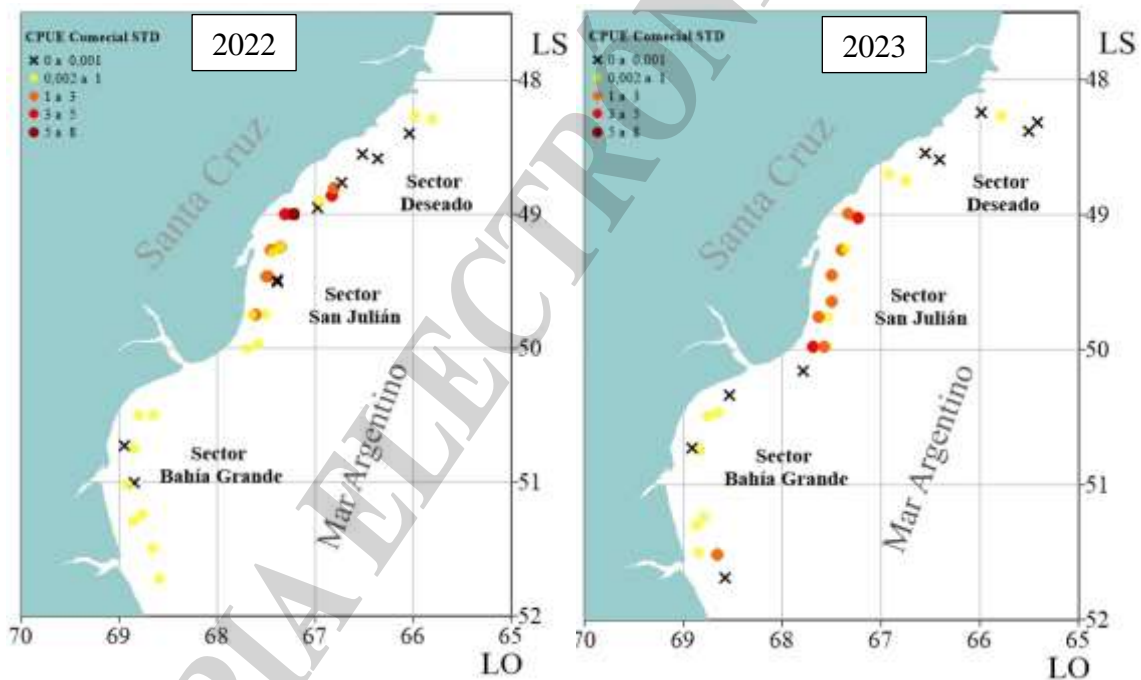


Figura 7. Captura por unidad de esfuerzo estandarizada a 3 días de pesca para la temporada 2022 y 2023 respectivamente.

CPUE Hembras:

En el año 2022 se registró un máximo de 18,6 hembras por trampa asociado al sector San Julián con un promedio general de 4,06 ($\pm 6,2$), mientras que al año siguiente la media disminuyó a 2,2 ($\pm 3,03$) con un máximo de 9,3 hembras ubicado en el mismo sector. En la Tabla 6 se resumen los valores medios discriminados por sector y por año.



La captura por unidad de esfuerzo para las hembras no presentó normalidad en la distribución de los datos ($W = 0,6$; $p\text{-valor} = 3,6 \text{ E-}10$) pero se comprobó homocedasticidad para el año ($F = 2,16$; $p\text{valor} = 0,14$), no así para el sector ($F = 8,25$; $p\text{valor} = 0,0006$).

Tabla 6. Resumen de estadística descriptiva para la captura por trampa de hembras (CPUE), discriminado por tipo de sector y año.

CPUE Hembras				
año	n()	media	mediana	sd
Bahía grande				
22	10	3.28	0.42	4.25
23	10	1.97	1.17	2.32
Deseado				
22	12	1.18	0.00	1.96
23	8	0.11	0.00	0.29
San Julian				
22	13	7.41	6.33	8.50
23	11	4.15	3.86	3.62

Al evaluar las CPUE de las hembras por el test de K-W se detectaron diferencias significativas para el tipo de sector ($\chi^2 = 13,4$; $p\text{-valor} = 0,001$), pero no para el año ($\chi^2 = 0,59$; $p\text{-valor} = 0,44$). Los análisis a posteriori revelaron que el sector de Bahía San Julián no presentó diferencias significativas con el sector Bahía Grande ($p\text{-valor} = 0,27$), pero sí con el Sector Deseado ($p\text{-valor} = 0,012$), mientras que los sectores de Bahía Grande y Deseado presentaron diferencias significativas entre sí ($p\text{-valor} = 0,0064$). La figura 8 representa estos resultados con letras rojas.

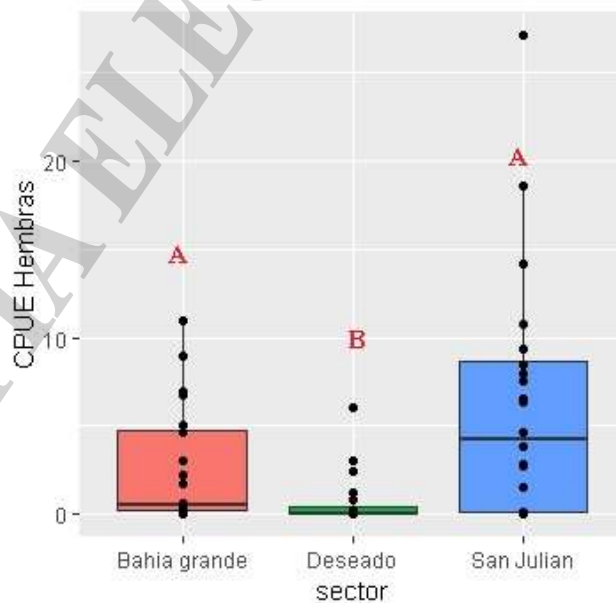


Figura 8. Captura por unidad de esfuerzo de hembras de centolla, discriminado por sector para 2023.



Para evaluar la relación entre la profundidad y la CPUE de hembras se realizó un análisis de regresión lineal. El coeficiente de profundidad promedio fue de -0,04, con un p-valor de 0,30 (n/s). El modelo global no fue estadísticamente significativo ($F = 1,0$; p-value = 0,30) y el R^2 ajustado fue de 0,0007. El modelo explicó con poca aproximación la variabilidad de la captura por unidad de esfuerzo de hembras, no existiendo relación entre esta variable y la profundidad promedio, es decir la profundidad promedio no es un predictor significativo la CPUE de hembras para este tipo de modelo.

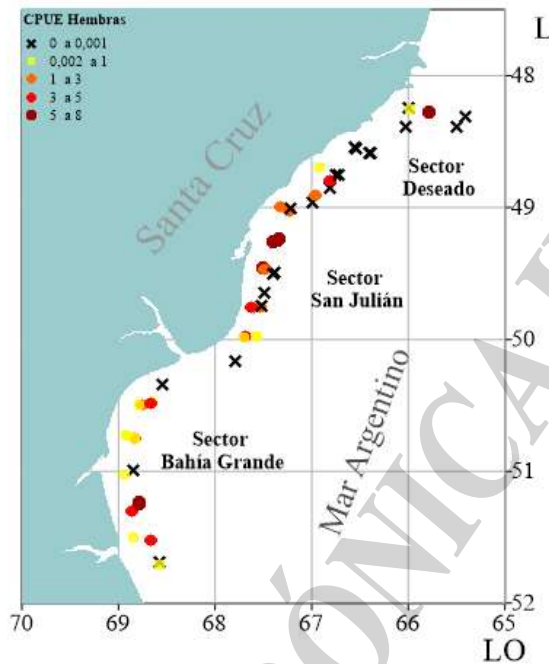


Figura 9. Captura por unidad de esfuerzo para hembras de centolla, discriminado por sector.

La CPUE de las hembras tuvo una distribución con 2 núcleos aparentes. El núcleo del Sector San Julián presentó una dispersión más extendida mientras que el sector Bahía Grande se encontró concentrado en la sección sur. De total de ambos años, 21 lances fueron nulos para la captura de hembras (32%) mayormente ubicados en el sector San Julián (Figura 9).

En el año 2022 se muestrearon un total de 2.023 hembras de las cuales el 71,2% presentó un porcentaje igual o mayor al 100% de huevos. Esta categoría fue la única que disminuyó de un año al otro y represento una caída del 2*%. No obstante, esta diferencia pudo haberse debido a la subjetividad en el muestreo (Figura. 10).

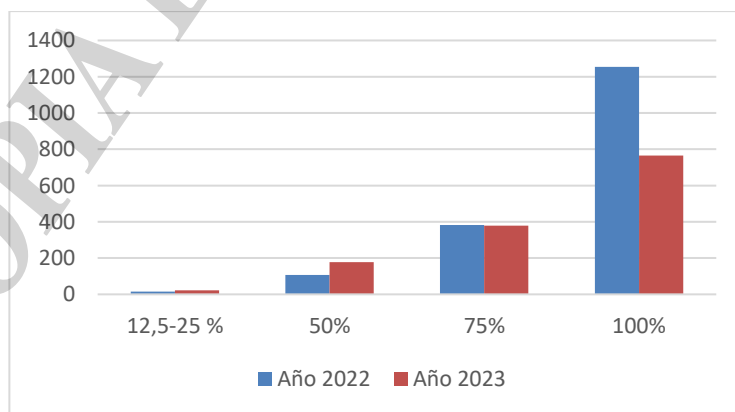


Figura 10. Tamaño de masa ovígera (TMO) para ambos años.



CPUE pre-reclutas:

La fracción de pre-reclutas de la pesquería quedó definida como los machos en el rango de 100-109 mm de largo de caparazón, es decir aquellos que al año siguiente y luego de la muda alcanzan el tamaño comercial. En el año 2022 se registró un promedio general de 0,99 ($\pm 2,1$) machos pre-reclutas por trampa, y un máximo de 10 para el sector Deseado, mientras que el año siguiente, aumentó la media a 2,67 ($\pm 5,1$) organismos, con un máximo de 18, 2 por trampa ubicándose en el sector Bahía Grande. El 48% de los lances no registraron captura de esta fracción de machos. En la Tabla 7 se resumen los estadísticos de la CPUE pre-reclutas discriminado por año y por sector. Los datos presentaron una distribución no normal y sesgada a la izquierda ($W = 0,5$; p-valor = $3,5E-13$), además se registró homogeneidad de varianzas tanto para sector ($F = 1,35$; p-valor = $0,2$) como para año ($F = 3,09$; p-valor = $0,08$).

Tabla 7. Resumen de estadística descriptiva para la captura pre-reclutas (machos 100-109 LC), discriminado por tipo de sector y año.

CPUE pre reclutas				
año	n()	media	mediana	sd
Bahía grande				
22	10	0.55	0.01	1.06
23	10	4.78	1.06	7.48
Deseado				
22	12	1.12	0.00	2.97
23	8	0.06	0.00	0.15
San Julian				
22	13	1.20	0.04	2.01
23	11	2.66	0.75	3.78

Los resultados del test de K-W demostraron que no existieron diferencias significativas para el año ($\chi^2 = 3,2$; p-valor = $0,07$) ni para sector ($\chi^2 = 1,1$; p-valor = $0,5$), por ende, no se continuó con las comparaciones a posteriori (Figuras 11).

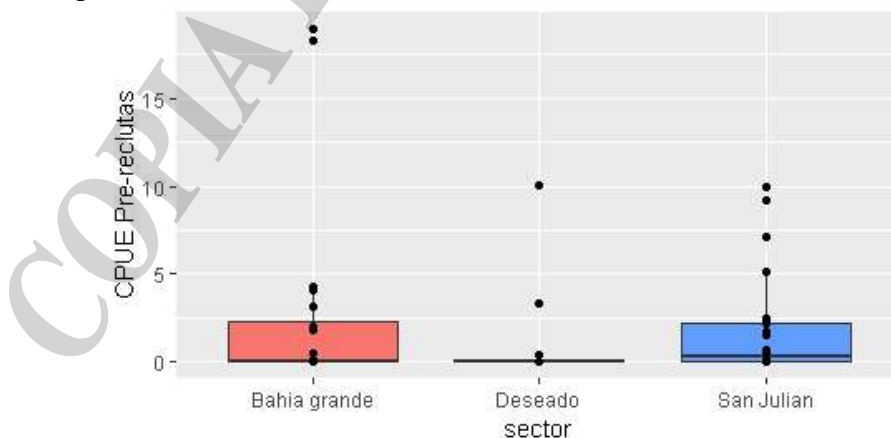


Figura 11. Captura por unidad de esfuerzo para machos pre-reclutas, discriminado por sector.



La captura de machos pre-reclutas, se distribuyó de forma homogénea, con algunos máximos de abundancia distribuidos aleatoriamente entre el centro del sector San Julián y norte del sector Bahía Grande y escasa o nula presencia en el sector Deseado (Figura 12).

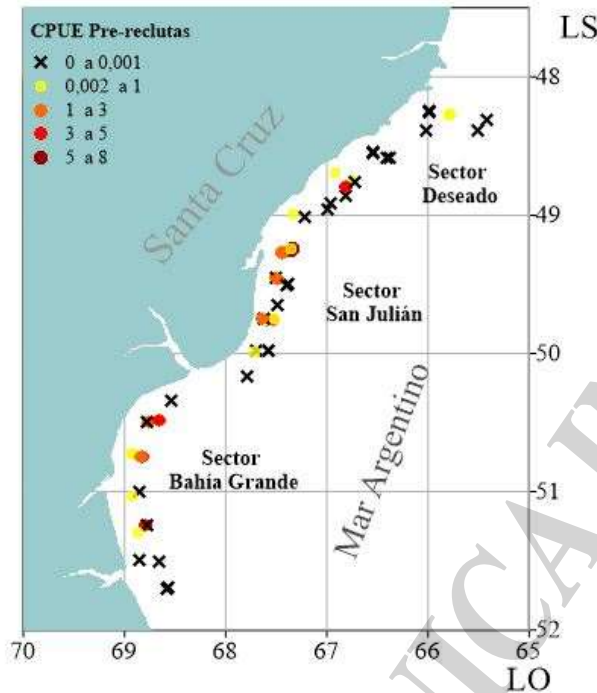


Figura 12. Captura por unidad de esfuerzo para machos Pre reclutas, discriminado por sector, para ambos años.

CPUE NO Comercial:

La mayor cantidad organismos no comerciales (hembras y menores a 110mm LC), fueron capturados siempre por las trampas sin aros independientemente del año o el sector. La Bahía San Julián registró la mayor media con 12,8 ($\pm 10,8$) organismos por trampa, mientras que el menor valor medio se encontró el sector Deseado ($\bar{x} = 0,18$; $SD = 0,4$). Al evaluar el efecto de La presencia o no de aros sobre la captura de no comerciales, el test de Kruskal-Wallis detectó diferencias significativas ($\chi^2 = 10,1$; p-valor = 0,001), esto implica una menor captura de centollas no comerciales frente a la presencia de estos dispositivos de selectividad. Para el año 2022 la fracción de no comerciales que escaparon de la captura por la presencia de aros de escape en las trampas representó en promedio un 56.6% del total, mientras que al año siguiente este valor alcanzó al 60,2% (Figura 13).

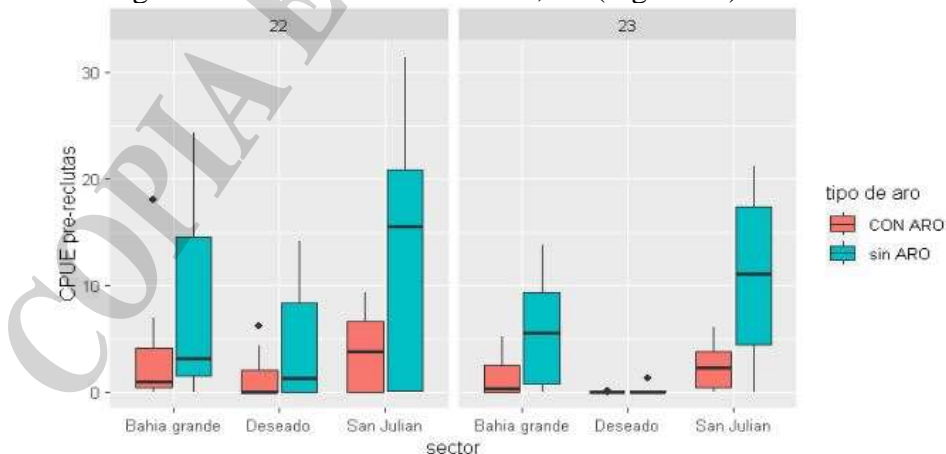


Figura 13. Captura por unidad de esfuerzo para centollas no comerciales, discriminado por sector y presencia o no de aros de escape.



Se realizó un análisis de regresión lineal simple para establecer la relación entre la CPUE de los machos pre-reclutas y los Días de pesca”. El coeficiente de “Días de pesca” fue de -0,139 con un p-valor de 0,13 (n/s). El modelo en su conjunto no fue estadísticamente significativo ($F = 2,242$, p-valor = 0,1394) y el R^2 ajustado fue 0,01933. También se testeó a través de una regresión lineal simple la relación entre la profundidad promedio y la ocurrencia de pre-reclutas. El coeficiente de Profundidad promedio fue de -0,08 con un p-valor de 0,06 (n/s). Así mismo el modelo global no fue estadísticamente significativo ($F = 3,61$; p-valor = 0,06) con un el R^2 ajustado de 0,072.

Distribución de tallas y proporción de sexos:

En el año 2022 se muestrearon un total de 6.176 organismos de los cuales 4.153 (67%) resultaron ser machos presentando un promedio general de LC de 97mm ($\pm 17,8$). Del total de organismos muestreados solo el 21% resultaron pertenecer a la fracción comercial, con un promedio de LC de 117 mm ($\pm 17,8$) mientras que los machos no comerciales abarcaron un 45,8% con un LC promedio de 88 mm ($\pm 17,8$).

Por otro lado, en 2023 se muestrearon un total de 4.420 organismos de los cuales el 67% (2.961 ind.) resultaron ser machos con un promedio general de largo de caparazón (LC) de 91 mm ($\pm 14,05$). La fracción comercial se redujo a 314 individuos (7,1%) los cuales alcanzaron 119 mm de promedio para el largo de caparazón, mientras que para los machos no comerciales (59,8%) fue de 88 mm ($\pm 13,5$).

Tabla 8. Resumen de Largo de caparazón (LC) para ambas temporadas.

	2022			2023		
	N	Media LC	%	N	Media LC	%
Machos totales	4.153	97,35($\pm 17,83$)	67,2	2.961	91,4($\pm 14,05$)	67,0
Machos Comerciales	1.327	117,07($\pm 17,83$)	21,5	314	119,1($\pm 13,5$)	7,1
Machos No comerciales	2.826	88,07($\pm 17,81$)	45,8	2.641	88,2($\pm 13,5$)	59,8
hembras	2.023	82,4($\pm 14,91$)	32,8	1.459	82,3($\pm 13,5$)	33,0

En las muestras, la proporción de machos se mantuvo similar para ambas temporadas (~60%), sin embargo se detectó un disminución del 14,4% en la fracción comercial acompañado de un incremento del 14% de los organismos NO comerciales para el año 2023. Así mismo, la proporción de hembras se mantuvo alrededor del 30% con un promedio de largo de caparazón de 82 mm para ambos años (Tabla 8).

La evaluación gráfica de los largos de caparazón evidenció la distribución normal de los datos. No se realizó el test Shapiro-Wilk por la limitación de software a la cantidad de observaciones, mientras que el test de Levene basado en la media, reveló la falta de homocedasticidad para el sector ($F = 20,8$; p-value = 9,01E-10) y para año ($F = 511,6$; p-value = 2,2E-16). Se realizó un análisis de la varianza para los largos de caparazón, el cual detectó interacciones múltiples para 3 variables agrupantes (año, sexo y sector), los resultados se presentan en la Tabla 9.

Las distribuciones de frecuencias de los largos de caparazón de machos y hembras fueron unimodales, exceptuando el sector de Bahía Grande donde tanto los machos como las hembras aparentarían tener 2 clases modales para el año 2023 (Figura 15).



Tabla 9. Resumen de Largo de caparazón (LC) para ambas temporadas. La significancia de la prueba se detalla en asteriscos rojos.

	Df	F value	Pr(>F)
Año	1	233.48	3.73e-52 ***
sexo	1	2047.57	0.00e+00 ***
Sector	2	1386.95	0.00e+00 ***
Año:sexo	1	23.25	1.44e-06 ***
Año:Sector	2	3.87	2.09e-02 *
sexo:Sector	2	43.69	1.27e-19 ***
Año:sexo:Sector	2	0.05	9.50e-01
Residuals	10584	NA	NA

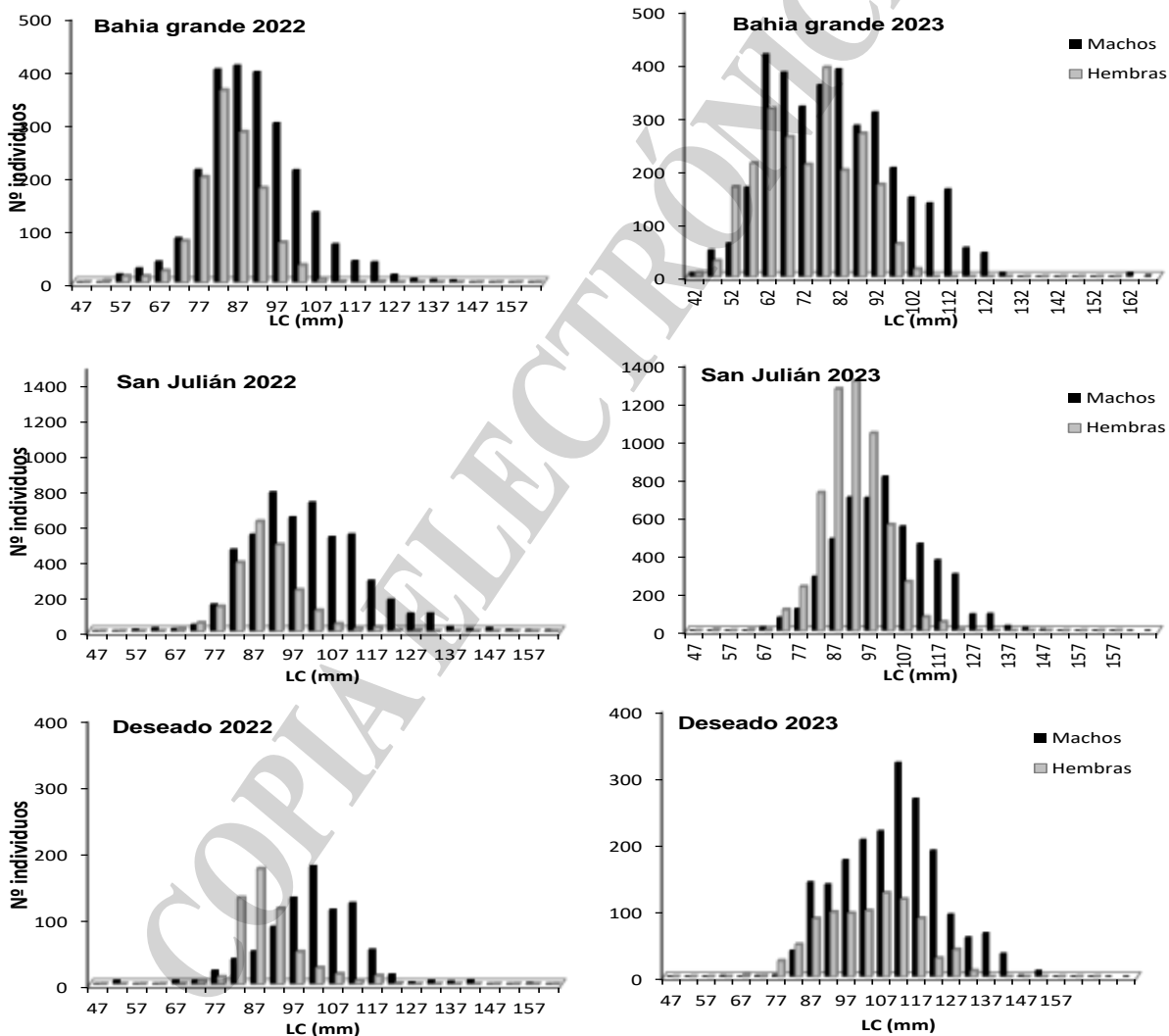


Figura 15. Distribución de frecuencias por intervalos de largo de caparazón (LC, mm) de machos y hembras de centolla, discriminado por zona, para la campaña 2022 y 2023 respectivamente



Discusión y Conclusiones:

La evaluación de los distintos índices de capturas evidenció la presencia de varios puntos de interés a lo largo de la costa del área sur. De gran importancia aparente, el sector San Julián se detectó por sus altos registros en las capturas tanto en la sección norte como en la sur, evidenciado principalmente en la captura comercial por unidad de esfuerzo estandarizada a 3 días de pesca (CPUE STD), registrando zonas con un promedio de 2 centollas por trampa y pudiendo alcanzar a 8 individuos por trampa para los puntos más densos. Si bien los test de hipótesis no detectan diferencias significativas en los índices de abundancia por año, si lo hicieron por sector, sugiriendo la estabilidad temporal e interanual del recurso para el área en esta época de año, y un efecto geográfico sobre la abundancia de los litódidos en los diferentes sectores evaluados. Es notable, además, destacar el desplazamiento aparente hacia el sur que tuvo el recurso de un año a otro, donde se identificó un núcleo denso al norte del sector San Julián para el año 2022, mientras que al año siguiente su distribución fue más dispersa hacia el sur del mismo sector. Tanto la CPUE comercial como las CPUE STD mostraron un patrón similar de un año a otro en los sectores de San Julián y Deseado. Los valores medios demuestran mayor abundancia para sector Deseado en el 2022 y menor para el sector San Julián, al año siguiente esta relación se ve invertida, sugiriendo nuevamente el desplazamiento latitudinal de recurso y una posible relación estrecha entre ambos sectores. Por otro lado, es necesario considerar la migración longitudinal de los individuos debido a la época, como un factor que afecte a los rendimientos relativamente bajos que se observan para el periodo de verano en estas áreas de pesca. También es posible que, dada la naturaleza de costera de los lances, se haya detectado parte un núcleo de organismos que normalmente esté asociado a las aguas de plataforma correspondientes a la jurisdicción nacional (Firpo *et al.*, 2022; 2023).

Otro punto de posible interés se encuentra al sur del sector Bahía Grande donde las capturas totales y comerciales indicaron mayor presencia relativa de centolla (Munuce *et al.* 2023), aunque es importante remarcar que no se tradujo en las capturas comerciales. Complementariamente los puntos de mayores capturas totales para el sector Bahía Grande se asociaron a mayores valores de CPUE hembras y CPUE machos pre-reclutas, es posible que esto se deba a la posición costera de los lances de campaña.

El análisis estadístico realizado sobre las longitudes de caparazón detectó la interacción de los factores agrupantes (año, sexo y sector) en sus 3 combinaciones posibles, pero no se detectó un efecto significativo para la interacción triple. Esto sugiere diferencias en las distribuciones de longitudes de caparazón respecto al año, el sexo y el sector.

La CPUE de hembras presentó una disminución por año que no resultó significativa, pero si se registró una variación significativa para el sector, con lo cual y al igual que los otros índices de abundancia calculados anteriormente se resalta la estructura espacial del recurso. Por otro lado, si bien se detectó una relación lineal entre la CPUE de hembras y la profundidad esta fue débil.

Respecto a la fracción pre-recluta, los test de hipótesis no encontraron diferencias significativas para sector o año por lo tanto no se cuenta con evidencias suficientes para concluir que estas variables categóricas tienen efecto sobre en la ocurrencia de los machos pre reclutas, aun así se pudieron evidenciar núcleos de concentración de esta fracción localizados en los lances costeros del Sector San Julián y el norte de Sector Bahía Grande, este último coincide con reportes anteriores (Firpo *et al.*, 2021).

El análisis de regresión lineal realizado en función de los días de pesca mostró que esta variable no sería un buen predictor de la captura de pre-reclutas de centolla. Por otro lado, la regresión lineal en función de la profundidad promedio mostro una ligera disminución en las capturas de esta fracción a menores profundidades, aunque no tuvo un impacto significativo, estos resultados se contraponen con los descriptos por Firpo *et al.*, 2017 al analizar toda el área sur incluyendo la jurisdicción nacional. El



modelo solo explicó un pequeño porcentaje (7,2%) de la variabilidad de la CPUE pre-recluta con cual es probable que existan otras variables implicadas.

En esta época del año los rendimientos comerciales son muy bajos y la presencia de hembras en las capturas alta, al menos en las trampas sin anillos, estos factores deberán tenerse en cuenta al momento de plantear extender la temporada de pesca en la jurisdicción provincial. Para ello se requerirá un mayor conocimiento de la estructura espacial de manera tal de identificar los sectores más vulnerables a la pesca debido a la mayor abundancia de centollas no comerciales (hembras y machos <110 mm LC).

Bibliografía

- Firpo CA, Mango VG, Mauna AC, Lértora HP, Arenas MB, Munuce FN.2023. Análisis de la temporada de pesca de centolla (*Lithodes santolla*) 2022-2023, en el área sur (48°-52° S). Inf Investigación INIDEP. N° 070/23, 28pp
- Lértora HP, Mango VG, Mauna AC y Firpo CA. 2022. Resultados de la campaña de investigación prospección de centolla (*Lithodes santolla*) en el Área Sur, jurisdicción de la provincia de Santa Cruz. INIDEP N.º 047/22, 16 pp.
- Firpo CA, Mango VG, Mauna AC, Lértora HP y Arenas MB.2022. Análisis de la temporada de pesca de centolla (*Lithodes santolla*) 2021-2022, en el Área sur de manejo (48°-52° S). Inf de investigación INIDEP N.º 045/23, 24pp.
- Firpo, C.; Chaparro, M.; Wyngaard, J.; Mauna, C. & Mango, V. 2017a. Distribución espacial de la centolla comercial (*Lithodes santolla*) del Sector Patagónico Sur (Área III, sur de 48°S). Inf. Inv. INIDEP N.º 57/2017.
- Firpo, C.; Wyngaard, J., & Mauna, C. 2017b. Límite de captura comercial para los efectivos de centolla (*Lithodes santolla*) en las Áreas II y III, temporada 2017-18. Inf. Inv. INIDEP N.º 33/2017
- Firpo, C.; Mauna, C.; Wyngaard, J. & Lertora, P. 2015a. Evolución de los desembarques, esfuerzo pesquero y captura por unidad de esfuerzo (CPUE), en la pesquería patagónica de centolla (*Lithodes santolla*), en el período 2011- 2015. Inf. Téc. Of. INIDEP N° 22/2015.
- Firpo, C.; Wyngaard, J.; Mauna, C.; Lértora, P. & Mango, V. 2015b. Variabilidad en el tamaño de la masa ovígera de la centolla (*Lithodes santolla*), su aplicación como indicador del estado poblacional. Inf. Inv. INIDEP N°86/15.
- Munuce FN, Lértora HP, Mango VG, Arenas MB, Firpo CA. 2023. Campaña de evaluación del recurso centolla (*Lithodes santolla*) en el Área Sur de manejo, a bordo de Buque Cristo Redentor, verano 2023. Inf. Campaña INIDEP (enviado DNI para protocolización).