

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD
CATÓLICA DEL PERÚ**

Escuela de Posgrado



Determinantes de la captura de anchoveta en la zona norte-
centro del Perú

Tesis para obtener el grado académico de Magíster en Economía que
presenta:

Bladimir Miguel Huaraca Zecenarro

Asesor:

Juan Manuel Garcia Carpio

Lima, 2021

RESUMEN

En el análisis de la explotación de recursos hidrobiológicos mediante la relación existente entre el tamaño del stock o biomasa disponible y su impacto en los niveles de captura, es primordial estudiar la elasticidad-stock de la captura, que representa el grado del comportamiento del cardumen; así, valores cercanos a uno indican bajo movimiento mientras que valores cercanos a cero sugieren una tendencia creciente a la movilización conocido como *schooling behavior*. Además, la estimación de esta elasticidad involucra alguna forma de medición del esfuerzo pesquero. En el caso de especies pelágicas, como la anchoveta, la heterogeneidad entre las capturas por embarcación relacionada a diferencias, por ejemplo, en el esfuerzo aplicado, el stock disponible, el tipo de embarcación o la zona donde principalmente pescan ha conllevado a diferencias de eficiencia entre embarcaciones. Para entidades rectoras en materia pesquera es importante contar con instrumentos microeconómicos que contribuyan a mejorar la gestión de políticas de ordenamiento pesquero, utilizando medidas de elasticidad que recojan el efecto sobre la captura ante variaciones del stock y esfuerzo pesquero. Además, el análisis de relaciones entre stock, esfuerzo pesquero y captura de anchoveta peruana, no posee todavía la importancia que se observa en economías desarrolladas. El objeto del estudio es estimar los efectos del stock y esfuerzo pesquero sobre la captura de anchoveta destinada a consumo humano indirecto por tipo de embarcación y zona de pesca. A través de modelos de regresión agrupada (*pooled*), de efectos fijos y aleatorios para datos panel. Los resultados muestran efectos positivos del stock y el esfuerzo sobre la captura; además, la elasticidad-stock de la captura es medianamente cercana a cero, correspondiente al comportamiento del cardumen para especies pelágicas; también, para embarcaciones de acero esta elasticidad es mayor que para las de madera. Por su parte, la elasticidad-esfuerzo de la captura es cercana a uno para embarcaciones de acero y madera que pescan en la zona Norte-Centro.

Palabras clave: anchoveta, *schooling behavior*, elasticidad, stock pesquero, esfuerzo pesquero, regresión de efectos fijos

ÍNDICE

RESUMEN	2
INTRODUCCIÓN	4
1. CONTEXTO DE LA PESQUERÍA PERUANA DE ANCHOVETA.....	5
1.1 Hechos estilizados	5
1.2 Motivación, justificación de la investigación.....	13
2. REVISIÓN DE LITERATURA	13
3. METODOLOGÍA.....	21
3.1 Modelos de regresión para datos panel	21
3.1.1 Regresión agrupada o <i>pooled</i>	21
3.1.2 Regresión panel con efectos aleatorios	21
3.1.3 Regresión panel con efectos fijos.....	22
3.2 Objetivo.....	30
3.3 Hipótesis.....	30
3.4 Especificación del modelo	30
4. EVIDENCIA EMPÍRICA.....	32
4.1 Estadísticas preliminares.....	32
4.1.1 Embarcaciones de Acero y Madera en zona Norte-Centro	32
4.1.2 Embarcaciones de Acero.....	34
4.1.3 Embarcaciones de Madera	35
4.2 Resultados	36
4.2.1 Embarcaciones de Acero y Madera en zona Norte-Centro	36
4.2.2 Embarcaciones de Acero.....	39
4.2.3 Embarcaciones de Madera	42
4.3 Resumen.....	45
5. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES.....	46
BIBLIOGRAFÍA	49
ANEXO A: REGRESIÓN PANEL BALANCEADO	56
ANEXO B: REGRESIÓN PANEL NO BALANCEADO	91
ANEXO C: MODELAMIENTO DEL STOCK PESQUERO	106

INTRODUCCIÓN

La investigación económica pesquera generalmente busca analizar la explotación de algún recurso hidrobiológico a través de la relación existente entre el tamaño del stock o biomasa disponible y su impacto en los niveles de captura (Hannesson 1993). El interés principal recae en la elasticidad-stock de la captura, donde para especies pelágicas, como la anchoveta, esta elasticidad representa el grado del comportamiento del cardumen. De este modo, un valor de elasticidad-stock cercano a uno indica bajo movimiento del cardumen y un valor cercano a cero sugiere una tendencia creciente a la movilización del cardumen conocido como *schooling behavior* (Schaefer 1954, Bjørndal 1987, Arnason 2007). Asimismo, la estimación de la elasticidad-stock de la captura también involucra alguna forma de medición del esfuerzo pesquero (Basch, Peña y Dufey 1999). Bouchon et al (2000) indican que en la pesquería peruana de anchoveta es necesario un estudio y medición permanente de diferentes medidas de esfuerzo, por lo numeroso de su flota, la gran capacidad de bodega que desplazan y los modernos equipos de pesca que utilizan. En el caso de la anchoveta peruana, la heterogeneidad entre las capturas por embarcación relacionada a diferencias, por ejemplo, en el esfuerzo pesquero aplicado, el stock disponible para captura, el tipo de embarcación o la zona donde mayormente pescan ha conllevado a diferencias de eficiencia entre embarcaciones. Actualmente, el Ministerio de la Producción no cuenta con instrumentos microeconómicos que contribuyan a mejorar la gestión de políticas de ordenamiento pesquero, que consiste en el proceso integrado de recolección de información, análisis, planificación, toma de decisiones, asignación de recursos e implementación de normas que rijan las actividades pesqueras para asegurar la productividad de los recursos, entre otros objetivos. Para de este modo contar con tareas encaminadas a conseguir los máximos beneficios para los usuarios locales, el Estado o la región mediante la utilización sostenible de los recursos acuáticos vivos a los que tienen acceso (FAO, 2013). Contar con medidas de elasticidad que recoja el efecto sobre el nivel de captura ante variaciones del stock y el esfuerzo sigue siendo prioritario. Además, el análisis de la relación entre el stock disponible de anchoveta y su captura, asimismo para la relación entre el esfuerzo pesquero y la captura, no poseen todavía la importancia que se observa en economías desarrolladas.

El propósito del presente estudio es estimar los efectos del stock y el esfuerzo pesquero sobre la captura de anchoveta peruana destinada al consumo humano indirecto por tipo de embarcación. Los resultados muestran efectos positivos del stock y el esfuerzo sobre la

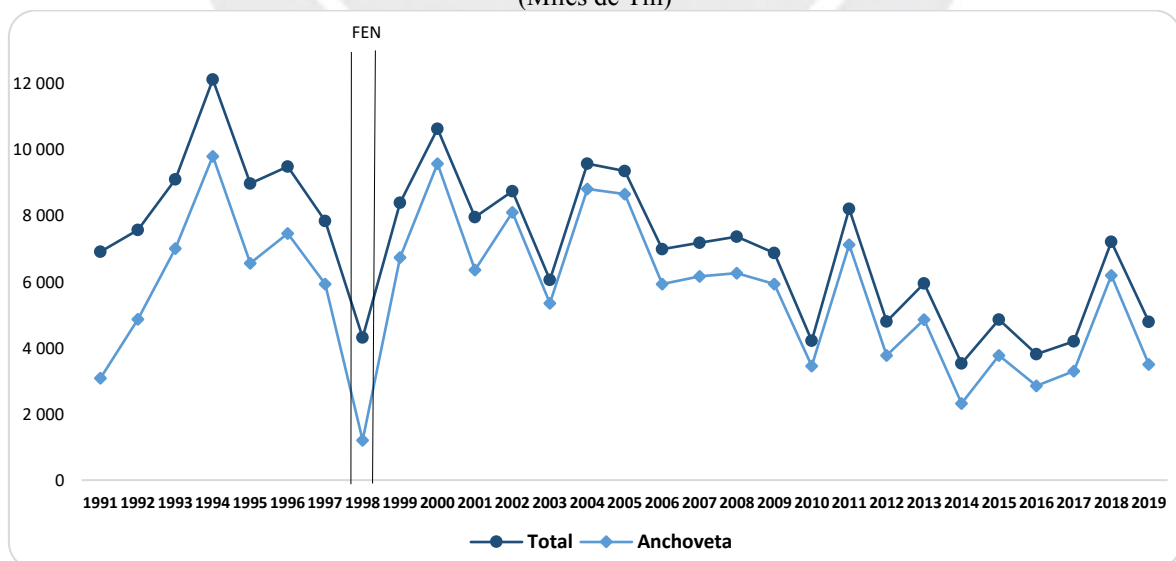
captura; además, la elasticidad-stock de la captura es medianamente cercana a cero, correspondiente al comportamiento del cardumen (*schooling behavior*) para especies pelágicas, como la anchoveta; también, para embarcaciones de acero, esta elasticidad es mayor que para las de madera. Por su parte, la elasticidad-esfuerzo de la captura es cercana a uno para embarcaciones de acero y madera que pescan en la zona Norte-Centro.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera: La sección 1 describe el contexto actual de la pesquería peruana de anchoveta con hechos estilizados, así como la motivación y justificación de la investigación. La sección 2 presenta la revisión de la literatura teórica y empírica relacionada al problema de investigación. La sección 3 presenta la metodología para estimar modelos de regresión para datos panel como el agrupado (*pooled*), de efectos aleatorios y de efectos fijos, objetivo, hipótesis y especificación del modelo. La sección 4 describe y analiza los datos y muestra los resultados empíricos del modelo. La sección 5 presenta conclusiones y recomendaciones. En anexo se presentan resultados complementarios de la validación de los modelos de regresión para datos panel y principales métodos de estimación del stock o biomasa disponible.

1. CONTEXTO DE LA PESQUERÍA PERUANA DE ANCHOVETA

1.1 Hechos estilizados

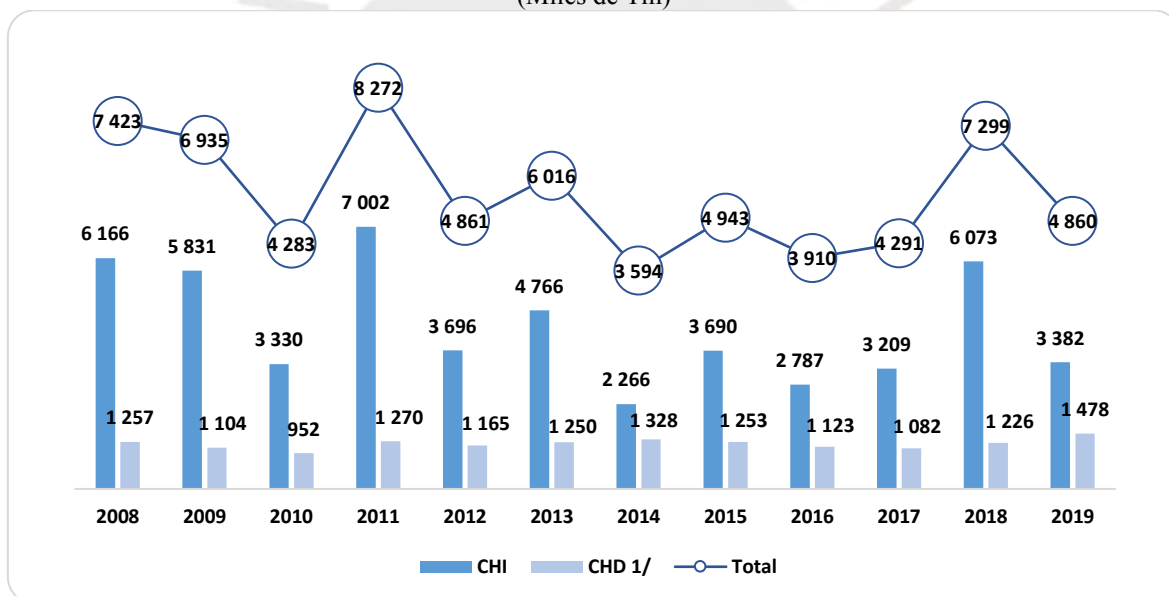
Gráfico 1. PERU: DESEMBARQUE TOTAL DE RECURSOS MARÍTIMOS, 1991-2019
(Miles de Tm)



Fuente: PRODUCE

En el Perú, la pesca de anchoveta (*engraulis ringens*) es una de las principales actividades que sustentan toda una industria de procesamiento de pescado, entre los que destacan productos como harina y aceite de pescado, conservas enlatadas, entre otros. Entre los años 1997 y 1998 los desembarques de recursos marítimos experimentaron una gran contracción debido principalmente a la incidencia del evento de origen climático relacionado con el calentamiento del océano Pacífico oriental ecuatorial, denominado Fenómeno del Niño (FEN), que implicó lluvias intensas en el norte del país, principalmente en los departamentos de Tumbes y Piura. En el período 2008-2019 los desembarques de recursos marítimos alcanzaron los 65 811 miles de Tm, de los cuales el 81,1% representaron desembarques de anchoveta. Para 2019, de los 4 785 miles de Tm de desembarques, el 73,2% correspondieron a desembarques de anchoveta (PRODUCE 2020).

Gráfico 2. PERÚ: DESEMBARQUE TOTAL DE RECURSOS HIDROBIOLÓGICOS, SEGÚN UTILIZACIÓN, 2008-2019 (Miles de Tm)



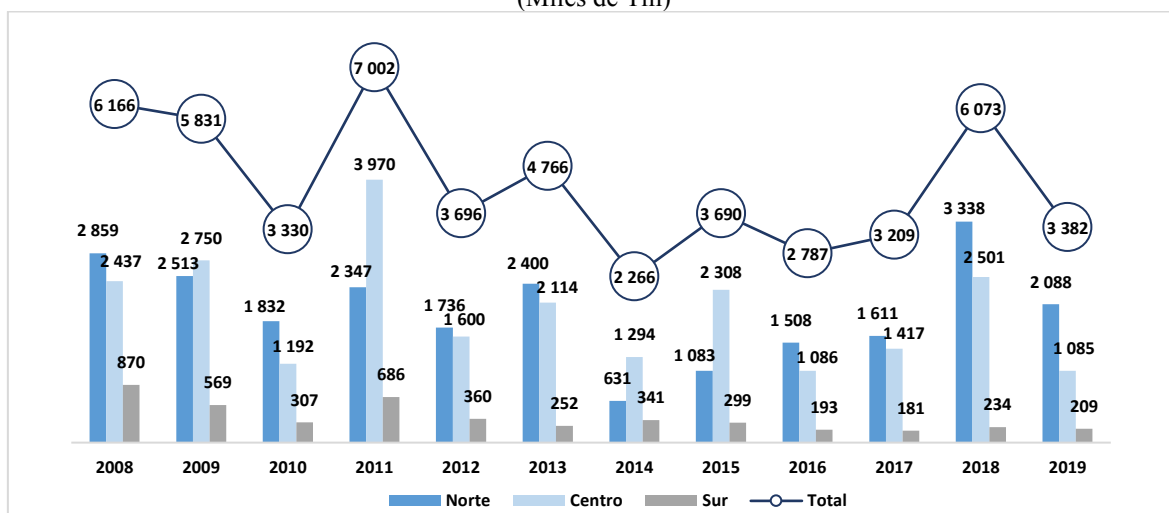
1/ Incluye lo procedente del ámbito continental

Fuente: PRODUCE

La pesca nacional tiene dos grandes tipos de utilización. Para consumo humano indirecto (CHI), es decir, para la elaboración de harina y aceite de pescado, y para consumo humano directo (CHD), es decir, para congelado, fresco, enlatado y curado. Entre los años 2008 y 2019 los desembarques para CHI representaron el 78,3% del desembarque total. En 2019, estos mostraron una participación del 69,6%. Dentro de los productos pesqueros, la harina de pescado se encuentra entre los más importantes, ya que se utiliza para la alimentación de aves, ganado y peces, porque optimiza su crecimiento, desarrollo y reproducción. Además, su principal destino de comercialización es el mercado externo, principalmente el mercado

asiático. En el periodo 2008-2019, China (61,8%) representó el principal destino de las exportaciones de harina de pescado. En 2019 el 74,4% de estas exportaciones se destinaron a dicho país (PRODUCE 2020).

Gráfico 3. PERU: DESEMBARQUE DE RECURSOS MARÍTIMOS PARA C.H.I., SEGÚN ZONA DE PESCA, 2008-2019 (Miles de Tm)



Fuente: PRODUCE

La principal medida de ordenamiento de pesca de anchoveta para CHI es el D.L. N°1084 (Ley sobre Límites Máximos de Captura por Embarcación) y se aplica en el ámbito geográfico comprendido entre el extremo norte del dominio marítimo del Perú hasta el paralelo 16°00'00" latitud sur, fuera de las zonas reservadas para la actividad de pesca artesanal y de menor escala. La zona Norte-Centro está relacionada a puertos de desembarque en las regiones de Piura, La Libertad, Lambayeque y Ancash (zona Norte) y Lima, Callao e Ica (zona Centro). Asimismo, concentra la mayor población o stock de anchoveta, por consiguiente, donde se realiza la mayor actividad extractiva. Entre los años 2008 y 2019 los desembarques de recursos marítimos en la zona Norte-Centro representaron el 91,4%. En 2019 estos desembarques representaron el 93,8% (PRODUCE 2020).

Cuadro 1. PERU: DESEMBARQUE DE RECURSOS MARÍTIMOS PARA C.H.I., SEGÚN ESPECIE, 2008-2019

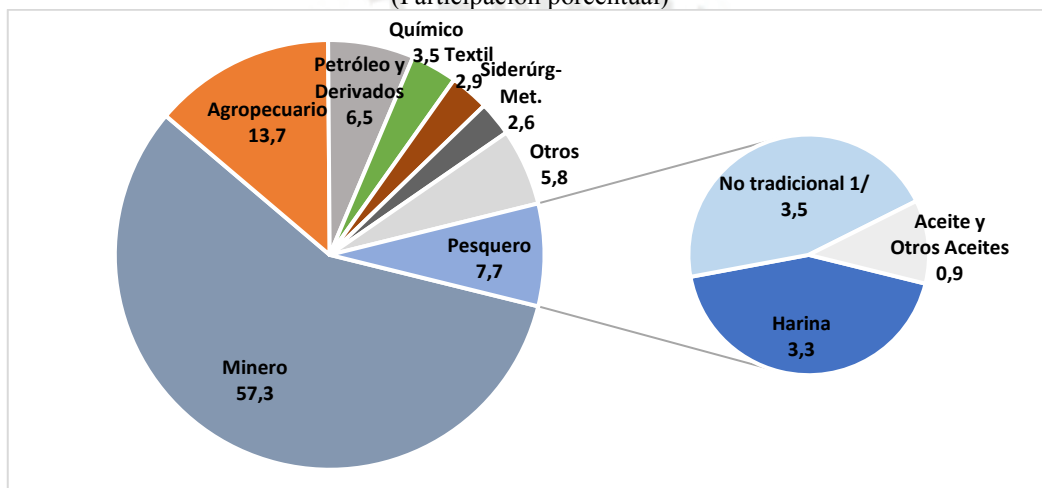
Especie	Miles de Tm											
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Anchoveta	6 159,39	5 828,64	3 330,41	7 000,09	3 693,87	4 754,12	2 263,93	3 686,80	2 777,55	3 208,54	6 072,89	3 381,44
Caballa	0,00	0,00	0,00	0,09	0,07	3,76	0,21	0,02	3,31	0,03	0,05	0,00
Jurel	0,00	0,00	0,00	2,07	2,34	0,64	0,05	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Otras especies	7,09	2,23	0,00	0,00	0,00	7,17	1,70	3,43	5,80	0,77	0,39	0,65
Especie	Participación porcentual (%)											
	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Anchoveta	99,89	99,96	100,00	99,97	99,93	99,76	99,91	99,91	99,67	99,98	99,99	99,98
Caballa	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,08	0,01	0,00	0,12	0,00	0,00	0,00
Jurel	0,00	0,00	0,00	0,03	0,06	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Otras especies	0,11	0,04	0,00	0,00	0,00	0,15	0,07	0,09	0,21	0,02	0,01	0,02

Fuente: PRODUCE

También, la especie anchoveta representa ampliamente la principal especie utilizada para consumo humano indirecto, es decir para la elaboración de harina y aceite de pescado. Asimismo, estos productos se destinan principalmente al mercado externo, siendo China uno de los principales países destino.

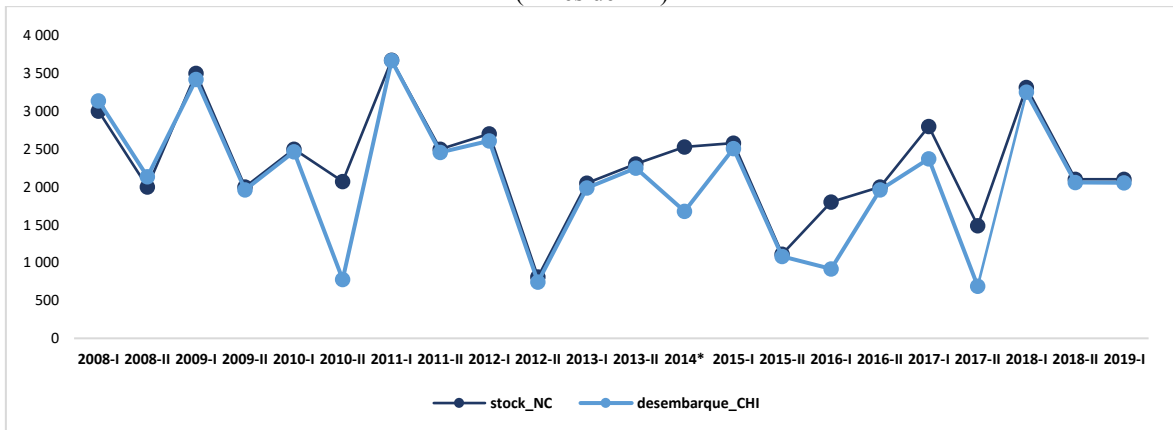
Gráfico 4. PERÚ: EXPORTACIÓN POR SECTORES ECONÓMICOS, 2019
(Participación porcentual)



1/ No se considera ingreso de divisas de flota extranjera
Fuente: SUNAT y BCRP

Luego de los sectores minero y agropecuario, las exportaciones de productos pesqueros representan una importante fuente de divisas para la economía nacional. En 2019 las exportaciones de productos pesqueros alcanzaron los 3 526 millones de dólares, de los cuales el 55,3% representaron productos para consumo humano indirecto (harina y aceite) mientras el 44,0% para consumo humano directo (congelado, curado y enlatado) (PRODUCE 2020).

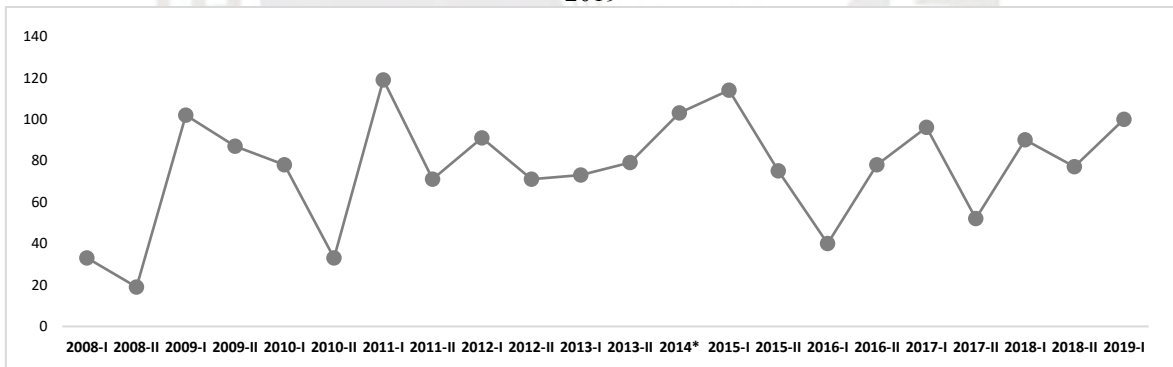
Gráfico 5. PERÚ: STOCK¹ Y DESEMBARQUE DE ANCHOVETA PARA C.H.I. EN ZONA NORTE-CENTRO, 2008-2019
(Miles de Tm)



*En 2014 sólo se autorizó una temporada de pesca
Fuente: PRODUCE

En el periodo 2008-2019 los desembarques de anchoveta para CHI generalmente se acercaron al stock de pesca disponible, esto para alcanzar un nivel óptimo de capacidad de extracción, un ajuste progresivo del exceso de flota, y en consecuencia reducción del riesgo de que se produzca una captura excesiva y una inversión improductiva en infraestructura.

Gráfico 6. PERÚ: DIAS DE PESCA DE ANCHOVETA PARA C.H.I EN ZONA NORTE-CENTRO, 2008-2019

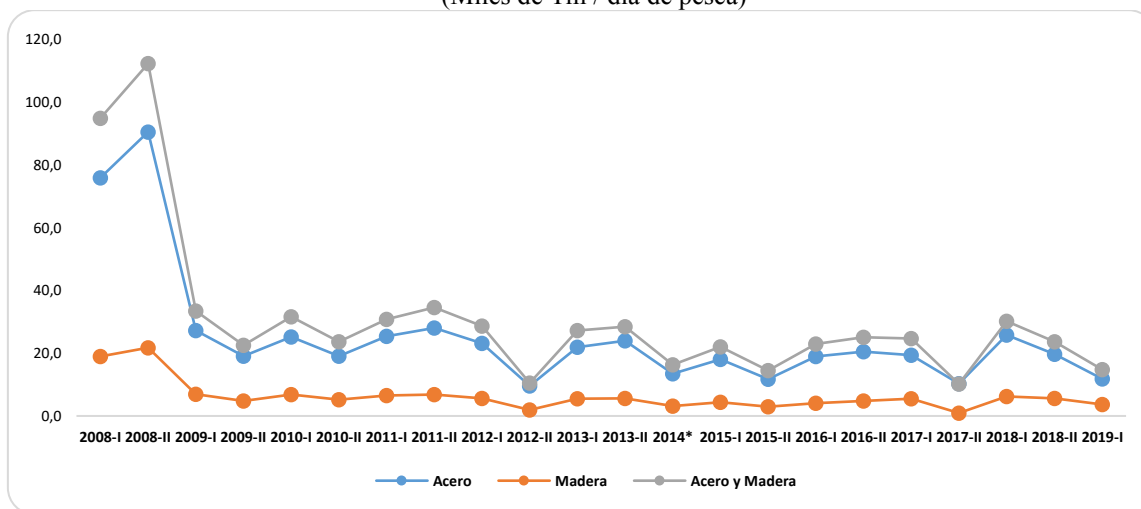


*En 2014 sólo se autorizó una temporada de pesca
Fuente: PRODUCE

A partir del año 2009 los días de pesca aumentaron, esto relacionado a la aplicación del sistema de límites máximos de captura por embarcación (LMCE) que buscó eliminar la necesidad de competir por el recurso dado que brinda certeza sobre la captura. Por ello, una ventaja de este sistema es la racionalización del esfuerzo pesquero para los armadores y el ordenamiento de la actividad.

¹ Límite Máximo de Captura Total Permisible (LMCTP)

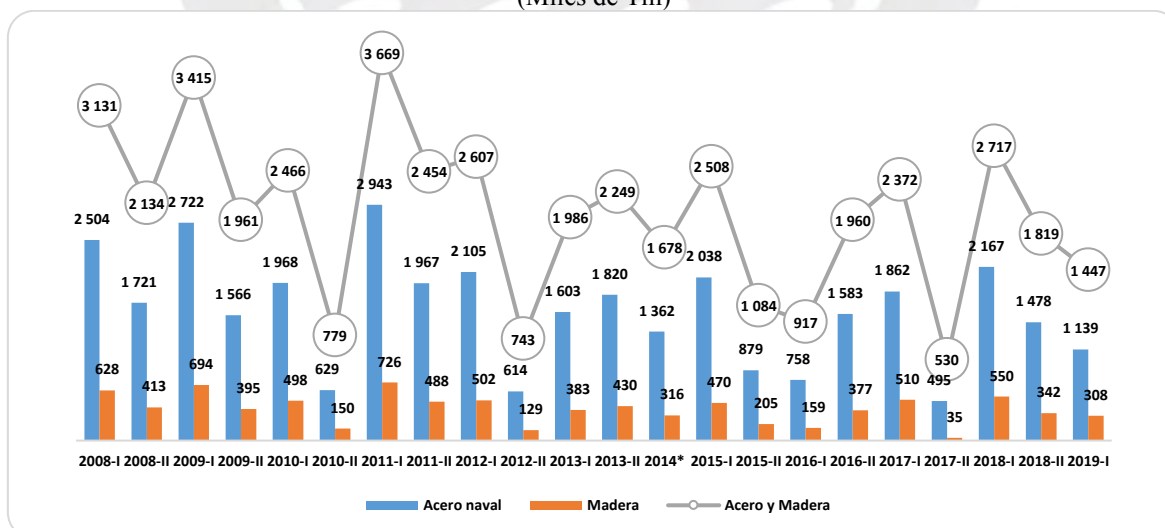
Gráfico 7. PERU: CAPTURA POR UNIDAD DE ESFUERZO (CPUE) DE ANCHOVETA PARA C.H.I. EN ZONA NORTE-CENTRO, SEGÚN TIPO DE EMBARCACIÓN, 2008-2019 (Miles de Tm / día de pesca)



*En 2014 sólo se autorizó una temporada de pesca
Fuente: PRODUCE

Una medida simple del esfuerzo pesquero está constituida por el número de días que pasa una embarcación en el mar y una medida de eficiencia por la captura por unidad de esfuerzo (CPUE), es decir, captura por día en el mar. Respecto a la pesca de anchoveta para CHI en la zona Norte-Centro entre los años 2008 y 2019, las embarcaciones de acero muestran una gran diferencia de CPUE que las de madera.

Gráfico 8. PERU: DESEMBARQUE DE ANCHOVETA PARA C.H.I., SEGÚN TIPO DE EMBARCACIÓN, 2008-2019 (Miles de Tm)

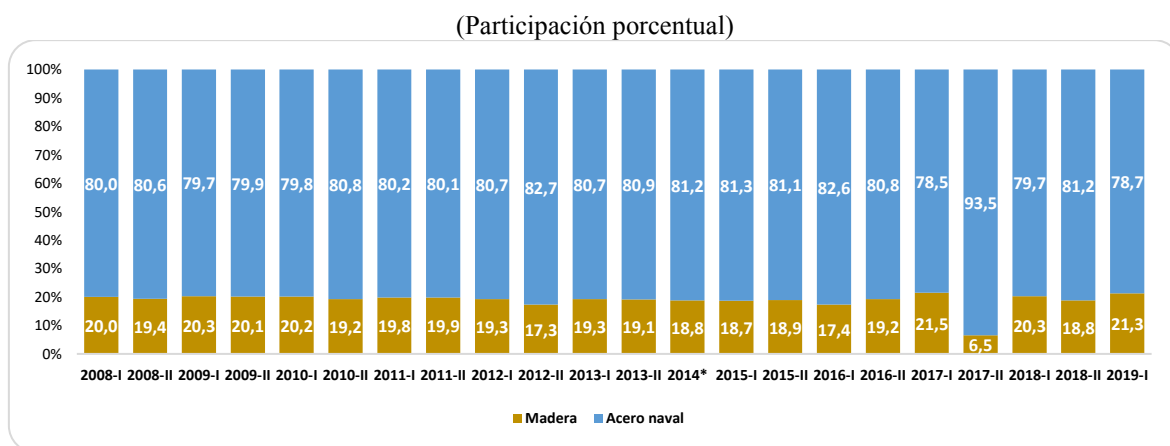


*En 2014 sólo se autorizó una temporada de pesca
Fuente: PRODUCE

Respecto a la extracción de anchoveta para consumo humano indirecto (CHI), las embarcaciones con casco de acero naval representan el principal agente para esta actividad

extractiva, esto relacionado a diversos factores, como por ejemplo tener asignada una mayor cuota de captura por temporada, mayor capacidad de bodega, diferente tipo de mecanismo pesquero, posición de marcha, habilidades de gestión, etc. Entre los años 2008 y 2018, los desembarques de anchoveta para CHI provenientes de embarcaciones de acero representaron en promedio el 81,3% con respecto al desembarque total de embarcaciones de acero o madera.

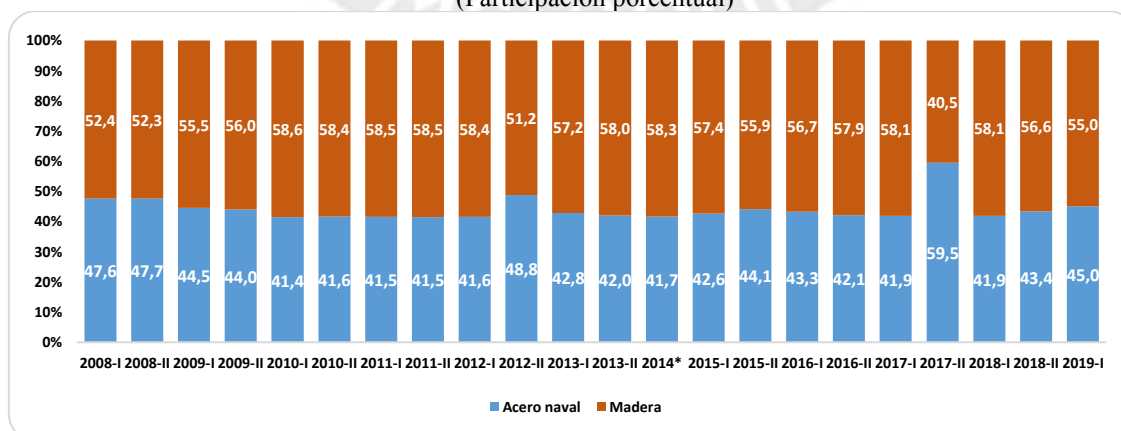
Gráfico 9. PERU: DESEMBARQUE DE ANCHOVETA PARA C.H.I., SEGÚN TIPO DE EMBARCACIÓN, 2008-2019



*En 2014 sólo se autorizó una temporada de pesca
Fuente: PRODUCE

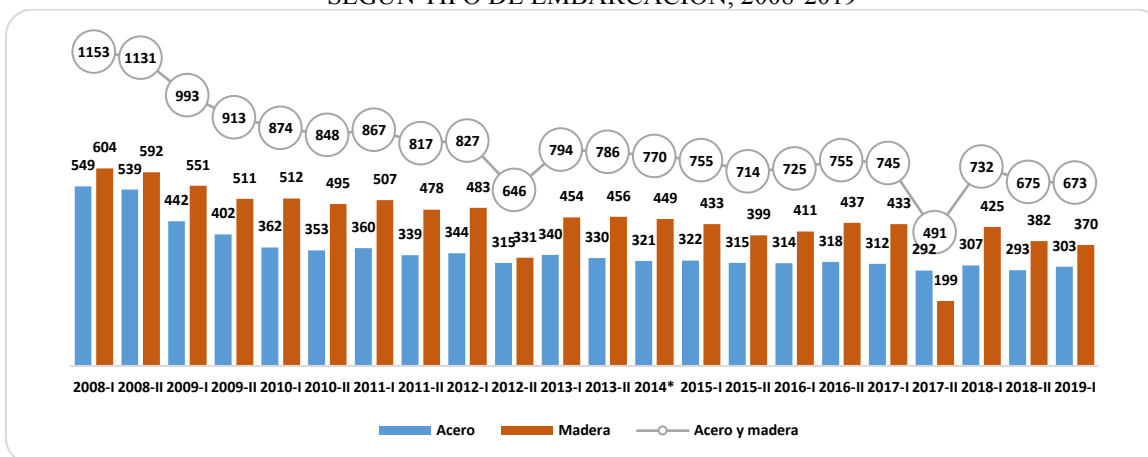
Se observa que, en general, en el período 2008-2019 el número de embarcaciones de madera es ligeramente superior a las de acero naval, no obstante las que aportan más al desembarque de anchoveta para CHI son estas últimas, esto relacionado a que cuentan con mayor capacidad de bodega y una mayor inversión en tecnología.

Gráfico 10. PERU: NUMERO DE EMBARCACIONES QUE PESCARON ANCHOVETA PARA CHI, SEGÚN TIPO DE EMBARCACIÓN, 2008-2019



*En 2014 sólo se autorizó una temporada de pesca
Fuente: PRODUCE

Gráfico 11. PERU: NUMERO DE EMBARCACIONES QUE PESCARON ANCHOVETA PARA CHI, SEGÚN TIPO DE EMBARCACION, 2008-2019

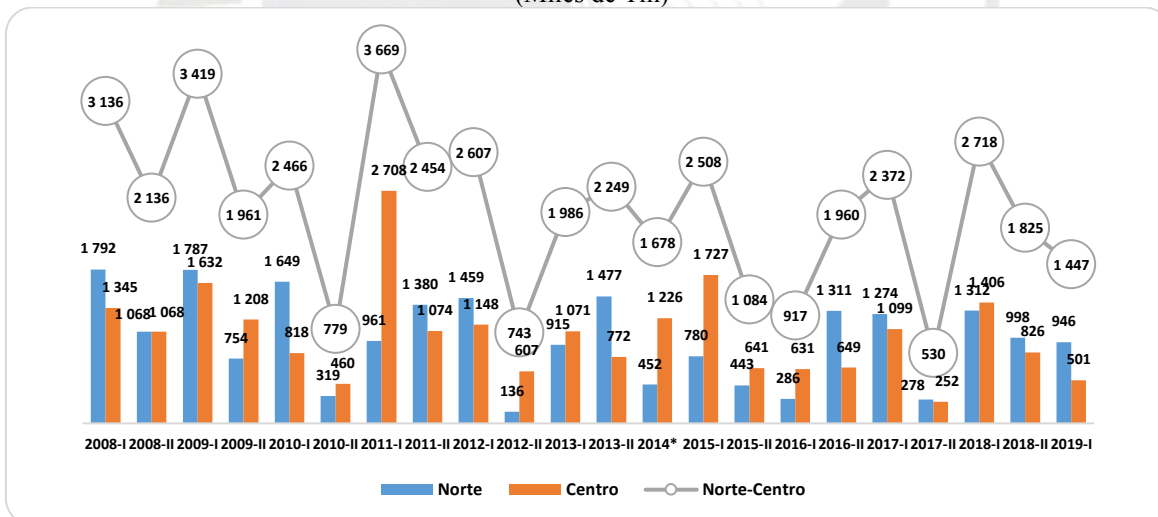


*En 2014 sólo se autorizó una temporada de pesca

Fuente: PRODUCE

Respecto a la pesca de anchoveta para CHI entre las temporadas de los años 2008 y 2019 se observa que, pese a que las embarcaciones de acero tienen una mayor contribución a los desembarques, el número de embarcaciones de madera se ha mantenido mayor que el número de embarcaciones de acero.

Gráfico 12. PERU: DESEMBARQUE DE ANCHOVETA PARA C.H.I. EN ZONA NORTE-CENTRO, 2008-2019 (Miles de Tm)



*En 2014 sólo se autorizó una temporada de pesca

Fuente: PRODUCE

Con respecto a la zona de pesca, se observa que para los desembarques de anchoveta para CHI en el periodo 2008-2019 generalmente no hay una gran diferencia entre las zonas norte (Piura, La Libertad, Lambayeque y Ancash) y centro (Lima, Callao e Ica).

1.2 Motivación, justificación de la investigación

El Ministerio de la Producción (PRODUCE), ente rector de la actividad económica pesquera nacional, actualmente no cuenta con instrumentos microeconómicos que contribuyan a mejorar la gestión de políticas de ordenamiento pesquero, que consiste en el proceso integrado de recolección de información, análisis, planificación, adopción de decisiones, asignación de recursos e implementación de reglamentos o normas que rijan las actividades pesqueras para asegurar la productividad de los recursos, entre otros objetivos. Por su parte, el Instituto del Mar del Perú (IMARPE) es el ente encargado del monitoreo e investigación científica de la actividad pesquera, de la biología y dinámica de las poblaciones de seres vivos que habitan en nuestro mar, generando un conocimiento de este último que le permita asesorar al Estado en la toma de decisiones con respecto al uso racional de los recursos pesqueros y la conservación del ambiente marino, evitando así la sobre-explotación de recursos biológicos. Para que un recurso pueda ser explotado, debe contar con una abundancia y una población de adultos en capacidad de reproducción tales que las posibilidades de crecimiento neto de la población sean mayores que el nivel de aprovechamiento del recurso, salvaguardándolo de una potencial extinción. Por ello, conocer la abundancia existente y su relación con la mortalidad causada por la pesca son aspectos muy importantes para poder regular el esfuerzo pesquero. Contar con una medida de elasticidad de stock y esfuerzo pesquero que recoja sus efectos sobre el nivel de captura sigue siendo prioritario. Asimismo, el análisis de los efectos del stock y el esfuerzo pesquero sobre los niveles de captura no poseen todavía la importancia que se observa en economías desarrolladas.

2. REVISIÓN DE LITERATURA

La investigación económica pesquera, por muchos años, se ha enfocado en estudiar la relación existente entre el tamaño del stock y su impacto en los niveles de captura. Hannesson (1983) refiere al stock pesquero como el conjunto de supervivientes de las cohortes (grupos de peces de la misma edad) de un recurso pesquero en un determinado período de tiempo y suele referirse a la biomasa del recurso disponible para captura. Por su parte, la captura es entendida a la biomasa del stock retirada por la pesca, y no corresponde necesariamente al peso desembarcado, su diferencia se debe en gran parte al descarte al mar por parte de la captura que, por motivos diversos, no interesa desembarcar.

FAO (1989) indica que, en el estudio de la dinámica de poblaciones de peces, el describir y cuantificar los cambios que continuamente ocurren en ella implica no sólo conocer el tamaño y la estructura de la población, sino la forma y la intensidad en que ésta cambia y se renueva. Dentro de los modelos de dinámica poblacional se encuentra el método de Análisis de Población Virtual (APV), el cual se basa en estructuras demográficas por edades de las poblaciones explotadas, calcula la abundancia y la mortalidad para cada cohorte utilizando información previa sobre las capturas anteriores y la mortalidad natural (Laurec y Le Guen, 1981). Una ventaja para su utilización es que requiere pocos datos cuya recolección es fácil y poco costosa. No obstante, factores como el supuesto de mortalidad natural constante (o no considerar la variabilidad de la mortalidad natural y los factores que en ella influyen), entre otros, son limitantes a considerar al interpretar los resultados de este método. Para la estimación de la biomasa, el Instituto del Mar del Perú (IMARPE) utiliza además del APV el método hidroacústico, el cual consiste en la emisión de pulsos (ondas de sonido) desde transductores ubicados debajo del agua y orientados hacia el fondo, la recepción de los ecos devueltos de los obstáculos que las ondas encontraron en el camino (como por ejemplo peces) y a partir de estos ecos de diferentes intensidades de sonido se realizan estimaciones de la densidad y el número de peces, que sirve para inferir la biomasa. La información que estos métodos pueden brindar es de gran utilidad para la evaluación de stocks pesqueros (Ñiquen et al, 2000; Bouchon et al, 2000).

Volviendo a la relación entre stock pesquero y captura, el interés principal recae en la elasticidad de la captura respecto al stock. Particularmente, para especies pelágicas² (como la anchoveta), su elasticidad captura stock es medianamente cercana a cero (Ulltang 1980, Butterworth 1981, Bjørndal 1987). El punto es que especies pelágicas forman cardúmenes y tienen una distribución irregular en el mar, en tales casos, la elasticidad captura stock debería ser cercana a cero (Hannesson 1983, Flaaten 1987). Mientras que para especies demersales³, esta elasticidad debería ser cercana a uno (Schaefer 1957). En la práctica, la medición real de la elasticidad-stock es una cuestión empírica.

² Peces pelágicos.- Organismos animales acuáticos vertebrados que habitan en aguas medias o cerca de la superficie, en conglomerados denominados cardúmenes, y entre sus componentes encontramos: jurel, sardinas, anchoveta, entre otros.

³ Peces demersales.- Organismos animales acuáticos vertebrados que habitan en aguas profundas o cerca del fondo de las zonas litorales y plataforma continental, llegando a profundidades de cerca de 500 m. En general presentan poco movimiento y entre sus componentes encontramos: merluzas, congrios, rayas, entre otros.

La estimación de la elasticidad-stock también involucra la estimación de coeficientes de capturabilidad y alguna forma de medición del esfuerzo pesquero (Basch, Peña y Dufey 1999).

Una medida simple del esfuerzo pesquero está constituida por el número de días que pasa una embarcación en el mar y una medida de eficiencia por la captura por unidad de esfuerzo (CPUE), es decir, captura por día en el mar. Al intentar perfeccionar esta simple medida se presenta la dificultad de saber cómo durante un día corriente en el mar puede capturarse una proporción mayor o menor de la población (Gulland 1971).

Otra forma de medición sería la cantidad de trabajo realizado por unidad pesquera en cierta unidad de tiempo (Laurec y Le Guen 1981). También el esfuerzo se mide como el producto de la capacidad y la actividad de una embarcación y tratándose de un grupo de embarcaciones como la suma de productos (Consejo de la Unión Europea 2003).

Bouchon et al (2000) indican que, en la pesquería peruana de anchoveta, es necesario un estudio permanente de diferentes medidas de esfuerzo, por lo numeroso de su flota, la gran capacidad de bodega que desplazan y los modernos equipos de pesca que utilizan. Además, definen tres medidas del esfuerzo pesquero para la estimación de índices de captura por unidad de esfuerzo (CPUE) para la pesquería peruana de anchoveta a escalas mensual, estacional y anual: 1. En base al número de viajes con pesca de anchoveta. 2. En base al tonelaje de registro bruto por embarcación por número de viajes con pesca (TRB-viaje). 3. En base al tonelaje de registro bruto por embarcación por horas de viaje con pesca (TRB-hvje).

Generalmente, son de interés mediciones del esfuerzo pesquero que sean directamente proporcionales a la mortalidad generada en el stock. Si el esfuerzo pesquero es directamente proporcional a la mortalidad, la captura por unidad de esfuerzo podría ser usada como un índice del tamaño de stock (Jennings, Kaiser, and Reynolds 2001). Por esta razón, es importante tomar en cuenta que el esfuerzo y el tamaño del stock no serían variables independientes, si no que existiría una relación negativa entre ambas, que es importante considerar en la modelación, como se comentará posteriormente.

Asimismo, la medición de coeficientes de capturabilidad es de interés porque son una medida de eficiencia del mecanismo (May 1984). La probabilidad de un pez de ser capturado depende de factores biológicos (disponibilidad, comportamiento, tamaño y forma del pez, temporada, entorno, otras especies, etc.) y factores tecnológicos (tipo de mecanismo pesquero, posición de marcha, habilidades de gestión, etc.) (Jul-Larsen et al. 2003).

También, estos coeficientes son un factor compuesto donde la capturabilidad del pez ante todo implica cambios en el comportamiento del pez (May 1984) mientras que eficiencia de la pesca indica cambios en prácticas pesqueras o poder de pesca relativo (Neis et al. 1999). Estimaciones de coeficientes de capturabilidad pueden proveer información sobre la selectividad de mecanismo para diferentes tipos de embarcaciones.

Hannesson (1983) refiere que el enfoque estándar de economías pesqueras relaciona la captura del recurso (C) a la aplicación de esfuerzo pesquero (E) y la abundancia del stock explotado (S). Y es usual asumir la siguiente relación:

$$C = qES \quad (2-1)$$

Donde q es una constante, referida al coeficiente de capturabilidad o disponibilidad (Bell 1972; Clyden 1972; Hannesson 1974; Tomkins y Butlin 1975). Esta especificación particular tiene sus raíces en biología pesquera donde sirve para dos propósitos. Primero, la captura por unidad de esfuerzo (C/E) puede ser usada como un índice de abundancia del recurso (S), dado que (2-1) es válido. Segundo, dada una medición del coeficiente de capturabilidad, habiendo estimado la abundancia del recurso, es posible predecir la captura resultante de alguna aplicación de esfuerzo pesquero. La validez de (2-1) se fundamenta en encontrar una definición de esfuerzo pesquero que sea proporcional a la mortalidad generada en un stock de hipotético tamaño y distribución y un coeficiente de capturabilidad que represente una proporción del stock explotado, un aumento del stock disponible estaría relacionado a una mayor captura por unidad de esfuerzo.

La aproximación del esfuerzo pesquero y su manifestación en (2-1) puede ser criticada en el sentido que el coeficiente de capturabilidad no siempre es constante (Hannesson 1983). A principios de la década de los ochenta fue de interés el colapso temprano de algunos stocks de peces (como por ejemplo el arenque atlanto-escandinavo y las sardinas del suroeste de África). Los biólogos pesqueros habían atribuido tardíamente esto a una relación inversa

entre el tamaño y la densidad del stock de peces en cuestión (Ulltang 1980; Butterworth 1981). El hecho de que el colapso ocurrido repentinamente sin una alerta temprana recayera en la captura por unidad de esfuerzo provee una pista de que éste es de hecho el caso.

¿Por qué entonces habría una relación inversa entre q y S ? De (2.1) se aprecia que el coeficiente de capturabilidad (q) expresa la captura por unidad de esfuerzo (C/E) como una proporción del stock explotado

$$q = (C/E)/S \quad (2-2)$$

Como una primera aproximación, supongamos que la captura por unidad de esfuerzo es determinada simplemente por la densidad del stock. Entonces, si un stock decreciente mantiene su densidad ocupando un área cada vez más pequeña, la captura por unidad de esfuerzo permanecerá alta y q estará inversamente relacionada a S (Hanesson 1983).

Hanesson (1983) estimó una función de este tipo utilizando información estadística del Consejo Internacional para la Exploración del Mar (ICES por sus siglas en inglés) para la pesquería noruega de bacalao de Lofoten (Noruega) entre los años 1950-1978. Como función de captura utilizó una generalización del desarrollado por Schaefer (1954):

$$C = qES^v \quad (2-3)$$

Donde la elasticidad-stock (v) representa el grado del comportamiento del cardumen de la especie de interés. Normalmente $v \in [0,1]$. v cercano a uno indicaría bajo movimiento del cardumen y un bajo valor de v sugiere una tendencia creciente a la movilización del cardumen (*schooling behavior*) (Arnason 2007b).

Además, consideró que una función de producción bioeconómica más flexible es requerida donde factores de producción biológicos (S) y económicos (E) sean considerados explícitamente. La forma de esta función es un determinante importante de la viabilidad de los stocks de peces. Esto implica que la forma de esta función es un factor importante para la viabilidad del stock explotado. Un primer paso hacia relajar la forma restrictiva de (2-1) es reemplazándola por una función de tipo Cobb-Douglas que preserve su forma multiplicativa y permita al coeficiente de capturabilidad (q) variar con el esfuerzo (E) y la abundancia (S). Pese a que el enfoque de producción requiere de factores como trabajo o capital, el concepto de esfuerzo pesquero aún puede ser útil, desde que la captura del recurso depende de la abundancia y el grado de explotación. El esfuerzo pesquero se convierte en

una salida intermedia ficticia producida por trabajo, capital entre otros factores. Este tipo de análisis permite considerar cuestiones tales como economías de escala e intensidad de capital óptima de embarcaciones pesqueras, además de cómo el coeficiente de capturabilidad depende de la abundancia del recurso.

Por lo que tomó (2-1) a una función del siguiente tipo:

$$C = AE^u S^v \quad (2-4)$$

Donde A es una constante. La información más cercana a esfuerzo pesquero fue la participación en términos de hombres y embarcaciones al final de cada semana en la temporada. Por lo que utilizó dos mediciones de esfuerzo, la suma de embarcaciones y de pescadores a través de semanas. Los datos de stock fueron tomados como la biomasa de bacalao. Estimando los parámetros u y v permitieron la determinación de si el coeficiente de capturabilidad (q) es constante o no. De (2-1), el coeficiente de capturabilidad implícito por (2-3) es:

$$q = AE^{u-1} S^{v-1} \quad (2-5)$$

Este coeficiente sería entonces constante si u y v son iguales a uno. Si la densidad del stock decrece proporcionalmente menos que el tamaño del stock, entonces q estará inversamente relacionado a S y tendremos $v < 1$. En cuanto a cómo u podría desviarse de 1, se observa que $u < 1$ implicaría externalidades de congestión y $u > 1$ lo contrario. En la medida que alguna externalidad esté presente, uno puede esperar que $u > 1$ para pocas embarcaciones y $u < 1$ para muchas. No obstante, esta especificación sólo permite una constante u , lo que no traería inconvenientes porque el esfuerzo pesquero suele mostrar una variación con el tiempo.

La información más cercana para el esfuerzo pesquero fue el número de embarcaciones o alternativamente número de pescadores por semana. Desde que algún cambio tecnológico probablemente ocurrió en esa pesquería en el periodo considerado y asumiendo una tasa exponencial de cambio tecnológico, (2-4) fue reformulada:

$$C_{it} = A_i E_{it}^{u_i} S_t^{v_i} e^{\gamma_i \mu_{it}} \quad (2-6)$$

Donde t refiere al tiempo, i al tipo de mecanismo pesquero y μ término de error.

Basch, Peña y Dufey (1999) estimaron y analizaron la productividad marginal del esfuerzo pesquero y la sensibilidad stock-captura con funciones de captura Cobb-Douglas a nivel de embarcaciones, recurriendo a datos panel sobre la flota industrial operante en la pesquería

pelágica (sardina, anchoveta y jurel del pacífico sur) del norte de Chile. Su muestra de estimación consistió en información anual (1985-93) de desembarque industrial y esfuerzo pesquero para una flota de 99 cerqueros, así como mediciones de stocks (suma de biomasa económicamente explotable) anuales de sardina, anchoveta y jurel, basado en reportes del Instituto de Fomento Pesquero (IFOP). Su modelamiento incluyó proxies para el esfuerzo pesquero por embarcación (Z) y esfuerzo agregado (A).

$$C_{it} = \alpha_{oi} Z_{it}^{\alpha_1} S_t^{\alpha_2} A_t^{\alpha_3} e_t^{\mu_{it}} \quad (2-7)$$

Donde C_{it} denota la captura para la embarcación i en el tiempo t , Z_{it} número de viajes de pesca para la embarcación i en el tiempo t como una aproximación de esfuerzo pesquero, S_t stock en el tiempo t , A_t esfuerzo pesquero agregado en el tiempo t aproximado con la suma del producto del número de viajes de pesca (Z_{it}) y la capacidad de bodega (SC_{it}) y μ_{it} término de error.

En sentido estricto, las variables explicativas en (2-7) pueden ser modeladas como variables endógenas, requiriendo una estimación de un sistema de ecuaciones simultáneas. Sin embargo, dada la naturaleza por embarcación del modelo de captura en (2-7) y asumiendo exogeneidad para Z_{it} y A_t (por consiguiente, considerar a S_t como posible variable endógena correlacionada con μ_{it}) Basch, Peña y Dufey (1999) utilizaron el stock del periodo anterior (S_{t-1}) como una variable instrumental para S_t .

La estacionariedad también fue necesaria de verificar, por consiguiente, pruebas de raíz unitaria Dickey-Fuller (1979) con correcciones por la presencia de datos transversales en línea con los resultados de Pesaran y Smith (1995) y Abuaf y Jorion (1990) fueron realizadas, obteniendo estacionariedad estocástica para las cuatro variables, no obstante, encontraron una marcada tendencia determinista. Para eliminarla, regresionaron las variables contra el tiempo y rescataron los residuos. La forma log-lineal de (2-7) ($c_{it} = k_i + \alpha_1 z_{it} + \alpha_2 b_{t-1} + \alpha_3 a_t + \mu_{it}$) fue estimada por regresión de efectos fijos para panel y considerando dos subpaneles de embarcaciones (S1 para las que tienen capacidad de bodega entre 130-179 m³ y S2 para las de entre 230-280 m³).

Basch, Peña y Dufey (1999) observaron diferencias entre los coeficientes estimados por subpaneles. La elasticidad del esfuerzo en S1 fue menor a la de S2. Esto es favorable a la inversión en embarcaciones de mayor capacidad. En efecto se observó una creciente

introducción de estas embarcaciones para la pesca en el norte de Chile, que conllevó a conjeturar que retornos crecientes del esfuerzo pesquero pueden prevalecer.

Esta diferencia de elasticidades también estuvo relacionada al efecto de diferentes duraciones de viajes entre un grupo y otro. Incluso asumiendo duraciones de viajes constantes a través de embarcaciones y años dentro de cada grupo, este ajuste implicó una elasticidad de esfuerzo para S2 mayor en 12% que para S1.

El hecho que las elasticidades de stock fueran significativas y positivas sugirió que las embarcaciones son vulnerables a variaciones en la disponibilidad agregada del stock. Este resultado no apoyó la hipótesis de puro comportamiento escolar de peces (es decir que variaciones en los niveles de stock no tienen efectos significativos sobre la captura por unidad de esfuerzo).

Ekerhovd y Gordon (2013) modelaron estadísticamente y estimaron la relación entre el stock (medido como la biomasa disponible para captura en base a estimaciones mediante Análisis de Población Virtual) y captura para dos especies (carbonero y bacalao del noreste ártico), utilizando información del Consejo Internacional para la Exploración del Mar (ICES por sus siglas en inglés) además de estimar coeficientes de capturabilidad (q) y un índice implícito de esfuerzo pesquero para datos panel estructurado por clases de edades y para el periodo 1977-2011. Su hipótesis fue que el bacalao mostraba una elasticidad cercana a cero y el carbonero cercano a uno.

$$C_{at} = q_a E_t S_{at}^b e^{\varepsilon_{at}} \quad (2-8)$$

Donde C_{at} es la captura de especie de edad a en el año t , E_t un índice implícito de esfuerzo pesquero en el año t , S_{at} stock de clase de edad a en el año t y ε_{at} término de error. Ajustaron la ecuación (2-7) tomando logaritmos y asumieron una elasticidad para el esfuerzo igual a uno.

$$\ln(C_{at}) = \ln(q_a) + \ln(E_t) + b \ln(S_{at}) + \varepsilon_{at} \quad (2-8a)$$

Los autores evaluaron la estacionariedad de las variables, generaron variables instrumentales para el stock con capturas de clase de edad anterior y periodo anterior y el orden de rango de stock (RO). Ya que, al contar con estimaciones del stock por Análisis de Población Virtual (APV), consideraron que S_{at} podría estar relacionado con el término de error ε_{at}

$$S_{at} = \beta C_{a-1t-1} + \gamma RO_{at} + \alpha_a + \vartheta_{at} \quad (2-9)$$

Donde α_a es el efecto fijo de la clase de edad a y ϑ_{at} término de error. Utilizaron regresión de efectos fijos en dos etapas y muestreo *bootstrapping* para aproximar errores estándar eficientes.

3. METODOLOGÍA

3.1 Modelos de regresión para datos panel

3.1.1 Regresión agrupada o *pooled*

Sea el modelo:

$$y_{it} = \alpha + \mathbf{x}'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, i = 1, \dots, n, t = 1, \dots, T_i$$

$$E[\varepsilon_{it} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2}, \dots, \mathbf{x}_{iT_i}] = 0$$

$$Var[\varepsilon_{it} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2}, \dots, \mathbf{x}_{iT_i}] = \sigma_\varepsilon^2 \quad (3-1)$$

$$Cov[\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2}, \dots, \mathbf{x}_{iT_i}] = 0 \text{ si } i \neq j \text{ o } t \neq s$$

En el contexto de datos panel, este modelo también es denominado *population averaged model* bajo el supuesto que alguna heterogeneidad latente ha sido promediada) En esta forma, si las suposiciones restantes del modelo clásico se dan (media condicional cero de ε_{it} , homocedasticidad, independencia entre observaciones i y exogeneidad estricta de \mathbf{x}'_{it}).

El estimador MCO del modelo agrupado o *pooled* es sesgado e inconsistente en el caso de que existan efectos heterogéneos. Puede haber heterocedasticidad entre los individuos, sin embargo, en un conjunto de datos de panel, el problema más sustantivo es la correlación entre observaciones, o autocorrelación. La heterogeneidad no observada induce la autocorrelación. El estimador de mínimos cuadrados ordinarios en el modelo de regresión generalizada puede ser consistente, pero es probable que el estimador convencional de su varianza asintótica subestime la varianza verdadera del estimador. Se puede corregir la heterocedasticidad con una estimación robusta.

3.1.2 Regresión panel con efectos aleatorios

Sea el modelo:

$$y_{it} = \alpha + \mathbf{x}'_{it}\beta + u_i + \varepsilon_{it}$$

u_i se suele caracterizar mediante un modelo de efectos aleatorios donde u_i no está correlacionado con el valor de \mathbf{X}'_{it} o un modelo de efectos fijos. En el caso de efectos aleatorios el término constante α es único y es la media de la heterogeneidad no observada. El componente u_i es la heterogeneidad aleatoria específica de la i -ésima observación y es constante a través del tiempo. Por ejemplo, en un análisis de familias, podemos ver u_i como la colección de factores no en la regresión que son específicos de esa familia. Seguimos asumiendo una exogeneidad estricta:

$$\begin{aligned}
 E[\varepsilon_{it}|\mathbf{X}] &= E[u_i|\mathbf{X}] = 0 \\
 E[\varepsilon_{it}|\mathbf{X}] &= \sigma_\varepsilon^2 \\
 E[u_i|\mathbf{X}] &= \sigma_u^2 \\
 E[\varepsilon_{it}u_j|\mathbf{X}] &= 0 \text{ para todo } i, t \text{ y } j \\
 E[\varepsilon_{it}u_j|\mathbf{X}] &= 0 \text{ si } t \neq s \text{ o } i \neq j \\
 E[u_iu_j] &= 0 \text{ si } i \neq j
 \end{aligned}$$

Si la hipótesis de efectos aleatorios es cierta MCG será más eficiente que MCO. Si en realidad los errores u_i no son aleatorios si no fijos cada individuo i , la estimación MCO y MCG serán inconsistentes.

3.1.3 Regresión panel con efectos fijos

El modelo de efectos fijos surge de la suposición de que los efectos omitidos, c_i en el modelo general,

$$y_{it} = \mathbf{x}'_{it}\beta + c_i + \varepsilon_{it}$$

Donde $c_i = \alpha + u_i$

se correlacionan con las variables incluidas. En forma general,

$$E[c_i|\mathbf{X}_i] = h(\mathbf{X}_i) \tag{3-2}$$

Debido a que la media condicional es la misma en cada período, podemos escribir el modelo como

$$\begin{aligned}
 y_{it} &= \mathbf{x}'_{it}\beta + h(\mathbf{X}_i) + \varepsilon_{it} + [c_i - h(\mathbf{X}_i)] \\
 &= \mathbf{x}'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} + [c_i - h(\mathbf{X}_i)]
 \end{aligned}$$

Por construcción, el término entre corchetes no está correlacionado con X_i para que podamos absorberlo en la perturbación, y escribir el modelo como

$$y_{it} = \mathbf{x}'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \tag{3-3}$$

Otra suposición (generalmente no declarada) es que $Var[c_i|X_i]$ es constante. Con este supuesto, (3-3) se convierte en un modelo de regresión lineal clásico. Hacemos hincapié que (3-2) significa que el modelo es de "efectos fijos", no que cualquier variable sea "fija" en este contexto y aleatoria en otro lugar. La formulación de efectos fijos implica que las diferencias entre grupos pueden ser capturadas en diferencias en el término constante. Cada α_i es tratada como un parámetro desconocido que se va a estimar. Antes de continuar, observamos una vez más una deficiencia importante del enfoque de efectos fijos. Cualquier variable invariante en el tiempo en \mathbf{x}_{it} será colineal al término individual constante específico.

La estimación con efectos fijos se hace utilizando una regresión *within* donde se resta a cada variable el valor de la media para cada individuo en el período analizado $\bar{y}_i = \bar{x}'_i\beta + \bar{\varepsilon}_i$, tanto a la variable dependiente (y), independiente (X) y el error (ε). Con ello, se elimina el error idiosincrático de la regresión. Al hacer este procedimiento se pierden una cantidad de grados de libertad iguales a la cantidad de observaciones. Es equivalente a estimar cada u_i como un parámetro adicional. Llevando al modelo *within* o diferenciado en medias.

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)' \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i$$

Donde, por ejemplo $\bar{x}_i = \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} x_{it}$. El estimador *within* es el estimador OLS de este modelo.

Pruebas de efectos aleatorios vs datos agrupados

Breusch y Pagan (1980) han ideado una prueba multiplicadora de Lagrange para el modelo de efectos aleatorios basado en los residuos OLS. Para

$$H_0: \sigma_u^2 = 0 \quad (\text{or } \text{Corr}[\eta_{it}, \eta_{is}] = 0),$$

$$H_1: \sigma_u^2 \neq 0,$$

El estadístico de prueba es

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n \left[\sum_{t=1}^T e_{it} \right]^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2 = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n (T \bar{e}_i)^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2.$$

Bajo la hipótesis nula, la distribución limitante de LM es chi-cuadrado con un grado de libertad.

Ninguna de las propiedades deseables de los estimadores en el modelo de efectos aleatorios se basa en que T vaya al infinito. De hecho, es probable que T sea bastante pequeño. El estimador de σ_ε^2 es igual a un promedio de n estimadores, cada uno basado en las observaciones T observaciones para la unidad i . Cada componente de este promedio es, en principio, consistente. Es decir, su varianza es de orden $1/T$ o menor. Debido a que T es pequeño, esta varianza puede ser relativamente grande. Sin embargo, cada término proporciona cierta información sobre el parámetro. El promedio sobre las n unidades transversales tiene una varianza de orden $1/(nT)$, que irá a cero si n aumenta, incluso si consideramos T como fijo. La conclusión a extraer es que nada en este tratamiento depende de que T crezca grande. Aunque se puede demostrar que se seguirán algunos resultados de consistencia para el aumento de T , el conjunto de datos de panel típico se basa en conjuntos de datos para los cuales no tiene sentido suponer que T aumenta sin límite o, en algunos casos, en absoluto. Como proposición general, es necesario tener cierto cuidado al idear estimadores cuyas propiedades dependen de si T es grande o no.

Prueba de especificación de Hausman para el modelo de efectos aleatorios vs. efectos fijos

De acuerdo a Greene (2012), hay poca justificación para tratar los efectos individuales como no correlacionados con los otros regresores, como se supone en el modelo de efectos aleatorios. El tratamiento de efectos aleatorios, por lo tanto, puede sufrir la inconsistencia debido a esta correlación entre las variables incluidas y el efecto aleatorio. La prueba de especificación ideada por Hausman (1978) se utiliza para probar la ortogonalidad de los efectos comunes y los regresores. La prueba se basa en la idea de que bajo la hipótesis de no correlación o sea efectos aleatorios, los estimadores OLS, y FGLS son consistentes, pero OLS es ineficiente. Por lo tanto, bajo la hipótesis nula, las dos estimaciones no deben diferir sistemáticamente, y una prueba puede basarse en la diferencia. El otro ingrediente esencial para la prueba es la matriz de covarianza del vector de diferencia, $[\mathbf{b} - \hat{\beta}]$:

$$\text{Var}[\mathbf{b} - \hat{\beta}] = \text{Var}[\mathbf{b}] + \text{Var}[\hat{\beta}] - 2\text{Cov}[\mathbf{b}, \hat{\beta}]$$

El resultado esencial de Hausman es que la covarianza de la diferencia de un estimador eficiente con un estimador ineficiente es cero, lo que implica que

$$\text{Cov}[(\mathbf{b} - \hat{\beta}), \hat{\beta}] = \text{Cov}[\mathbf{b}, \hat{\beta}] - \text{Var}[\hat{\beta}] = \mathbf{0}$$

O que

$$\text{Cov}[\mathbf{b}, \hat{\beta}] = \text{Var}[\hat{\beta}].$$

La inserción de este resultado en la matriz de covarianza del vector de diferencia, $[\mathbf{b} - \hat{\beta}]$ produce la matriz de covarianza requerida para la prueba,

$$\text{Var}[\mathbf{b} - \hat{\beta}] = \text{Var}[\mathbf{b}] - \text{Var}[\hat{\beta}] = \Psi.$$

La prueba de chi cuadrado se basa en el criterio de Wald:

$$W = \chi^2[K - 1] = [\mathbf{b} - \hat{\beta}]' \hat{\Psi}^{-1} [\mathbf{b} - \hat{\beta}]$$

Bajo la hipótesis nula, W tiene una distribución chi-cuadrada con $K - 1$ grados de libertad.

La prueba de Hausman es un mecanismo útil para determinar la especificación preferida del modelo panel con efectos idiosincráticos. Sin embargo, no garantiza que la diferencia de las dos matrices de covarianza sea positiva definida en una muestra finita. Sin embargo, existen varios métodos alternativos para calcular la estadística para la prueba de Hausman, algunos asintóticamente equivalentes y otros numéricamente idénticos.

Estimador de Hausman y Taylor

Recuerde la especificación original del modelo lineal para los datos del panel:

$$y_{it} = \mathbf{x}'_{it}\beta + \mathbf{z}'_i\alpha + \varepsilon_{it} \quad (3-4)$$

El modelo de efectos aleatorios se basa en la suposición de que los efectos específicos de la persona no observados, \mathbf{z}_i , no están correlacionados con las variables incluidas, \mathbf{x}_{it} . Esta suposición es una deficiencia importante del modelo. Sin embargo, el tratamiento de efectos aleatorios permite que el modelo contenga características invariantes de tiempo observadas, como las características demográficas, mientras que el modelo de efectos fijos no lo hace; si están presentes, simplemente se absorben en los efectos fijos. El estimador de Hausman y Taylor (1981) para el modelo de efectos aleatorios sugiere una forma de superar el primero de estos mientras se acomoda el segundo. Su modelo es de la forma:

$$y_{it} = \mathbf{x}'_{1it}\beta_1 + \mathbf{x}'_{2it}\beta_2 + \mathbf{z}'_{1i}\alpha_1 + \mathbf{z}'_{2i}\alpha_2 + \varepsilon_{it} + u_i$$

Donde $\beta = (\beta'_1, \beta'_2)'$ y $\alpha = (\alpha'_1, \alpha'_2)'$. En esta formulación, todos los efectos individuales denotados \mathbf{z}_i son observados. Como antes, los efectos individuales no servidos que están contenidos en $\mathbf{z}'_i\alpha$ en (3-4) están contenidos en el término aleatorio específico de la persona, u_i . Hausman y Taylor definen cuatro conjuntos de variables *observadas* en el modelo:

\mathbf{x}_{1it} es K_1 variables que varían en el tiempo y no están correlacionadas con u_i ,

\mathbf{z}_{1it} es L_1 variables que son invariantes en el tiempo y no correlacionadas con u_i ,

\mathbf{x}_{2it} es K_2 variables que varían en el tiempo y se correlacionan con u_i ,

\mathbf{z}_{2it} es L_2 variables que son invariantes en el tiempo y correlacionadas con u_i ,

Los supuestos sobre los términos aleatorios en el modelo son

$$E[u_i | \mathbf{x}_{1it}, \mathbf{z}_{1i}] = 0 \text{ though } E[u_i | \mathbf{x}_{2it}, \mathbf{z}_{2i}] \neq 0,$$

$$\text{Var}[u_i | \mathbf{x}_{1it}, \mathbf{z}_{1i}, \mathbf{x}_{2it}, \mathbf{z}_{2i}] = \sigma_u^2,$$

$$\text{Cov}[\varepsilon_{it}, u_i | \mathbf{x}_{1it}, \mathbf{z}_{1i}, \mathbf{x}_{2it}, \mathbf{z}_{2i}] = 0,$$

$$\text{Var}[\varepsilon_{it} + u_i | \mathbf{x}_{1it}, \mathbf{z}_{1i}, \mathbf{x}_{2it}, \mathbf{z}_{2i}] = \sigma^2 = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2,$$

$$\text{Corr}[\varepsilon_{it} + u_i, \varepsilon_{is} + u_i | \mathbf{x}_{1it}, \mathbf{z}_{1i}, \mathbf{x}_{2it}, \mathbf{z}_{2i}] = \rho = \sigma_u^2 / \sigma^2.$$

Tenga en cuenta la suposición crucial de que se pueden distinguir conjuntos de variables \mathbf{x}_1 y \mathbf{z}_1 que no están correlacionadas con u_i de \mathbf{x}_2 y \mathbf{z}_2 que no lo están. La probable presencia de \mathbf{x}_2 y \mathbf{z}_2 es lo que complica la especificación y estimación del modelo de efectos aleatorios en primer lugar.

Por construcción, cualquier estimador OLS o GLS de este modelo es inconsistente cuando el modelo contiene variables que se correlacionan con los efectos aleatorios. Hausman y Taylor han propuesto un estimador de variables instrumentales que utiliza solo la información dentro del modelo (es decir, como ya se ha dicho). La estrategia para la estimación se basa en la siguiente lógica: En primer lugar, al tomar desviaciones de las medias del grupo, encontramos que

$$y_{it} - \bar{y}_i = (\mathbf{x}_{1it} - \bar{\mathbf{x}}_{1i})' \beta_1 + (\mathbf{x}_{2it} - \bar{\mathbf{x}}_{2i})' \beta_2 + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i,$$

lo que implica que ambas partes de β pueden estimarse consistentemente por mínimos cuadrados, a pesar de la correlación entre \mathbf{x}_2 y u . Este es el estimador de variables ficticias familiar, efectos fijos, mínimos cuadrados: la transformación a desviaciones de las medias de grupo elimina del modelo la parte de la perturbación que se correlaciona con \mathbf{x}_{2it} . En el modelo original, Hausman y Taylor muestran que las desviaciones medias del grupo pueden ser utilizadas como variables instrumentales $K_1 + K_2$ para la estimación de (β, α) Esa es la implicación de la ecuación anterior. Debido a que \mathbf{z}_1 no está correlacionado con las perturbaciones, también puede servir como un conjunto de L_1 variables instrumentales. Eso deja una necesidad de L_2 variables instrumentales. Los autores muestran que los medias por grupos para \mathbf{x}_1 pueden servir como estos instrumentos restantes, y el modelo se identificará

siempre que K_1 sea mayor o igual que L_2 . Para fines de identificación, entonces K_1 debe ser al menos tan grande como L_2 . Como de costumbre, GLS factible es mejor que OLS, y está disponible.

Estimación de Arellano-Bond (panel dinámico)

Una aplicación contemporánea líder de los métodos de este capítulo es el modelo de datos de panel dinámico, que ahora escribimos

$$y_{i,t} = \mathbf{x}'_{i,t}\beta + \delta y_{i,t-1} + c_i + \varepsilon_{i,t}$$

Los supuestos básicos del modelo son:

1. Exogeneidad estricta: $E[\varepsilon_{it}|\mathbf{X}_i, c_i] = 0$
2. Homoscedasticidad: $E[\varepsilon^2_{it}|\mathbf{X}_i, c_i] = \sigma_\varepsilon^2$
3. No autocorrelación: $E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}|\mathbf{X}_i, c_i] = 0$ si $t \neq s$,
4. Observaciones no correlacionadas: $E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}|\mathbf{X}_i, c_i, \mathbf{X}_j, c_j] = 0$ para $i \neq j$ y para todo t y s ,

donde las filas de la matriz de datos \mathbf{X}_i de orden $T \times K$ son \mathbf{x}'_{it} . No asumiremos la independencia media. Los "efectos" pueden ser fijos o aleatorios, por lo que permitimos

$$E[c_i|\mathbf{X}_i] = g(\mathbf{X}_i)$$

También asumiremos un número fijo de períodos, T , por conveniencia. El tratamiento aquí (y en la literatura) se puede modificar para acomodar paneles desequilibrado, pero es un poco inconveniente. (Implica la colocación de ceros en varios lugares de las matrices de datos definidas a continuación y el cambio de los índices terminales en sumas de 1 a T).

La presencia de la variable dependiente rezagada en este modelo presenta un obstáculo considerable para la estimación. La perturbación compuesta en el modelo es $(c_i + \varepsilon_{it})$. La correlación entre $y_{i,t-1}$ y $(c_i + \varepsilon_{it})$ es obviamente distinto de cero porque $y_{i,t-1} = \mathbf{x}'_{i,t-1}\beta + \delta y_{i,t-2} + c_i + \varepsilon_{i,t-1}$:

$$Cov[y_{i,t-1}, (c_i + \varepsilon_{it})] = \sigma_c^2 + \delta Cov[y_{i,t-2}, (c_i + \varepsilon_{it})]$$

Si T es grande y $0 < \delta < 1$, entonces esta covarianza será aproximadamente $\sigma_c^2/(1 - \delta)$. El supuesto de T grande no se va a cumplir en la mayoría de los casos. Pero, debido a que δ generalmente será positiva, podemos esperar que esta covarianza sea al menos mayor que

σ_c^2 . La implicación es que tanto OLS (agrupados) como GLS en este modelo serán inconsistentes. A diferencia del caso del modelo estático ($\delta = 0$), el tratamiento de efectos fijos no resuelve el problema. Tomando las diferencias de medias grupales, obtenemos

$$y_{i,t} - \bar{y}_i = (\mathbf{x}_{i,t} - \bar{\mathbf{x}}_i)' \beta + \delta(y_{i,t-1} - \bar{y}_i) + (\varepsilon_{i,t} - \bar{\varepsilon}_i)$$

Como se muestra en Anderson y Hsiao (1981, 1982),

$$\text{Cov}[(y_{i,t-1} - \bar{y}_i), (\varepsilon_{i,t} - \bar{\varepsilon}_i)] \approx \frac{-\sigma_\varepsilon^2 (T-1) - T\delta + \delta^T}{T^2 (1-\delta)^2}.$$

Este resultado es $O(1/T)$, que generalmente no sería un problema si las asintóticas en nuestro modelo fueran con respecto al aumento de T . Pero, en este modelo de datos de panel, se supone que T es fijo y relativamente pequeño. Para los valores convencionales de T , digamos 5 a 15, el sesgo proporcional en la estimación de δ podría ser del orden de, digamos, 15 a 60 por ciento. Ni OLS ni GLS son útiles como estimadores. Hay, sin embargo, variables instrumentales disponibles dentro de la estructura del modelo. Anderson y Hsiao (1981, 1982) propusieron un enfoque basado en las primeras diferencias en lugar de las diferencias de las medias grupales,

$$y_{it} - y_{i,t-1} = (\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1})' \beta + \delta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}.$$

Para la primera observación completa,

$$y_{i3} - y_{i2} = (\mathbf{x}_{i3} - \mathbf{x}_{i2})' \beta + \delta(y_{i2} - y_{i1}) + \varepsilon_{i3} - \varepsilon_{i2} \quad (3-5)$$

la variable y_{i1} (suponiendo que el punto inicial $t = 0$ es donde comienza nuestro proceso de generación de datos) satisface los requisitos, porque ε_{i1} está predeterminado con respecto a $(\varepsilon_{i3} - \varepsilon_{i2})$ [Es decir, si usamos solo los datos de los períodos 1 a 3 construidos como en (3-5), entonces las variables instrumentales para $(y_{i2} - y_{i1})$ serían $\mathbf{z}_{i(3)}$ donde $\mathbf{z}_{i(3)} = (y_{1,1}, y_{2,1}, \dots, y_{n,1})$ para las n observaciones] Para la siguiente observación,

$$y_{i4} - y_{i3} = (\mathbf{x}_{i4} - \mathbf{x}_{i3})' \beta + \delta(y_{i3} - y_{i2}) + \varepsilon_{i4} - \varepsilon_{i3},$$

las variables y_{i2} y $(y_{i2} - y_{i1})$ están disponibles.

En este desarrollo limitado, tenemos que elegir entre diferencias, niveles o ambos. Esta es la observación esencial detrás de los estimadores de Arellano, Bover y Bond (1991, 1995), que se basan en el gran número de candidatos para variables instrumentales en este modelo de datos de panel. Para empezar, con el modelo en forma de primeras diferencias, para $y_{i3} - y_{i2}$, la variable y_{i1} está disponible. Para $y_{i4} - y_{i3}$, y_{i1} y y_{i2} están disponibles; para $y_{i5} - y_{i4}$, tenemos y_{i1} , y_{i2} y y_{i3} , y así sucesivamente. Consideremos, también, que no hemos utilizado

las variables exógenas. Con los regresores estrictamente exógenos, no solo todos los valores rezagados de y_{is} para s anteriores a $t - 1$, sino que todos los valores de \mathbf{x}_{it} también están disponibles como instrumentos. Por ejemplo, para $y_{i4} - y_{i3}$, los candidatos son y_{i1}, y_{i2} y $(\mathbf{x}'_{i1}, \mathbf{x}'_{i1}, \dots, \mathbf{x}'_{iT})$ para todos los T períodos. El número de candidatos a instrumentos es, de hecho, potencialmente enorme. Si las variables exógenas son sólo predeterminadas, en lugar de estrictamente exógenas, entonces sólo $E[\varepsilon_{it} | \mathbf{x}_{it}, \mathbf{x}_{it-1}, \dots, \mathbf{x}_{i1}] = 0$, y sólo los vectores \mathbf{x}_{is} de 1 a $t - 1$ serán instrumentos válidos en la ecuación diferenciada que contiene $\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}$. Esto no es una limitación, dado que al final, para un modelo de tamaño moderado, podemos estar considerando potencialmente cientos o miles de variables instrumentales para la estimación de lo que suele ser un pequeño puñado de parámetros. Ahora formulamos el modelo en una forma más familiar, por lo que podemos aplicar el estimador de variables instrumentales. En términos de los datos diferenciados, la ecuación básica es

$$y_{it} - y_{i,t-1} = (\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1})' \boldsymbol{\beta} + \delta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1},$$

o

$$\Delta y_{it} = (\Delta \mathbf{x}_{it})' \boldsymbol{\beta} + \delta(\Delta y_{i,t-1}) + \Delta \varepsilon_{it},$$

Donde Δ es el operador de la primera diferencia $\Delta a_t = a_t - a_{t-1}$ para cualquier variable de serie temporal (o vector) a_t . (Cabe señalar que un término constante y cualquier variable invariante en el tiempo en \mathbf{x}_{it} caerá de las primeras diferencias. Los recuperaremos a continuación después de desarrollar el estimador para $\boldsymbol{\beta}$). Los parámetros del modelo a estimar son $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}', \delta)'$ and σ_ε^2 . Para mayor comodidad, escribimos el modelo como

$$\tilde{y}_{it} = \tilde{\mathbf{x}}'_{it} \boldsymbol{\theta} + \tilde{\varepsilon}_{it}$$

Debido a que nuestro conjunto de datos es un panel, la contraparte de

$$\mathbf{Z}' \tilde{\mathbf{X}} = \sum_{i=1}^n \mathbf{z}_i \tilde{\mathbf{x}}'_i$$

en el caso de la sección transversal parecería ser

$$\mathbf{Z}' \tilde{\mathbf{X}} = \sum_{i=1}^n \sum_{t=3}^T \mathbf{z}_{it} \tilde{\mathbf{x}}'_{it} = \sum_{i=1}^n \mathbf{Z}'_i \tilde{\mathbf{X}}'_i$$

$$\tilde{\mathbf{y}}_i = \begin{bmatrix} \Delta y_{i3} \\ \Delta y_{i4} \\ \vdots \\ \Delta y_{iT} \end{bmatrix}, \tilde{\mathbf{X}}'_i = \begin{bmatrix} \Delta \mathbf{x}'_{i3} & \Delta y_{i2} \\ \Delta \mathbf{x}'_{i4} & \Delta y_{i3} \\ \dots & \dots \\ \Delta \mathbf{x}'_{iT} & \Delta y_{i,T-1} \end{bmatrix}$$

donde hay $(T - 2)$ observaciones (filas) y $K + 1$ columnas en $\tilde{\mathbf{X}}_i$.

Por último, cabe indicar que si las variables y e X están expresadas en logaritmos el parámetro B será la elasticidad de corto plazo de y respecto a x . En este caso, al tratarse de un modelo dinámico que incluye el valor rezagado de y , se puede obtener una elasticidad de largo plazo, asumiendo un estado de equilibrio donde el valor de la variable y se hace constante con lo cual:

$$y_i = x_i' \beta + \delta y_i + \varepsilon_{it}$$

$$(1 - \delta)y_i = x_i' \beta + \varepsilon_{it}$$

$$y_i = x_i' \beta_l + \varepsilon_{it}$$

Donde $\beta_l = \beta(1 - \delta)$ es la elasticidad de largo plazo de y respecto a x .

3.2 Objetivo

Estimar los efectos del stock y el esfuerzo pesquero sobre la captura de anchoveta peruana destinada al consumo humano indirecto por tipo de embarcación.

3.3 Hipótesis

El stock y el esfuerzo pesquero tienen efectos positivos sobre la captura de anchoveta. La elasticidad-stock de la captura para embarcaciones de acero es mayor que la elasticidad-stock de captura para embarcaciones de madera.

3.4 Especificación del modelo

- Variable endógena:

Captura (C): Desembarque de anchoveta para consumo humano indirecto en la zona Norte-Centro.

- Variables exógenas:

Stock (S): Límite Máximo Total de Captura Permisible⁴ de anchoveta para consumo humano indirecto en la zona Norte-Centro.

Esfuerzo pesquero (E): Número total de días que las embarcaciones de acero y madera realizaron descargas de anchoveta para consumo humano indirecto en la zona Norte-Centro por la capacidad de bodega.

Tipo de embarcación: Acero o Madera.

Zona de pesca⁵: Norte o Centro.

Sistema de Refrigeración: Si utilizó o no sistema de refrigeración CSW (agua de mar refrigerada con hielo) o RSW (agua de mar refrigerada mecánicamente)

- Modelo

$$C = AE^u S^v$$

Donde u y v son las elasticidades-esfuerzo y elasticidad-stock de la captura respectivamente. A es constante.

- Unidad de análisis:

Embarcación pesquera con permiso vigente para extracción de anchoveta para consumo humano indirecto.

- Datos a emplear:

Reporte diario de pesaje por tolvas de desembarques de anchoveta
(Fuente: PRODUCE)

- Periodo de análisis:

2008-2019

⁴ Límite Máximo Total de Captura Permisible.- Biomasa total disponible para captura de recursos hidrobiológicos para Consumo Humano Indirecto que el Ministerio de la Producción autoriza como máximo de captura permitido para cada temporada de pesca y es determinado por el Instituto del Mar del Perú (IMARPE).

⁵ Zona de pesca donde la embarcación mayormente pescó durante la temporada.

- Frecuencia de información:
Temporada de pesca
- Método de recolección de datos:
Como todas las embarcaciones están obligadas a reportar su actividad a PRODUCE no se realizará algún muestreo. Se asumirá que la población de embarcaciones son todas las que reportan y se recolectará esta población.

A partir del modelo anterior:

$$c_{it} = a + ue_{it} + vs_{it} + \varepsilon_{it}$$

Dada la naturaleza por embarcación del modelo de captura y asumiendo exogeneidad para el esfuerzo e_{it} se puede considerar a s_{it} como variable endógena correlacionada con ε_{it} así como la exclusión de posibles variables exógenas. Por tanto, se buscará alguna variable instrumental (VI) para s_{it} . Una posible variable instrumental sería la captura en el periodo anterior (C_{it-1}). Estimar este modelo de captura mediante regresión por mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E). Validar la eficiencia y robustez de las estimaciones. Analizar si la elasticidad-stock (v) de la captura es positiva y medianamente cercana a cero por tipo de embarcación y zona donde mayormente pescaron las embarcaciones en la temporada. Comparar si la elasticidad-stock de la captura de las embarcaciones de acero es mayor que para las de madera. Complementar con análisis de la elasticidad-esfuerzo (u) de la captura.

4. EVIDENCIA EMPÍRICA

4.1 Estadísticas preliminares⁶

4.1.1 Embarcaciones de Acero y Madera en zona Norte-Centro

Variable		Media	Desv. Est.	Min	Max	Observaciones
Logaritmo de captura	overall	7.198763	1.220506	-.2231435	10.10582	N = 17661
	between		1.078007	-.2231435	9.422695	n = 1277
	within		.6904739	1.770635	9.121046	T-bar = 13.8301
Logaritmo del stock	overall	14.63127	.3298337	13.60479	15.11706	N = 17661
	between		.0909616	14.06907	15.11706	n = 1277
	within		.3252417	13.54685	15.22834	T-bar = 13.8301

⁶ Para el diseño de panel no balanceado. En anexo A se encuentran resultados para el panel balanceado.

Logaritmo del esfuerzo	overall	7.756051	1.257199	3.395179	10.61030	N = 17661
	between		1.118555	3.395179	10.04314	n = 1277
	within		.5725018	4.590285	9.324396	T-bar = 13.8301
Casco (1:Acero 0:Madera)	Overall	.4398958	.4963884	0	1	N = 17661
	between		.4973659	0	1	n = 1277
	Within		.0095184	.2398958	1.239896	T-bar = 13.8301
Zona (1:Norte 0:Centro)	Overall	.637563	.4807177	0	1	N = 17661
	between		.3449351	0	1	n = 1277
	Within		.3503284	-.3169825	1.592108	T-bar = 13.8301
Sist. Refrig. (1:Sí 0:No)	Overall	.1293811	.3356308	0	1	N = 17661
	between		.302505	0	1	n = 1277
	Within		0	.1293811	.1293811	T-bar = 13.8301

Se muestran estadísticas descriptivas para la variable dependiente (logaritmo de captura) y las variables independientes (logaritmo del stock y del esfuerzo pesquero) en variación total (*overall*), entre embarcaciones (*between*) y a través del tiempo (*within*). Se observa que, en general, para embarcaciones de acero y madera en la zona Norte-Centro la desviación estándar del stock se concentra mayormente en la variación en el tiempo (*within*) lo que indica mayor heterogeneidad del stock disponible para pesca entre temporadas.

Matriz de correlación

	Logaritmo de la captura	Logaritmo del stock	Logaritmo del esfuerzo	casco	zona	Sist. refrig
Logaritmo de captura	1.0000					
Logaritmo del stock	0.2733*	1.0000				
Logaritmo del esfuerzo	0.9544*	0.1629*	1.0000			
Casco (1:Acero 0:Madera)	0.6741*	-0.0275*	0.7520*	1.0000		
Zona (1:Norte 0:Centro)	-0.3383*	0.0795*	-0.3856*	-0.4350*	1.0000	
Sist. Refrig. (1:Sí 0:No)	0.4317*	-0.0263*	0.4597*	0.4282*	-0.1691*	1.0000

* p<0.05

Como se esperaba, la captura muestra correlaciones lineales positivas tanto con el stock (biomasa disponible para captura) como con el esfuerzo, y la del esfuerzo es mayor que del stock, lo que implica que la variación del esfuerzo es similar a la de la captura.

4.1.2 Embarcaciones de Acero

Variable		Media	Desv. Est.	Min	Max	Observaciones
Logaritmo de captura	overall	8.127155	.8971168	2.015569	10.10582	N = 7769
	between		.6409703	5.035978	9.318142	n = 573
	within		.6462774	3.538259	9.664091	T-bar = 13.5585
Logaritmo del stock	overall	14.62105	.3376887	13.60479	15.11706	N = 7769
	between		.0892303	14.51895	15.11706	n = 573
	within		.3335075	13.53663	15.21812	T-bar = 13.5585
Logaritmo del esfuerzo	overall	8.822752	.8187204	4.130033	10.6103	N = 7769
	between		.6868068	5.140493	10.04314	n = 573
	within		.5110371	5.656986	10.10764	T-bar = 13.5585
Zona (1:Norte 0:Centro)	overall	.4015961	.4902526	0	1	N = 7769
	between		.3451816	0	1	n = 573
	within		.4019403	-.5507849	1.356142	T-bar = 13.5585
Sist. Refrig. (1:Sí 0:No)	overall	.2915433	.4545024	0	1	N = 7769
	between		.4157133	0	1	n = 573
	within		0	.2915433	.2915433	T-bar = 13.5585

De forma similar, para embarcaciones de acero en la zona Norte-Centro la desviación estándar del stock se concentra mayormente en la variación en el tiempo (*within*) lo que indica mayor heterogeneidad del stock disponible para pesca entre temporadas.

Matriz de correlación

	Logaritmo de la captura	Logaritmo del stock	Logaritmo del esfuerzo	Zona	Sist. Refrig
Logaritmo de captura	1.0000				
Logaritmo del stock	0.3894*	1.0000			
Logaritmo del esfuerzo	0.9058*	0.2118*	1.0000		
Zona (1:Norte 0:Centro)	-0.0015	0.0868*	-0.0362*	1.0000	
Sist. Refrig. (1:Sí 0:No)	0.3287*	-0.0233*	0.3554*	0.0355*	1.0000

* p<0.05

De manera similar, para embarcaciones de acero en la zona Norte-Centro la captura muestra correlaciones lineales positivas tanto con el stock (biomasa disponible para captura) como

con el esfuerzo, y la del esfuerzo es mayor que del stock, lo que implica que la variación del esfuerzo es similar a la de la captura.

4.1.3 Embarcaciones de Madera

Variable		Media	Desv. Est.	Min	Max	Observaciones
Logaritmo de captura	overall	6.469621	.904937	-.2231435	9.422695	N = 9892
	between		.7771149	-.2231435	9.422695	n = 705
	within		.7231973	1.041492	8.391903	T-bar = 14.0312
Logaritmo del stock	overall	14.6393	.3233216	13.60479	15.11706	N = 9892
	between		.0924368	14.06907	15.11706	n = 705
	within		.3186157	13.55911	15.21494	T-bar = 14.0312
Logaritmo del esfuerzo	overall	6.918283	.8366096	3.395179	8.971258	N = 9892
	between		.6499204	3.395179	8.30729	n = 705
	within		.6164141	3.83169	8.486628	T-bar = 14.0312
Zona (1:Norte 0:Centro)	overall	.8228872	.3817835	0	1	N = 9892
	between		.2575156	0	1	n = 705
	within		.3036228	-.1316583	1.777433	T-bar = 14.0312
Sist. Refrig. (1:Sí 0:No)	overall	.0020218	.0449216	0	1	N = 9892
	between		.0651401	0	1	n = 705
	within		0	.0020218	.0020218	T-bar = 14.0312

De forma similar, para embarcaciones de madera en la zona Norte-Centro la desviación estándar del stock se concentra mayormente en la variación en el tiempo (*within*) lo que indica mayor heterogeneidad del stock disponible para pesca entre temporadas.

Matriz de correlación

	Logaritmo de la captura	Logaritmo del stock	Logaritmo del esfuerzo	zona	Sist. refrig
Logaritmo de la captura	1.0000				
Logaritmo del stock	0.4001*	1.0000			
Logaritmo del esfuerzo	0.9293*	0.3325*	1.0000		
zona	-0.1350*	0.0634*	-0.1619*	1.0000	
Sist. refrig	-0.0155	-0.0043	-0.0031	-0.0734*	1.0000

* p<0.05

De manera similar, para embarcaciones de madera en la zona Norte-Centro la captura muestra correlaciones lineales positivas tanto con el stock (biomasa disponible para captura) como con el esfuerzo, y la del esfuerzo es mayor que del stock, lo que implica que la variación del esfuerzo es similar a la de la captura.

4.2 Resultados⁷

El análisis de la elasticidad-stock de la captura implicó evaluar diferentes métodos de estimación como el agrupado o *pooled*, de efectos aleatorios y de efectos fijos tanto para embarcaciones de acero y madera en conjunto como por tipo de embarcación.

4.2.1 Embarcaciones de Acero y Madera en zona Norte-Centro

Para analizar si el modelo de efectos aleatorios es más adecuado que el *pooled* o agrupado utilizamos el test de Breusch-Pagan (1980). A un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ el p-value calculado es menor a dicho nivel, por tanto, podemos rechazar la hipótesis nula, es decir, el modelo de efectos aleatorios es relevante y es preferible usar esta estimación en vez del modelo agrupado (*pooled*).

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$l_{tm}[id,t] = Xb + u[id] + e[id,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
l _{tm}	1.489634	1.220506
e	.0854554	.2923275
u	.0812247	.2849995

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 4130.43
 Prob > chibar2 = 0.0000

Para analizar la utilidad de los modelos de efectos fijos sobre el de efectos aleatorios utilizamos el test de Hausman (1978). A un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ el *p-value* calculado es menor dicho nivel, entonces, rechazamos la hipótesis nula, es decir, la diferencia entre los coeficientes de efectos aleatorios y fijos sí es sistemática, por lo tanto, conviene usar el modelo de efectos fijos.

⁷ Para el diseño de panel no balanceado. En anexo A se encuentran resultados para el panel balanceado.

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) FE	(B) RE		
ldiasxcap	1.002255	.983975	.0182798	.006798
lstock	.3618995	.3791371	-.0172376	.0070643
zona	.0984801	.0459816	.0524985	.0039672

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtabond
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 183.16
Prob>chi2 = 0.0000

Tomando el modelo de efectos fijos, el Test modificado de Wald⁸ nos indica, a un nivel de significancia $\alpha = 0.05$, que podemos rechazar la hipótesis nula de varianza constante, por tanto, hay indicios de heterocedasticidad.

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

chi2 (1277) = 1.4e+32
Prob>chi2 = 0.0000

Embarcaciones de Acero y Madera en la zona Norte-Centro

Variable	(1) OLS_rob	(2a) RE	(2b) RE_1	(3a) FE	(3b) FE_1	(4) HT	(5a) AB1	(5b) AB2	(5c) AB3
Log del stock	0.4139** (0.0096)	0.3791** (0.0105)	0.3679** (0.0074)	0.3771** (0.0106)	0.0862** (0.0053)	0.3782** (0.0075)	0.3761** (0.0120)	0.3659** (0.0118)	0.3619** (0.0118)
Log del esfuerzo	0.9510** (0.0067)	0.9840** (0.0081)	0.9832** (0.0039)	0.9858** (0.0083)	1.0390** (0.0047)	0.9852** (0.0043)	0.9997** (0.0096)	1.0020** (0.0099)	1.0023** (0.0099)
Tipo de casco	-0.1525** (0.0165)	-0.1518** (0.0170)	-0.1654** (0.0135)	.	.	-0.1836** (0.0244)	.	.	.
Zona de pesca	0.0142 (0.0088)	0.0460** (0.0072)	0.0574** (0.0060)	0.0453** (0.0072)	0.0691** (0.0069)	0.0438** (0.0062)	0.0989** (0.0063)	0.0991** (0.0064)	0.0985** (0.0064)
Sistema refrig.	0.0430** (0.0152)	-0.0232 (0.0164)	-0.0061 (0.0184)	.	.	-0.0023 (0.0356)	.	.	.
Log captura(-1)*	-0.1601** (0.0081)	-0.1438** (0.0079)	-0.1390** (0.0079)
Intercepto	-6.1799** (0.1190)	-5.9289** (0.1211)	-5.7682** (0.0994)	-5.9930** (0.1176)	-2.1943** (0.0554)	-5.9096** (0.1011)	-6.8727** (0.1673)	-6.6266** (0.1562)	-6.5239** (0.1544)
n	1277	1277	1277	1277	1224	1277	1087	1087	1087
R ²	0.9269	.	.	0.8337
R ² _o	.	0.9265	0.9264	0.9248	0.9180
R ² _b	.	0.9175	0.9176	0.9154	0.9740
R ² _w	.	0.8337	0.8337	0.8337	0.8280
RMSE	0.3300	0.3320	0.3316	0.3450	0.3926	0.3315	0.4127	0.4030	0.3991
σ_u	.	0.2850	0.1512	0.3186	0.2402	0.3380	.	.	.

⁸ Para una discusión sobre esta prueba, consultar Greene, W. 2000. Econometric Analysis. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, p. 598.

Variable	(1) OLS_rob	(2a) RE	(2b) RE_1	(3a) FE	(3b) FE_1	(4) HT	(5a) AB1	(5b) AB2	(5c) AB3
σ_e	.	0.2923	0.2934	0.2923	0.3169	0.2923	.	.	.
ρ	.	0.4873	.	0.5430	.	0.5722	.	.	.
ρ_{ar}	.	.	0.1652	.	0.1652
ρ_{tov}	.	.	0.2098	.	0.3649
Sig2	0.0676	0.0683	0.0686
F	16737	.	.	14255	24322
p value	0.000	0.000	.	0.000	0.000
Chi2	.	62157	120056	.	.	91483	51378	50218	50261
p value	.	0.000	0.000	.	.	0.000	0.000	0.000	0.000
Sargan Test	6680	6672	6844
p value	0.000	0.000	0.000
t-Autocorrel. test order 1	-20,746	-21,389	-21,448
p value	0.000	0.000	0.000
t-Autocorrel. test order 2	-19,238	-18,85	-18,737
p value	0.000	0.000	0.000
t-Autocorrel. test order 3	17.184	17.466	17.497
p value	0.000	0.000	0.000
long term elasticity	0.324**	0.319**	0.317**
	(0.009)	(0.010)	(0.010)
instrumentos	43	63	80

* p<0.05; ** p<0.01

+ Logaritmo de captura en el periodo t-1

Primera fila-> Coeficientes de regresión β . Segunda fila en paréntesis-> Error estándar de β

Donde:

(1) Pooled OLS regression con cluster-robust standard errors -> OLS_rob

(2a) Random Effects regression -> RE

(2b) Random Effects regression con AR(1) error -> RE_1

(3a) Fixed Effects regression -> FE

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) error -> FE_1

(4) Hausman Taylor estimation con variables "Idiasxcap" y "Istock" potentially correlated with individual effects ->HT

(5a) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago ->AB1

(5b) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta dos rezagos ->AB2

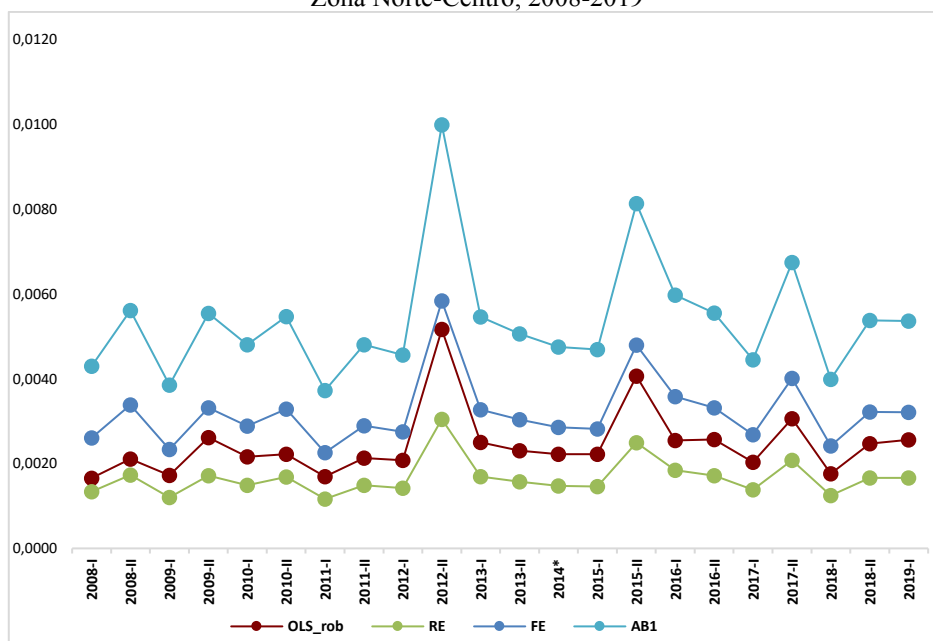
(5c) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta tres rezagos ->AB3

Se observa que, en general, la elasticidad captura stock no varía significativamente a través de los modelos analizados y es positiva y medianamente cercana a cero, a excepción del modelo de efectos fijos con errores autocorrelacionados de orden uno, donde es mucho menor. Asimismo, los modelos de efectos fijos y el de Hausman-Taylor presentan los menores errores cuadráticos medios del error. Por tanto, al analizar a las embarcaciones de acero y madera en conjunto, al aumentar en uno por ciento el stock disponible para captura ésta aumenta aproximadamente entre 0.35 y 0.40 por ciento.

Cabe mencionar que, al analizar el modelo panel dinámico de Arellano Bond, aunque no varía el coeficiente de elasticidad captura stock con respecto a los otros modelos, muestra p

valores menores a 5% para el test de Sargan y el de autocorrelaciones para las diferencias de los errores del primer al tercer orden, lo que implicaría estimadores no consistentes.

Gráfico 13. PERU: Coeficiente de Capturabilidad⁹ de Anchoveta para Embarcaciones de Acero y Madera en Zona Norte-Centro, 2008-2019



Donde:

OLS_rob -> Pooled OLS regression con cluster-robust standard errors

RE -> Random Effects regression

FE -> Fixed Effects regression

AB1 -> Instrumental Variables regression in First Difference model - Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago

4.2.2 Embarcaciones de Acero

Para ver si el modelo de efectos aleatorios es más adecuado que el *pooled* o agrupado para embarcaciones de acero utilizamos el test de Breusch-Pagan (1980). A un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ el *p-value* calculado es menor dicho nivel, por tanto, podemos rechazar la hipótesis nula, es decir, el modelo de efectos aleatorios es relevante y es preferible usar esta estimación en vez del modelo agrupado (*pooled*).

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$l_{tm}[id,t] = Xb + u[id] + e[id,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
l _{tm}	.8048186	.8971168
e	.0969065	.311298
u	.0089761	.0947425

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 1081.40

Prob > chibar2 = 0.0000

⁹ El coeficiente de capturabilidad (*q*) mide el nivel de tecnología de la extracción pesquera.

Para analizar la utilidad de los modelos de efectos fijos sobre el de efectos aleatorios aplicamos el test de Hausman (1978). A un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ el *p-value* calculado es menor dicho nivel, entonces, rechazamos la hipótesis nula, es decir, la diferencia entre los coeficientes de efectos aleatorios y fijos sí es sistemática, por lo tanto, conviene usar el modelo de efectos fijos.

	Coefficients			
	(b) FE	(B) RE	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
ldiasxcap	.8641981	.9278158	-.0636177	.012689
lstock	.5332386	.5546527	-.0214141	.0101587
zona	.0546821	.0201187	.0345635	.0061728

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtabond
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 240.09
 Prob>chi2 = 0.0000

Tomando el modelo de efectos fijos, el test modificado de Wald¹⁰ nos indica, a un nivel de significancia $\alpha = 0.05$, que podemos rechazar la hipótesis nula de varianza constante, por tanto, hay indicios de heterocedasticidad.

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
 in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

chi2 (573) = 6.7e+30
 Prob>chi2 = 0.0000

Embarcaciones de Acero

Variable	(1) OLS_rob	(2a) RE	(2b) RE_1	(3a) FE	(3b) FE_1	(4) HT	(5a) AB1	(5b) AB2	(5c) AB3
Log del stock	0.5555** (0.0103)	0.5547** (0.0104)	0.5220** (0.0108)	0.5479** (0.0120)	0.1667** (0.0092)	0.5481** (0.0114)	0.4773** (0.0128)	0.5377** (0.0126)	0.5332** (0.0126)
Log del esfuerzo	0.9325** (0.0094)	0.9278** (0.0101)	0.9384** (0.0062)	0.9294** (0.0137)	0.9873** (0.0087)	0.9293** (0.0074)	0.9225** (0.0151)	0.8635** (0.0128)	0.8642** (0.0130)
Zona de pesca	0.0184 (0.0103)	0.0201* (0.0088)	0.0382** (0.0081)	0.0144 (0.0100)	0.0495** (0.0102)	0.0137 (0.0084)	0.0567** (0.0097)	0.0551** (0.0094)	0.0547** (0.0094)
Sistema refrig	0.0606** (0.0155)	0.0498** (0.0159)	0.0420** (0.0153)	.	.	0.0396 (0.0216)	.	.	.
Log captura(-1)	-0.0233** (0.0047)	-0.0833** (0.0101)	-0.0798** (0.0101)
Intercepto	-8.2461** (0.1353)	-8.1851** (0.1325)	-7.8090** (0.1469)	-8.0899** (0.1311)	-3.0795** (0.0922)	-8.0889** (0.1532)	-6.8223** (0.1575)	-7.6783** (0.2000)	-7.5385** (0.1918)
n	573	573	573	573	558	573	471	471	471

¹⁰ Para una discusión sobre esta prueba, consultar Greene, W. 2000. Econometric Analysis. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, p. 598.

Variable	(1) OLS_rob	(2a) RE	(2b) RE_1	(3a) FE	(3b) FE_1	(4) HT	(5a) AB1	(5b) AB2	(5c) AB3
R ²	0.8623	.	.	0.7852
R ² _o	.	0.8623	0.8620	0.8615	0.8428
R ² _b	.	0.9331	0.9332	0.9328	0.9421
R ² _w	.	0.7851	0.7848	0.7852	0.7624
RMSE	0.3329	0.3331	0.3333	0.3341	0.3734	0.3334	0.3416	0.3488	0.3489
σ _u	.	0.0947	0.1049	0.1661	0.1905	0.1851	.	.	.
σ _e	.	0.3113	0.3108	0.3113	0.3534	0.3112	.	.	.
ρ	.	0.0848	.	0.2216	.	0.2613	.	.	.
ρ _{ar}	.	.	0.2011	.	0.2011
ρ _{rov}	.	.	0.1023	.	0.2251
Sig2	0.0797	0.0766	0.0767
F	6095	.	.	6497	7095
p value	0.000	.	.	0.000	0.000
Chi2	.	24686	37913	.	.	28444	22816	21968	21902
p value	.	0.000	0.001	.	.	0.000	0.000	0.000	0.000
Sargan Test	3236	3453	3475
p value	0.000	0.000	0.000
t-Autocorrel. test order 1	-14.752	-15.036	-15.084
p value	0.000	0.000	0.000
t-Autocorrel. test order 2	-12.071	-11.912	-11.865
p value	0.000	0.000	0.000
t-Autocorrel. test order 3	12.460	12.816	12.863
p value	0.000	0.000	0.000
long term elasticity	0.466**	0.4963**	0.4938**
	(0.0132)	(0.0122)	(0.0123)
instrumentos	43	62	80

* p<0.05; ** p<0.01

+ Variables captura y esfuerzo pesquero en el periodo t-1

Primera fila-> Coeficientes de regresión β. Segunda fila en paréntesis-> Error estándar de β

Donde:

(1) Pooled OLS regression con cluster-robust standard errors -> OLS_rob

(2a) Random Effects regression -> RE

(2b) Random Effects regression con AR(1) error -> RE_1

(3a) Fixed Effects regression -> FE

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) error -> FE_1

(4) Hausman Taylor estimation con variables "ldias" y "lstock" potentially correlated with individual effects ->HT

(5a) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago ->AB1

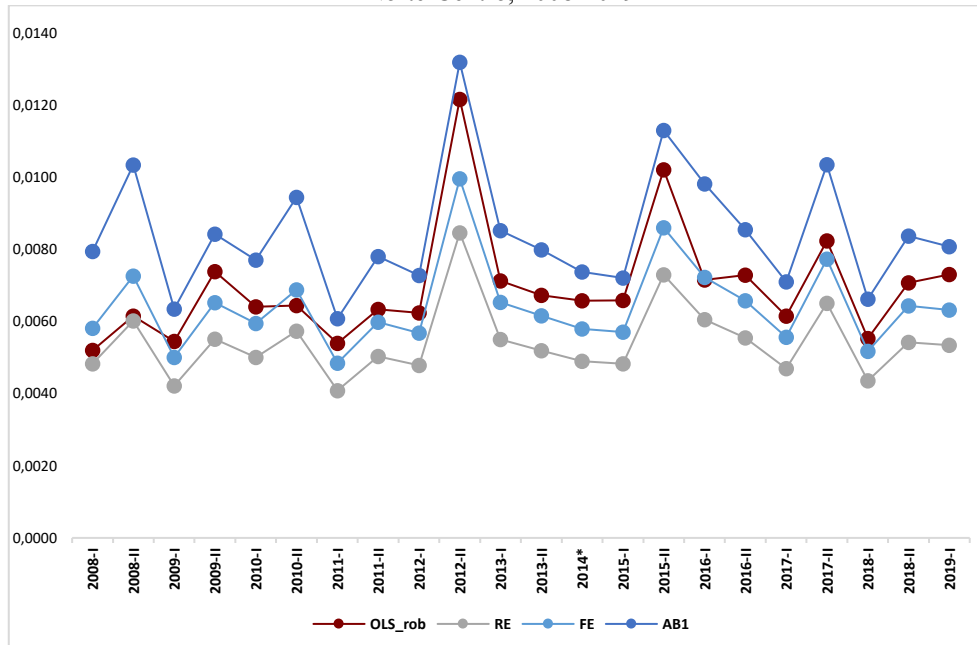
(5b) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta dos rezagos

(5c) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta tres rezagos

Se observa que, en general, la elasticidad captura stock no varía significativamente a través de los modelos analizados y es positiva y medianamente cercana a cero, a excepción del modelo de efectos fijos con errores autocorrelacionados de orden uno, donde es mucho menor. Asimismo, los modelos de efectos fijos y el de Hausman-Taylor presentan los menores errores cuadráticos medios del error. Por tanto, al analizar a las embarcaciones de acero, al aumentar en uno por ciento el stock disponible para captura ésta aumenta aproximadamente entre 0.52 y 0.57 por ciento.

Cabe mencionar que, al analizar el modelo panel dinámico de Arellano Bond, aunque no varía el coeficiente de elasticidad captura stock con respecto a los otros modelos, muestra p values menores a 5% para el test de sargan y el de autocorrelaciones para las diferencias de los errores del primer al tercer orden, lo que implicaría estimadores no consistentes.

Gráfico 14. PERU: Coeficiente de Capturabilidad de Anchoyeta para Embarcaciones de Acero en Zona Norte-Centro, 2008-2019



Donde:
 OLS_rob -> Pooled OLS regression con cluster-robust standard errors
 RE -> Random Effects regression
 FE -> Fixed Effects regression
 AB1 -> Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago

4.2.3 Embarcaciones de Madera

Para ver si el modelo de efectos aleatorios es más adecuado que el *pooled* o agrupado para embarcaciones de acero utilizamos el test de Breusch-Pagan (1980). A un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ el *p-value* calculado es menor dicho nivel, por tanto, podemos rechazar la hipótesis nula, es decir, el modelo de efectos aleatorios es relevante y es preferible usar esta estimación en vez del modelo agrupado (*pooled*).

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$l_{tm}[id,t] = Xb + u[id] + e[id,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
l _{tm}	.818911	.904937
e	.0718431	.2680356
u	.1351858	.3676763

Test: Var(u) = 0

$\chi^2_{(01)} = 3721.20$
 Prob > $\chi^2 = 0.0000$

Para analizar la utilidad de los modelos de efectos fijos sobre el de efectos aleatorios aplicamos el test de Hausman (1978). A un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ el *p-value* calculado es menor dicho nivel, entonces, rechazamos la hipótesis nula, es decir, la diferencia entre los coeficientes de efectos aleatorios y fijos sí es sistemática, por lo tanto, conviene usar el modelo de efectos fijos.

	Coefficients			
	(b) FE	(B) RE	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
ldiasxcap	1.075569	1.036388	.0391805	.0075179
lstock	.1927615	.2097386	-.0169771	.0100557
zona	.1327074	.0833634	.049344	.006114

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtabond
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 115.92
 Prob>chi2 = 0.0000

Tomando el modelo de efectos fijos, el test modificado de Wald¹¹ nos indica, a un nivel de significancia $\alpha = 0.05$, que podemos rechazar la hipótesis nula de varianza constante, por tanto, hay indicios de heterocedasticidad.

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
 in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

chi2 (705) = 3.2e+32
 Prob>chi2 = 0.0000

Embarcaciones de Madera

Variable	(1) OLS_rob	(2a) RE	(2b) RE_1	(3a) FE	(3b) FE_1	(4) HT	(5a) AB1	(5b) AB2	(5c) AB3
Log del stock	0.2857** (0.0137)	0.2097** (0.0128)	0.2119** (0.0099)	0.2090** (0.0125)	0.0532** (0.0068)	0.2098** (0.0099)	0.2044** (0.0207)	0.1955** (0.0203)	0.1928** (0.0202)
Log del esfuerzo	0.9689** (0.0093)	1.0364** (0.0102)	1.0298** (0.0049)	1.0372** (0.0102)	1.0661** (0.0052)	1.0369** (0.0051)	1.0685** (0.0152)	1.0751** (0.0154)	1.0756** (0.0153)
Zona de pesca	0.0064 (0.0149)	0.0834** (0.0090)	0.0840** (0.0088)	0.0841** (0.0087)	0.0957** (0.0093)	0.0816** (0.0089)	0.1342** (0.0079)	0.1340** (0.0079)	0.1327** (0.0079)
Sistema refrigeración	-0.2427** (0.0283)	-0.1376 (0.1002)	-0.1656 (0.1445)	.	.	-0.1695 (0.2170)	.	.	.

¹¹ Para una discusión sobre esta prueba, consultar Greene, W. 2000. *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, p. 598.

Variable	(1) OLS_rob	(2a) RE	(2b) RE_1	(3a) FE	(3b) FE_1	(4) HT	(5a) AB1	(5b) AB2	(5c) AB3
Log. captura(-1)	-0.1477**	-0.1356**	-0.1320**
							(0.0126)	(0.0127)	(0.0128)
Constant	-4.4209**	-3.8343**	-3.8218**	-3.8339**	-1.7815**	-3.8375**	-4.4305**	-4.3220**	-4.2694**
	(0.1571)	(0.1413)	(0.1312)	(0.1376)	(0.0774)	(0.1310)	(0.2616)	(0.2515)	(0.2492)
n	705	705	705	705	667	705	616	616	616
R ²	0.8731	.	.	0.8725
R ² _o	.	0.8715	0.8716	0.8714	0.8724
R ² _b	.	0.7577	0.7577	0.7577	0.9000
R ² _w	.	0.8725	0.8725	0.8725	0.8724
RMSE	0.3225	0.3273	0.3266	0.3274	0.3483	0.3273	0.3498	0.3492	0.3485
σ _u	.	0.3677	0.1776	0.3827	0.2124	0.2859	.	.	.
σ _e	.	0.2680	0.2719	0.2680	0.2800	0.2680	.	.	.
ρ	.	0.6530	.	0.6709	.	0.5324	.	.	.
ρ _{ar}	.	.	0.1147	.	0.1147
ρ _{rov}	.	.	0.2990	.	0.3651
Sig2	0.0639	0.0646	0.0648
F	8129	.	.	10498	19407
p value	0.000	.	.	0.000	0.000
Chi2	.	31940	65979	.	.	62725	38172	36520	36612
p value	.	0.000	0.000	.	.	0.000	0.000	0.000	0.000
Sargan Test	3334	3380	3427
p value	0.000	0.000	0.000
t-Autocorrel. test order 1	-14.779	-15.104	-15.111
p value	0.000	0.000	0.000
t-Autocorrel. test order 2	-14.475	-14.231	-14.139
p value	0.000	0.000	0.000
t-Autocorrel. test order 3	12.516	12.524	12.551
p value	0.000	0.000	0.000
long term elasticity	0.1781**	0.1721**	0.1702**
	(0.0171)	(0.0170)	(0.0169)
instrumentos	43	62	80

* p<0.05; ** p<0.01

+ Variables captura y esfuerzo pesquero en el periodo t-1

Primera fila-> Coeficientes de regresión β. Segunda fila en paréntesis-> Error estándar de β

Donde:

(1) Pooled OLS regression con cluster-robust standard errors -> OLS_rob

(2a) Random Effects regression -> RE

(2b) Random Effects regression con AR(1) error -> RE_1

(3a) Fixed Effects regression -> FE

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) error -> FE_1

(4) Hausman Taylor estimation con variables "ldias" y "lstock" potentially correlated with individual effects ->HT

(5a) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago

(5b) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta dos rezagos

(5c) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta tres rezagos

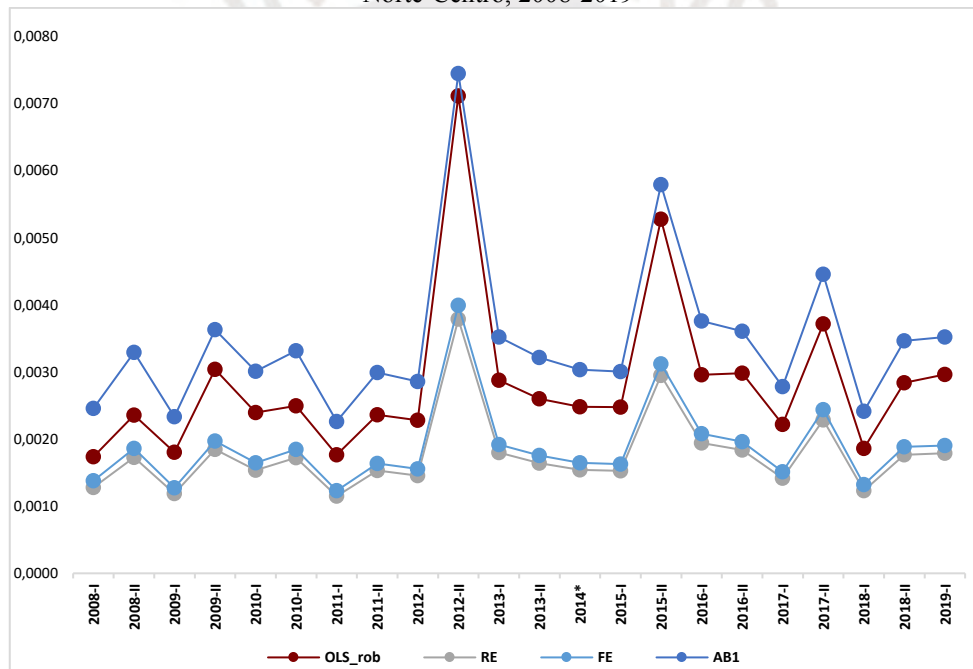
Se observa que, en general, la elasticidad captura stock no varía significativamente a través de los modelos analizados y es positiva y medianamente cercana a cero, a excepción del modelo de efectos fijos con errores autocorrelacionados de orden uno, donde es mucho menor. Asimismo, los modelos de efectos fijos y el de Hausman-Taylor presentan los menores errores cuadráticos medios del error. Por tanto, al analizar a las embarcaciones de

madera, al aumentar en uno por ciento el stock disponible para captura ésta aumenta aproximadamente entre 0.18 y 0.23 por ciento.

Cabe mencionar que, al analizar el modelo panel dinámico de Arellano Bond, aunque no varía el coeficiente de elasticidad captura stock con respecto a los otros modelos, muestra p values menores a 5% para el test de sargan y el de autocorrelaciones para las diferencias de los errores del primer al tercer orden, lo que implicaría estimadores no consistentes.

Por otro lado, no se encontró diferencias significativas entre las elasticidades captura-stock y captura-esfuerzo al evaluar los modelos panel por zonas de pesca (norte o centro¹²).

Gráfico 15. PERU: Coeficiente de Capturabilidad de Anchoveta para Embarcaciones de Madera en Zona Norte-Centro, 2008-2019



Donde:

OLS_rob -> Pooled OLS regression con cluster-robust standard errors

RE -> Random Effects regression

FE -> Fixed Effects regression

AB1 -> Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago

4.3 Resumen¹³

	(1)	(2a)	(2b)	(3a)	(3b)	(4)	(5a)	(5b)	(5c)
Variable	OLS_rob	RE	RE_1	FE	FE_1	HT	AB1	AB2	AB3
General+									
stock	0.4139** (0.0096)	0.3791** (0.0105)	0.3679** (0.0074)	0.3771** (0.0106)	0.0862** (0.0053)	0.3782** (0.0075)	0.3761** (0.0120)	0.3659** (0.0118)	0.3619** (0.0118)
esfuerzo	0.9510**	0.9840**	0.9832**	0.9858**	1.0390**	0.9852**	0.9997**	1.0020**	1.0023**

¹² Las estimaciones por zona de pesca se muestran en Anexo B

¹³ Para el diseño de panel no balanceado. En anexo A se encuentran resultados para el panel balanceado.

Variable	(1) OLS_rob	(2a) RE	(2b) RE_1	(3a) FE	(3b) FE_1	(4) HT	(5a) AB1	(5b) AB2	(5c) AB3
	(0.0067)	(0.0081)	(0.0039)	(0.0083)	(0.0047)	(0.0043)	(0.0096)	(0.0099)	(0.0099)
n	1277	1277	1277	1277	1224	1277	1087	1087	1087
F	16737	.	.	14255	24322
p value	0.000	0.000	.	0.000	0.000
Chi2	.	62157	120056	.	.	91483	51378	50218	50261
p value	.	0.000	0.000	.	.	0.000	0.000	0.000	0.000
RMSE	0.3300	0.3320	0.3316	0.3450	0.3926	0.3315	0.4127	0.4030	0.3991
stock	0.5555** (0.0103)	0.5547** (0.0104)	0.5220** (0.0108)	0.5479** (0.0120)	0.1667** (0.0092)	0.5481** (0.0114)	0.4773** (0.0128)	0.5377** (0.0126)	0.5332** (0.0126)
esfuerzo	0.9325** (0.0094)	0.9278** (0.0101)	0.9384** (0.0062)	0.9294** (0.0137)	0.9873** (0.0087)	0.9293** (0.0074)	0.9225** (0.0151)	0.8635** (0.0128)	0.8642** (0.0130)
Acero									
n	573	573	573	573	558	573	471	471	471
F	6095	.	.	6497	7095
p value	0.000	.	.	0.000	0.000
Chi2	.	24686	37913	.	.	28444	22816	21968	21902
p value	.	0.000	0.000	.	.	0.000	0.000	0.000	0.000
RMSE	0.3329	0.3331	0.3333	0.3341	0.3734	0.3334	0.3416	0.3488	0.3489
stock	0.2857** (0.0137)	0.2097** (0.0128)	0.2119** (0.0099)	0.2090** (0.0125)	0.0532** (0.0068)	0.2098** (0.0099)	0.2044** (0.0207)	0.1955** (0.0203)	0.1928** (0.0202)
esfuerzo	0.9689** (0.0093)	1.0364** (0.0102)	1.0298** (0.0049)	1.0372** (0.0102)	1.0661** (0.0052)	1.0369** (0.0051)	1.0685** (0.0152)	1.0751** (0.0154)	1.0756** (0.0153)
Madera									
n	705	705	705	705	667	705	616	616	616
F	8129	.	.	10498	19407
p value	0.000	.	.	0.000	0.000
Chi2	.	31940	65979	.	.	62725	38172	36520	36612
p value	.	0.000	0.000	.	.	0.000	0.000	0.000	0.000
RMSE	0.3225	0.3273	0.3266	0.3274	0.3483	0.3273	0.3498	0.3492	0.3485

* p<0.05; ** p<0.01

+ Referido a embarcaciones de acero y madera en la zona Norte-Centro

Primera fila-> Coeficientes de regresión β . Segunda fila en paréntesis-> Error estándar de β

Donde:

(1) Pooled OLS regression con cluster-robust standard errors -> OLS_rob

(2a) Random Effects regression -> RE

(2b) Random Effects regression con AR(1) error -> RE_1

(3a) Fixed Effects regression -> FE

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) error -> FE_1

(4) Hausman Taylor estimation con variables "ldias" y "lstock" potentially correlated with individual effects ->HT

(5a) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago.

(5b) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta dos rezagos.

(5c) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta tres rezagos.

5. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

En este estudio analizamos los determinantes de la captura de anchoveta en la zona Norte-Centro del Perú mediante su relación con el stock, entendido como biomasa disponible para pesca, y el esfuerzo pesquero por tipo de embarcación y zona de pesca para el período 2008-2019 por temporadas de pesca, estimando la elasticidad-stock de la captura mediante

modelos de regresión para datos panel como el agrupado (*pooled*), el de efectos aleatorios y el de efectos fijos. Dentro de los modelos de efectos fijos se utilizaron los métodos de estimación Hausman-Taylor (para considerar variables exógenas invariantes en el tiempo) y de Arellano-Bond (para modelos panel dinámicos).

Como complemento al análisis se estimó la elasticidad-esfuerzo de la captura. Se compararon las estimaciones de estos modelos utilizando como variables de segmentación el tipo de casco (acero o madera) de embarcaciones pesqueras autorizadas a pescar anchoveta para consumo humano indirecto y la zona de pesca (norte o centro) donde las embarcaciones mayormente realizaron actividades pesqueras en el período de análisis.

También se analizaron los modelos introduciendo como variables exógenas, además del stock y el esfuerzo pesquero, el tipo de embarcación, la zona de pesca y si utiliza sistema de refrigeración. Se analizó la validez del modelo de efectos fijos por entre el de efectos aleatorios o el agrupado (*pooled*), considerando que los modelos de regresión con efectos fijos ayudan a reducir el problema de endogeneidad. Se observa que los resultados son robustos a distintas especificaciones del modelo y no difieren al usar estos parámetros con enfoque dinámico.

El stock pesquero tiene un efecto positivo y medianamente cercano a cero sobre la captura de especies pelágicas como la anchoveta, en el que muchos peces nadan juntos pareciendo actuar como un solo organismo (*schooling behavior*), en concordancia con la literatura al respecto. El efecto del stock para embarcaciones de acero es mayor que para las de madera. Esto debido a que las embarcaciones de acero, pese a ser menor en flota que las de madera, suelen tener una mayor capacidad de bodega o utilizar mejores sistemas de preservación o refrigeración que las de madera, por tanto un aumento del stock disponible contribuye a un mayor incremento en sus niveles de captura que las de madera.

Complementariamente, el esfuerzo pesquero, medido como número de días de pesca por capacidad de bodega, tiene un efecto positivo y cercano a uno sobre la captura de anchoveta, acorde con la literatura al respecto. Esto debido a que el número de días muestra altos coeficientes de correlación lineal con las capturas tanto para embarcaciones de acero, madera, embarcaciones que pescaron mayormente en la zona Norte o Centro. No se observan

diferencias significativas entre las elasticidades-esfuerzo de las capturas para embarcaciones de acero y madera y entre embarcaciones que pescan mayormente en la zona Norte o Centro.

Se recomienda extender el estudio sobre gestión pesquera a determinación de modelos con enfoque de equilibrio bioeconómico (Gordon 1954, Hanesson 1983) en los cuales fuerzas económicas y biológicas actúan hasta un balance simultáneo en una pesquería, considerando por ejemplo precios, costos por unidad de esfuerzo y coeficientes de capturabilidad. O enfocados al análisis de políticas de gestión pesquera cuyo interés es el estudio del impacto de las reformas en su gestión, como por ejemplo los sistemas de cuotas individuales transferibles y su relación con la estructura del mercado y el comportamiento de las empresas pesqueras.

Natividad (2016) analizó el impacto de la implementación de cuotas individuales en 2009 para la pesquería peruana de anchoveta sobre la productividad entre empresas y precios de mercado y encontró que el sistema de cuotas no incrementó la productividad de empresas o de embarcaciones. Más bien, un gran aumento de los precios de anchoveta favoreció a las empresas extractivas a través de mayores ingresos, consistentes con operaciones industriales más ordenadas que reducen el exceso de oferta y un aumento en el poder de negociación de las empresas de extracción con respecto a las de procesamiento, dos mecanismos promulgados por el régimen de cuotas individuales.

BIBLIOGRAFÍA

- Agüero, M. 2007. Alternativas de medición y gestión de la capacidad y esfuerzo pesquero en América Latina y el Caribe. Centro Interamericano para el Desarrollo de Ecosistemas Sustentables (ICSSED). Santiago, Chile.
- Anderson, L.G., 2000. Selection of a property rights management system. In: Shotton, R. (Ed.). Use of Property Rights in Fisheries Management. FAO Fisheries Technical Paper 404/2, Food and Agriculture Organization of the United Nations, Rome.
- Anderson, T., and C. Hsiao. 1981. "Estimation of Dynamic Models with Error Components." *Journal of the American Statistical Association*, 76, pp. 598–606.
- Anderson, T., and C. Hsiao. 1982. "Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data." *Journal of Econometrics*, 18, pp. 67–82.
- Annala, J. H., Sullivan, K. J., and Hore, A. J. 1991. Management of multispecies fisheries in New Zealand by individual transferable quotas. *ICES Marine Science Symposia*, 193: 321–329.
- Arellano, M., and S. Bond. 1991. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations." *Review of Economics Studies*, 58, pp. 277–297.
- Arellano, M., and O. Bover. "Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error Components Models." *Journal of Econometrics*, 68, 1, 1995, pp. 29–52.
- Arnason, R. 1990. Minimum information in management in fisheries. *Canadian Journal of Economics*, 23: 630–653.
- Arnason, R. 1999. Advances in ITQ fisheries management. In: Arnason, R., Gissurarson, H.H. (Eds.) *Individual Transferable Quotas in Theory and Practice*. The University of Iceland Press, Reykjavik.
- Arnason, R. 2000. Property rights as a means of economic organization. In: Shotton R. (Ed.). *Use of Property Rights in Fisheries Management*, FAO Fisheries Technical Paper 404/1, Roma.
- Arnason, R. 2007a. Advances in property rights-based fisheries management: an introduction. *Marine Resource Economics*, 22: 335–346.
- Arnason, R. 2007b. *Loss of Economic Rents in the Global Fishery*. Aquatic Living Resources. Reikiavik: Department of Economics-University of Iceland
- Arnason, R. 2008. Iceland's ITQ system creates new wealth. *Electron. J. Sustain. Dev.* 1(2), 36-41.¹

- Aranda, M. 2009. Developments on fisheries management in Peru: The new individual vessel quota system for the anchoveta fishery - *Fisheries Research*, 96: 308-312.
- Armstrong, C., and Sumaila, U. R. 2001. Optimal allocation of TAC and the implications of implementing an ITQ management system for the North-East Arctic cod. *Land Economics*, 77: 350–359.
- Baltagi, B. *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd ed. New York: John Wiley and Sons, 2005.
- Basch, M., Peña, J. y Dufey H. 1999. Economies of Scale and Stock-dependence in Pelagic Harvesting: The Case of Northern Chile. *Cuadernos de Economía*, Año 36 No. 108 pp. 841-873.
- Bell F.W. 1972. Technological Externalities and Common Property Resources: An Empirical Study of the U.S. Northern Lobster Fishery. *Journal of Political Economy*. 80: 148-158.
- Bjørndal, T. 1987. Production Economics and Optimal Stock Size in a North Atlantic Fishery. *Scandinavian Journal of Economics* 89:145–64.
- Breusch, T., and A. Pagan. 1980. “The LM Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics.” *Review of Economic Studies* 47 pp. 239–254.
- Bouchon, M., Cahuín, S., Díaz, E. y Ñiquen, M. 2000. Captura y Esfuerzo de la Pesquería de Anchoveta Peruana. *Boletín IMARPE* 19(1-2): 109-115.
- Boyce, J. R. 2004. Instrument choice in a fishery. *Journal of Environmental Economics and Management*, 47: 183–206.
- Butterworth, D.S. 1981. The Value of Catch-Statistics-Based Management Techniques for Heavily Fished Pelagic Stocks, with Special Reference to the Recent Decline of the Southwest African Pilchard Stock. *Applied Operations Research in Fishing*, NATO Conference Series II, K. Haley, ed., Volume 10, pp. 441–464. London, UK: Plenum Press.
- Chavez, C., Gonzalez, N., and Salgado, H. 2008. ITQs under ilegal fishing: an application to the red shrimp fishery in Chile. *Marine Policy*, 32: 570–579.
- Clayden, A.D. 1972. Simulation of the Changes in Abundance of Cod (*Gadus morhua* L.) and the Distribution of Fishing in the North Atlantic. *Fisheries Investigations Ser. II*. Vol.27. Her Majesty’s Stationery Office, London. 58 p.
- Comisión Europea. 2009. “Green Paper Reform of the Common Fisheries Policy”, COM (2009) 163 final. Bruselas, Bélgica.

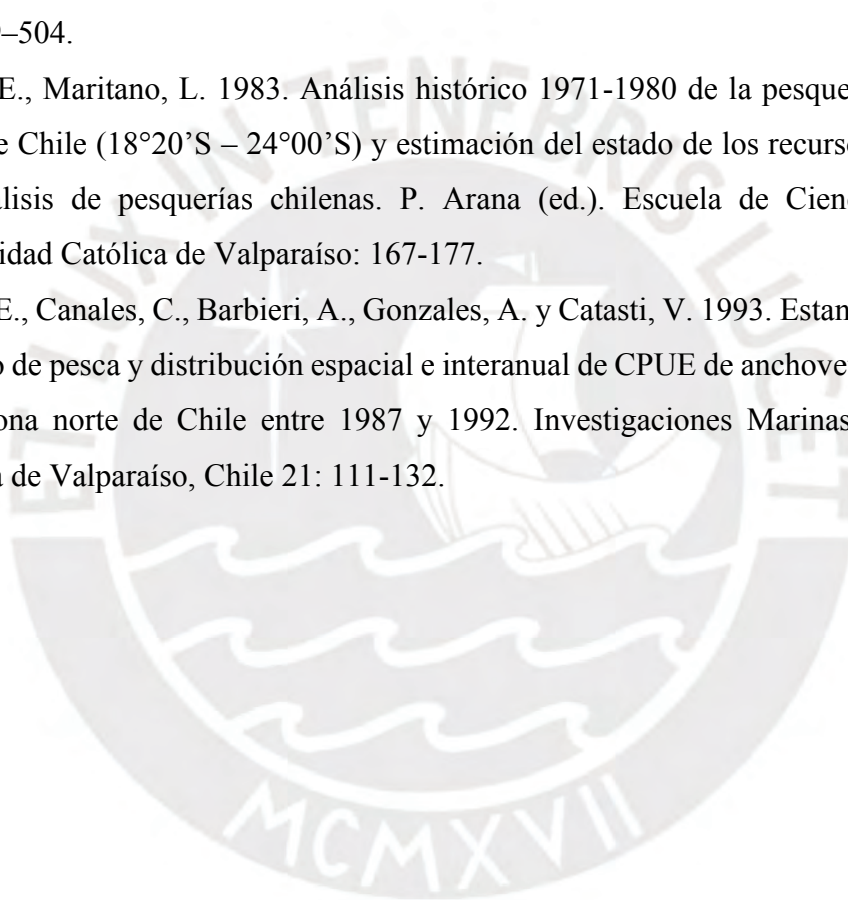
- Consejo de la Unión Europea. 2003. Reglamento (CE) N° 1954/2003 del 4 de noviembre de 2003 sobre la gestión del esfuerzo pesquero en lo que respecta a determinadas zonas y recursos pesqueros.
- Cordo, H. D. 2001. Estandarización del esfuerzo de pesca ejercido sobre el abadejo en aguas argentinas. Período 1986-1996. Revista Invest. Desarr. Pesq. N° 14:57-58. Mar del Plata, Argentina.
- Costello, C., Gaines, S. D., and Lynham, J. 2008. Can catch shares prevent fisheries collapse? Science, 321: 1678–1681.
- Cubillos, L., Canales, M., Hernández, A., Bucarey, D., Vilugrón, L. y Miranda, L. 1998. Poder de pesca, esfuerzo de pesca y cambios estacionales e interanuales en la abundancia relativa de *Strangomera bentincki* y *Engraulis ringens* en el área frente a Talcahuano, Chile (1990-97).
- Ekerhovd, N. y Gordon D. 2013. Catch, Stock Elasticity, and an Implicit Index of Fishing Effort. Marine Resource Economics, Vol. 28, No. 4 (January 2013), pp. 379-395.
- FAO. 1971. Manual de Métodos para la Evaluación de las Poblaciones de Peces.
- FAO. 1993. Introducción a la dinámica de poblaciones de peces.
- FAO. 2005. Guía del administrador pesquero. Medidas de ordenación y su aplicación.¹
- FAO. 2007. Capacidad de pesca y manejo pesquero en América Latina y el Caribe.
- FAO. 2013. Orientaciones Técnicas para la Pesca Responsable.
- FAO. 2014. El estado mundial de la pesca y la acuicultura.
- Flaaten, O. 1987. Seasonally Varying Stock Availability and Product Functions in Lofoten Fishing. EP7005/1–87, FORUT, University of Tromsø. Norway. 49 pp.
- Freon P. y Misund O.A. (1999). Dynamics of pelagic fish distribution and behaviour: Effects on fisheries and stock assessment. Oxford. 348 pp.
- Gonzales, F. 2012. Modelos de gestión de la política pesquera comunitaria: Un proceso histórico. Revista FACES, Universidad Nacional de Mar del Plata. Argentina, N° 38-39, pp. 103 – 132.
- Gordon, H.S. 1954. The Economic Theory of a Common-Property Resource: The Fishery. The Journal of Political Economy, Vol. 62, Nro 2, pp. 124-142
- Grafton, R. Q. 1996. Experiences with individual transferable quotas: an overview. Canadian Journal of Economics, 29: 135–138.
- Grafton, R. Q., Squires, D. and Fox, K. 2000. Private property and economic efficiency: a study of a common-pool resource. Journal of Law and Economics, 43: 679–713.
- Greene William H. 2012. Econometric Analysis. Pearson Education Limited. England.

- Gulland, J. A. 1971. Manual de Métodos para la Evaluación de las Poblaciones de Peces. Manuales de la FAO de Ciencias Pesqueras. Zaragoza, España. Editorial Acribia, 164 pp.
- Hamon, K., Thebaud, O., Frusher, S., and Little, L. R. 2009. A retrospective analysis of the effects of adopting ITQs in the Tasmanian rock lobster fishery. *Aquatic Living Resources*, 22: 549–558.
- Hanesson, R. 1974. *Economics of Fisheries: Some Problems of Efficiency*. Studentlitteratur, Lund. 142p.
- Hannesson, R. 1983. Bioeconomic Production Function in Fisheries: Theoretical and Empirical Analysis. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 40:968–82.
- Hanesson, R. 1993. *Bioeconomic Analysis of Fisheries*. Oxford, UK: Fishing News Books.
- Hausman, J. 1978. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46, pp. 1251–1271.
- Hausman, J., and W. Taylor. 1981. “Panel Data and Unobservable Individual Effects.” *Econometrica*, 49, pp. 1377–1398.
- Hersoug, B., Holm, P., and Raanes, S. A. 2000. The missing T. Path dependency within an individual vessel quota system – the case of Norwegian cod fisheries. *Marine Policy*, 24: 319–330.
- IMARPE. 1974. Informe de la Cuarta Sesión del Panel de Expertos de la Evaluación del Stock de Anchoveta Peruana. *Bol. Inst. Mar. Perú* 2 (10).
- IMARPE. 2011. Evaluación hidroacústica de la distribución y biomasa de recursos pelágicos frente a la costa peruana. Años 2002, 2003, 2004. Informe ISSN 0378-7702, Vol. 36, N°1-2.
- IMARPE. 2011a. Protocolo técnico para la evaluación acústica de las áreas de distribución y abundancia de recursos pelágicos en el mar peruano. Versión 2009. Informe ISSN 0378-7702, Vol. 36, N°1-2.
- Instituto de Fomento Pesquero (IFOP), Chile. 1995. Evaluación de la pesquería y del stock de bacalao de profundidad al sur del paralelo 47°LS.
- Jennings, S., Kaiser, M.J. y Reynolds, J.D. 2001. *Marine Fisheries Ecology*. Oxford, UK: Blackwell Publishing.
- Jul-Larsen, E., Kolding, J., Overå, R., Nielsen, J.R., y Van Zwieten, P.A. 2003. Management, Co-Management or No Management? Major Dilemmas in Southern African Freshwater Fisheries. *FAO Fisheries Technical Paper* 426/1&2, Rome.

- Kuramoto, J. 2005. El cluster pesquero de Chimbote: Acción conjunta limitada y la tragedia de los recursos colectivos. Lima; GRADE (Documento de trabajo, 48).
- Kulmala, S., Peltomäki, H., Lindroos, M., Sođerkuntahti, P., and Kuikka, S. 2007. Individual transferable quotas in the Baltic Sea herring fishery: a socio-bioeconomic analysis. *Fisheries Research*, 84: 368–377.
- Laurec, A. y Le Guen, J.C. 1981. *Dynamique des populations marines exploitées. Tome I. Concepts et Modeles. Rapports Scientifiques et Techniques N° 45.* Centre National pour l'Exploitation des Oceans. 118 pp.
- Le Pape, O. L., Vigneau, J. 2001. The influence of vessel size and fishing strategy on the fishing effort for multispecies fisheries in the Northwestern France. *ICES Journal of Marine Science* 58:1232-1242.
- Marchal, P., Little L. R. and The'baud O., 2011. Quota allocation in mixed fisheries: a bioeconomic modelling approach applied to the Channel flatfish fisheries. *ICES Journal of Marine Science*, 68: 1580–1591.
- May, R.M. 1984. *Exploitation of Marine Communities. Report on the Dahlem Workshop on Exploitation of Marine Communities.* Berlin, April 1–6. Berlin: Springer Verlag.
- Mundlak, Y. 1978. “On the Pooling of Time Series and Cross Sectional Data.” *Econometrica*, 56, pp. 69–86.
- Natividad, G. 2016. Quotas, Productivity and Prices: The Case of Anchovy Fishing (Spring 2016). *Journal of Economics & Management Strategy*, Vol. 25, Issue 1, pp. 220-257.
- Neis, B., Schneider, D.C., Felt, L., Haedrich, R.L., Fischer, J. y Hutchings, J.A. 1999. Fisheries Assessment: What Can be Learned from Interviewing Resource Users? *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 56(10):1949–963.
- OCDE (1997), *Vers des pêcheries durables. Aspects économiques de la gestion des ressources marines vivantes*, París.
- OCDE (2000), *Transition to responsible fisheries: statement by the OECD Committee for Fisheries.* Paris.
- Paredes, C., Gutiérrez, M. 2008. “La industria anchovetera peruana: costos y beneficios. Un análisis de su evolución reciente y de los retos para el futuro”. Estudio preparado por encargo del Banco Mundial al Instituto del Perú de la Universidad de San Martín de Porres.
- Paredes, C. 2012. “Eficiencia y Equidad en la pesca peruana: La reforma y los derechos de pesca”. Instituto del Perú.

- Peña-Torres, J., Vergara, S., 2002. Debates sobre cuotas individuales transferibles: ¿“Privatizando” el mar?, ¿subsidios?, ¿muerte anunciada de la pesca extractiva en Chile? EconPapers. <<http://econpapers.repec.org/paper/ilailades/inv138.htm>>.
- Peña-Torres, J., Agostini, C., Vergara, S., 2007. Fish stock endogeneity in a harvest function: El Niño effect on the Chilean Jack-mackerel fishery. Rev. Análisis Económ. 22 (2), 75-99.
- Perotta, Ricardo G., Lasta, Carlos A. y Aubone Anibal. 1998. Análisis de la estratificación empleada en campañas de evaluación de recursos demersales costeros en la zona común de pesca argentino-uruguaya y en el Rincón. INIDEP. Inf. Tec. 21; 11-27. 1998.
- PRODUCE. 2007. Informe final de evaluación y propuestas acerca de la pesquería industrial de anchoveta, Comisión especial, Resolución Ministerial 215-2006-PRODUCE, Noviembre del 2007, Lima.
- PRODUCE. 2008. Decreto legislativo N° 1084: Ley sobre Límites Máximos de Captura por Embarcación (LMCE).
- PRODUCE. 2008a. Preguntas y respuestas sobre el Decreto legislativo N° 1084, Ley sobre Límites Máximos de Captura por Embarcación.
- PRODUCE. 2010. “Resultados de la aplicación del D. Leg. N° 1084, correspondiente a la 2da temporada de pesca 2009, en la zona Norte-Centro”.
- PRODUCE. 2020. Anuario Estadístico Pesquero y Acuícola 2019. Lima.
- Scott, A. 1988. Conceptual Origins of Rights Based Fishing. In: Neher, P., Arnason, R., Mollet, N. (Eds.), Rights Based Fishing. NATO ASI Series, Series E: Applied Sciences, vol. 169, Kluwer Academic Publisher, Dordrecht.
- Schaefer, M.B. 1954. Some aspects of the Dynamics of Populations important to the Management of Commercial Marine Species. Inter-American Tropical Tuna Commission Bulletin 1:27-56.
- Schaefer, M. B. 1957. Some Considerations of Population Dynamics and Economics in Relation to the Management of Marine Species. Journal of the Fisheries Research Board of Canada 14:669–81.
- Shimada, B. M. y Schaefer, M. B. 1956. Estudios sobre los cambios en el esfuerzo de pesca, abundancia y rendimiento del atún aleta amarilla y barrilete en el océano pacífico oriental tropical. Comisión Interamericana del Atún Tropical (CIAT). Bol. 1 (7) 347-469.
- Simmonds J. y McLennan D. (2005) Fisheries Acoustics: Theory and Practice. Blackwell. 437 pp.

- Standal, D., Aarset, B., 2008. The IVQ regime in Norway: a stable alternative to an ITQ regime? *Mar. Pol.* 32, 663-668.
- The'baud, O., Boncoeur, J., and Berthou, P. 2007. Regulating access to marine fisheries in the coastal zone: key issues. AMURE Working Paper, D22-2007.
- Tomkins, J.M. y Butlin. J.A. 1975. A Theoretical and Empirical Approach to Fisheries Economics. *Journal of Agricultural Economics.* 26: 105-125.
- Ulltang, Ø. 1980. Factors Affecting the Reaction of Pelagic Fish Stock to Exploitation and Requiring a New Approach to Assessment and Management. *Rapports et Procès Verbaux des Réunions du Conseil International pour l'Exploration de la Mer (ICES)* 177:489-504.
- Yañez, E., Maritano, L. 1983. Análisis histórico 1971-1980 de la pesquería de la zona Norte de Chile (18°20'S – 24°00'S) y estimación del estado de los recursos explotados. En: análisis de pesquerías chilenas. P. Arana (ed.). Escuela de Ciencias del Mar, Universidad Católica de Valparaíso: 167-177.
- Yañez, E., Canales, C., Barbieri, A., Gonzales, A. y Catasti, V. 1993. Estandarización del esfuerzo de pesca y distribución espacial e interanual de CPUE de anchoveta y de sardina en la zona norte de Chile entre 1987 y 1992. *Investigaciones Marinas, Universidad Católica de Valparaíso, Chile* 21: 111-132.



ANEXO A: REGRESIÓN PANEL BALANCEADO

A.1 Embarcaciones de Acero y Madera en zona Norte-Centro

(1) Pooled OLS regression con errores estándar robustos

```

Linear regression                               Number of obs   =    5,060
                                                F(5, 229)      =   4553.93
                                                Prob > F       =    0.0000
                                                R-squared      =    0.9187
                                                Root MSE      =    .31834
    
```

(Std. Err. adjusted for 230 clusters in id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lstock	.5351084	.0147834	36.20	0.000	.5059795	.5642374
ldiasxcap	.9198573	.0132044	69.66	0.000	.8938396	.945875
casco	-.0899952	.034136	-2.64	0.009	-.1572561	-.0227343
zona	-.0061669	.014152	-0.44	0.663	-.0340518	.0217179
refrig	.0660556	.0201897	3.27	0.001	.0262743	.105837
_cons	-7.71024	.1748149	-44.11	0.000	-8.054692	-7.365789

(2a) Random Effects regression con errores estándar robustos

```

Random-effects GLS regression                 Number of obs   =    5,060
Group variable: id                          Number of groups =     230

R-sq:                                        Obs per group:
  within = 0.8173                            min =          22
  between = 0.9770                            avg =          22.0
  overall = 0.9187                            max =          22
    
```

```

corr(u_i, X) = 0 (assumed)                    Wald chi2(5)    = 22950.42
                                                Prob > chi2     =    0.0000
    
```

(Std. Err. adjusted for 230 clusters in id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lstock	.5298725	.0161553	32.80	0.000	.4982088	.5615363
ldiasxcap	.9255971	.0144658	63.99	0.000	.8972448	.9539495
casco	-.0941677	.035385	-2.66	0.008	-.163521	-.0248144
zona	.0062634	.0109155	0.57	0.566	-.0151305	.0276574
refrig	.0616436	.0208661	2.95	0.003	.0207469	.1025404
_cons	-7.684248	.1820396	-42.21	0.000	-8.041039	-7.327457
sigma_u	.11988768					
sigma_e	.2951156					
rho	.14165353	(fraction of variance due to u_i)				

Test del Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan para heterocedasticidad

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$l_{tm}[id,t] = Xb + u[id] + e[id,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ltm	1.245222	1.115895
e	.0870932	.2951156
u	.0143731	.1198877

Test: Var(u) = 0

$\chi^2_{(01)} = 1033.89$
 Prob > $\chi^2 = 0.0000$

(2b) Random Effects regression con AR(1) error

```

RE GLS regression with AR(1) disturbances      Number of obs   =    5,060
Group variable: id                          Number of groups =    230

R-sq:                                         Obs per group:
  within = 0.8173                             min =          22
  between = 0.9768                            avg =         22.0
  overall = 0.9185                             max =          22

corr(u_i, Xb) = 0 (assumed)                  Wald chi2(6)    =   33385.85
                                                Prob > chi2     =    0.0000
    
```

ltm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lstock	.511028	.0129871	39.35	0.000	.4855737 .5364824	
ldiasxcap	.9337661	.0076377	122.26	0.000	.9187965 .9487356	
casco	-.1012706	.0250536	-4.04	0.000	-.1503747 -.0521665	
zona	.0229862	.0099548	2.31	0.021	.0034752 .0424972	
refrig	.0559435	.0221222	2.53	0.011	.0125849 .0993021	
_cons	-7.480091	.1724017	-43.39	0.000	-7.817992 -7.14219	
rho_ar	.14485716	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	.11382067					
sigma_e	.2934034					
rho_fov	.13080627	(fraction of variance due to u_i)				
theta	.46227075					

(3a) Fixed Effects regression con errores estándar robustos

```

Fixed-effects (within) regression            Number of obs   =    5,060
Group variable: id                          Number of groups =    230

R-sq:                                         Obs per group:
  within = 0.8174                             min =          22
  between = 0.9756                            avg =         22.0
  overall = 0.9176                             max =          22

corr(u_i, Xb) = -0.1544                     F(3,229)       =   5134.64
                                                Prob > F        =    0.0000

                                         (Std. Err. adjusted for 230 clusters in id)
    
```

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lstock	.5274349	.0174649	30.20	0.000	.4930225 .5618472	
ldiasxcap	.9284498	.0165651	56.05	0.000	.8958103 .9610892	
zona	.010858	.0112999	0.96	0.338	-.0114071 .0331231	
_cons	-7.727136	.1748943	-44.18	0.000	-8.071744 -7.382528	
sigma_u	.14153739					
sigma_e	.2951156					
rho	.18700245	(fraction of variance due to u_i)				

Test de Hausman

	Coefficients			
	(b) FE	(B) RE	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
ldiasxcap	.8988674	.9255971	-.0267298	.0109378
lstock	.5641666	.5298725	.0342941	.0094675
zona	.0210187	.0062634	.0147552	.0069126

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtabond
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtnreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
        = 23.68
Prob>chi2 = 0.0000
    
```

Test modificado de Wald para Heterocedasticidad

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

chi2 (230) = 1452.87
Prob>chi2 = 0.0000

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) errors

FE (within) regression with AR(1) disturbances Number of obs = 4,830
Group variable: id Number of groups = 230

R-sq: Obs per group:

within = 0.8306	min = 21
between = 0.9753	avg = 21.0
overall = 0.9167	max = 21

F(3,4597) = 7512.59
Prob > F = 0.0000

corr(u_i, Xb) = -0.2266

ltm	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lstock	.49274	.0137127	35.93	0.000	.4658564	.5196235
ldiasxcap	.942341	.0085799	109.83	0.000	.9255202	.9591617
zona	.0285658	.0106519	2.68	0.007	.0076829	.0494487
_cons	-7.353815	.1505659	-48.84	0.000	-7.648997	-7.058634
rho_ar	.14485716					
sigma_u	.14677925					
sigma_e	.29767372					
rho_fov	.19558245	(fraction of variance because of u_i)				

F test that all u_i=0: F(229,4597) = 3.57 Prob > F = 0.0000

(4a) Hausman Taylor estimation con variables "Idias" potentially correlated with individual effects

Hausman-Taylor estimation Number of obs = 5,060
Group variable: id Number of groups = 230

Obs per group:

min = 22
avg = 22
max = 22

Random effects u_i ~ i.i.d. Wald chi2(5) = 29012.99
Prob > chi2 = 0.0000

ltm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
TVexogenous						
lstock	.5273631	.0134275	39.27	0.000	.5010456	.5536806
zona	.0066702	.0101339	0.66	0.510	-.0131919	.0265323
TVendogenous						
ldiasxcap	.9291876	.0084221	110.33	0.000	.9126807	.9456946
Tlexogenous						
casco	-.0999146	.0257161	-3.89	0.000	-.1503173	-.0495119
refrig	.059698	.0222117	2.69	0.007	.0161639	.1032321
_cons	-7.673809	.1782247	-43.06	0.000	-8.023123	-7.324495
sigma_u	.11944929					
sigma_e	.29502393					
rho	.14084019	(fraction of variance due to u_i)				

Note: TV refers to time varying; TI refers to time invariant.

(5b) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta dos rezagos

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation Number of obs = 4,600
 Group variable: id Number of groups = 230
 Time variable: t

Obs per group:
 min = 20
 avg = 20
 max = 20

Number of instruments = 62 Wald chi2(5) = 15874.15
 Prob > chi2 = 0.0000

One-step results
 (Std. Err. adjusted for clustering on id)

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ltm						
L1.	.0694422	.0121586	5.71	0.000	.0456118	.0932726
ldiasxcap						
--.	.8986239	.0154053	58.33	0.000	.86843	.9288177
L1.	-.0427585	.0198537	-2.15	0.031	-.0816712	-.0038459
lstock	.5541335	.0170879	32.43	0.000	.5206418	.5876253
zona	.0196221	.011154	1.76	0.079	-.0022395	.0414836
_cons	-8.05477	.2274428	-35.41	0.000	-8.50055	-7.60899

Instruments for differenced equation
 GMM-type: L(2/3).ltm L(1/1).L.ldiasxcap
 Standard: D.lstock D.zona
 Instruments for level equation
 Standard: _cons

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-12.317	0.0000
2	-9.3229	0.0000
3	10.805	0.0000

H0: no autocorrelation

Sargan test of overidentifying restrictions
 H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(56) = 2568.08
 Prob > chi2 = 0.0000

Embarcaciones de acero y madera en la zona Norte-Centro

	(1)	(2a)	(2b)	(3a)	(3b)	(4)	(4a)	(5b)	(5c)
	OLS_rob	RE	RE_1	FE	FE_1	HT	AB1	AB2	AB3
stock	0.5351 (0.0148)**	0.5299 (0.0162)**	0.5110 (0.0130)**	0.5274 (0.0175)**	0.4927 (0.0137)**	0.5274 (0.0134)**	0.5642 (0.0174)**	0.5541 (0.0171)**	0.5475 (0.0172)**
esfuerzo	0.9199 (0.0132)**	0.9256 (0.0145)**	0.9338 (0.0076)**	0.9284 (0.0166)**	0.9423 (0.0086)**	0.9292 (0.0084)**	0.8989 (0.0152)**	0.8986 (0.0154)**	0.9011 (0.0154)**
tipo de casco	-0.0900 (0.0341)**	-0.0942 (0.0354)**	-0.1013 (0.0251)**			-0.0999 (0.0257)**			
zona de pesca	-0.0062 (0.0142)	0.0063 (0.0109)	0.0230 (0.0100)*	0.0109 (0.0113)	0.0286 (0.0107)**	0.0067 (0.0101)	0.0210 (0.0111)	0.0196 (0.0112)	0.0194 (0.0113)
sistema refrig	0.0661 (0.0202)**	0.0616 (0.0209)**	0.0559 (0.0221)*			0.0597 (0.0222)**			
captura(-1)							0.0446 (0.0119)**	0.0694 (0.0122)**	0.0762 (0.0120)**
Constant	-7.7102 (0.1748)**	-7.6842 (0.1820)**	-7.4801 (0.1724)**	-7.7271 (0.1749)**	-7.3538 (0.1506)**	-7.6738 (0.1782)**	-8.4161 (0.2378)**	-8.0548 (0.2274)**	-7.8932 (0.2274)**
n	230	230	230	230	230	230	230	230	230
R²	0.9187	.	.	0.8174
R²_o	.	0.9187	0.9185	0.9176	0.9167
R²_b	.	0.9770	0.9768	0.9756	0.9753
R²_w	.	0.8173	0.8173	0.8174	0.8306
RMSE	0.3183	0.3184	0.3187	0.3210	0.3304	0.3184	0.3247	0.3201	0.3191
σ_u	.	0.1199	0.1138	0.1415	0.1468	0.1194	.	.	.
σ_e	.	0.2951	0.2934	0.2951	0.2977	0.2950	.	.	.
ρ	.	0.1417	.	0.1870	.	0.1408	.	.	.
ρ_{ar}	.	.	0.1449	.	0.1449
ρ_{fov}	.	.	0.1308	.	0.1956
Sig2	0.0797	0.0816	0.0821

* p<0.05; ** p<0.01

+ Variables captura y esfuerzo pesquero en el periodo t-1

Primera fila-> Coeficientes de regresión β . Segunda fila en paréntesis-> Error estándar de β

Donde:

(1) Pooled OLS regression con cluster-robust standard errors -> OLS_rob

(2a) Random Effects regression -> RE

(2b) Random Effects regression con AR(1) error -> RE_1

(3a) Fixed Effects regression -> FE

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) error -> FE_1

(4) Hausman Taylor estimation con variables "Idias" y "Istock" potentially correlated with individual effects ->HT

(5a) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago

(5b) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta dos rezagos

(5c) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta tres rezagos

A.2 Embarcaciones de Acero

(1) Pooled OLS regression con errores estándar robustos

```

Linear regression                               Number of obs   =       3,674
                                                F(4, 166)      =       3396.11
                                                Prob > F       =       0.0000
                                                R-squared     =       0.8508
                                                Root MSE     =       .31083
    
```

(Std. Err. adjusted for 167 clusters in id)

ltm	Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lstock	.6013492	.0140943	42.67	0.000	.573522	.6291764
ldiasxcap	.8996198	.0159358	56.45	0.000	.8681569	.9310828
zona	.0093044	.0143328	0.65	0.517	-.0189936	.0376024
refrig	.0750589	.0205255	3.66	0.000	.0345342	.1155837
_cons	-8.592784	.1661153	-51.73	0.000	-8.920755	-8.264813

(2a) Random Effects regression con errores estándar robustos

```

Random-effects GLS regression                 Number of obs   =       3,674
Group variable: id                          Number of groups =       167

R-sq:                                       Obs per group:
  within = 0.7817                          min =          22
  between = 0.9437                          avg =         22.0
  overall = 0.8508                          max =          22
    
```

```

corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Wald chi2(4)    =       14151.65
                                                Prob > chi2    =       0.0000
    
```

(Std. Err. adjusted for 167 clusters in id)

ltm	Robust		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lstock	.6096128	.0146409	41.64	0.000	.5809173	.6383084
ldiasxcap	.8851163	.0167258	52.92	0.000	.8523343	.9178983
zona	.0042775	.0121364	0.35	0.724	-.0195093	.0280643
refrig	.083292	.0212786	3.91	0.000	.0415867	.1249973
_cons	-8.583371	.1639945	-52.34	0.000	-8.904794	-8.261947
sigma_u	.10953549					
sigma_e	.29101067					
rho	.12409364	(fraction of variance due to u_i)				

Test del Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan para heterocedasticidad

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$l_{tm[id,t]} = Xb + u[id] + e[id,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ltm	.6470688	.8044059
e	.0846872	.2910107
u	.011998	.1095355

Test: Var(u) = 0

```

          chibar2(01) =       571.47
          Prob > chibar2 =       0.0000
    
```


(2b) Random Effects regression con AR(1) error

```

RE GLS regression with AR(1) disturbances      Number of obs   =   3,674
Group variable: id                            Number of groups =   167

R-sq:                                         Obs per group:
  within = 0.7812                             min =           22
  between = 0.9440                            avg =           22.0
  overall = 0.8508                            max =           22

corr(u_i, Xb) = 0 (assumed)                  Wald chi2(5)    = 16921.24
                                              Prob > chi2     = 0.0000
    
```

ltm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lstock	.5855288	.0145232	40.32	0.000	.5570638	.6139938
ldiasxcap	.899435	.0095788	93.90	0.000	.8806608	.9182091
zona	.0223304	.0108969	2.05	0.040	.0009729	.0436878
refrig	.0742246	.0207406	3.58	0.000	.0335737	.1148755
_cons	-8.365071	.1941064	-43.10	0.000	-8.745512	-7.98463
rho_ar	.17209657	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	.10070468					
sigma_e	.28862179					
rho_fov	.10852956	(fraction of variance due to u_i)				
theta	.40976823					

(3a) Fixed Effects regression con errores estándar robustos

```

Fixed-effects (within) regression            Number of obs   =   3,674
Group variable: id                          Number of groups =   167

R-sq:                                         Obs per group:
  within = 0.7817                             min =           22
  between = 0.9412                            avg =           22.0
  overall = 0.8486                            max =           22

corr(u_i, Xb) = 0.1933                      F(3,166)       = 4187.04
                                              Prob > F        = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 167 clusters in id)
    
```

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lstock	.6151848	.0158503	38.81	0.000	.5838906	.6464789
ldiasxcap	.8751114	.0197605	44.29	0.000	.8360971	.9141257
zona	.0021161	.0124521	0.17	0.865	-.0224688	.0267011
_cons	-8.542949	.1604309	-53.25	0.000	-8.859697	-8.226201
sigma_u	.13383635					
sigma_e	.29101067					
rho	.17458359	(fraction of variance due to u_i)				

Test de Hausman

	Coefficients			
	(b) FE	(B) RE	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
ldiasxcap	.7698858	.8851163	-.1152305	.014356
lstock	.6381897	.6096128	.0285768	.0114143
zona	.0022087	.0042775	-.0020688	.0081682

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtobond
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 88.96
Prob>chi2 = 0.0000

Test modificado de Wald para Heterocedasticidad

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

chi2 (167) = 821.86
Prob>chi2 = 0.0000

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) errors

```
FE (within) regression with AR(1) disturbances   Number of obs   =   3,507
Group variable: id                             Number of groups =   167

R-sq:                                           Obs per group:
  within = 0.8016                               min =          21
  between = 0.9412                             avg =          21.0
  overall = 0.8486                             max =          21

corr(u_i, Xb) = 0.1306                         F(3,3337)      =   4495.23
                                                Prob > F       =   0.0000
```

ltm	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lstock	.5750112	.0154441	37.23	0.000	.5447303	.605292
ldiasxcap	.8974973	.0111456	80.52	0.000	.8756444	.9193503
zona	.0208845	.0116123	1.80	0.072	-.0018835	.0436524
_cons	-8.173379	.1654794	-49.39	0.000	-8.497831	-7.848928
rho_ar	.17209657					
sigma_u	.1317227					
sigma_e	.29305855					
rho_fov	.16807292	(fraction of variance because of u_i)				

F test that all u_i=0: F(166,3337) = 2.89 Prob > F = 0.0000

(4a) Hausman Taylor estimation con variables "Idias" potentially correlated with individual effects

```
Hausman-Taylor estimation   Number of obs   =   3,674
Group variable: id         Number of groups =   167

Obs per group:
  min =          22
  avg =          22
  max =          22

Random effects u_i ~ i.i.d.   Wald chi2(4)    =  13283.80
                              Prob > chi2      =   0.0000
```

ltm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
TVexogenous						
lstock	.6151041	.0151512	40.60	0.000	.5854082	.6448
zona	.0036186	.0111333	0.33	0.745	-.0182023	.0254396
TVendogenous						
ldiasxcap	.874986	.0108957	80.31	0.000	.8536309	.8963412
TIexogenous						
refrig	.0887273	.0211858	4.19	0.000	.047204	.1302507
_cons	-8.573559	.2041568	-41.99	0.000	-8.973699	-8.173419
sigma_u	.11013379					
sigma_e	.29088618					
rho	.12537649	(fraction of variance due to u_i)				

Note: TV refers to time varying; TI refers to time invariant.

(4b) Hausman Taylor estimation con variables “lstock” potentially correlated with individual effects

```

Hausman-Taylor estimation      Number of obs   =   3,674
Group variable: id           Number of groups =   167

                                Obs per group:
                                min =   22
                                avg =   22
                                max =   22

Random effects u_i ~ i.i.d.   Wald chi2(4)    =  15270.27
                                Prob > chi2       =   0.0000
    
```

ltm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
TVexogenous						
ldiasxcap	.8850468	.0096375	91.83	0.000	.8661577	.903936
zona	.0042599	.011127	0.38	0.702	-.0175486	.0260684
TVendogenous						
lstock	.6096518	.0148968	40.93	0.000	.5804546	.638849
TIexogenous						
refrig	.0833307	.0210067	3.97	0.000	.0421584	.124503
_cons	-8.583318	.204067	-42.06	0.000	-8.983282	-8.183354
sigma_u	.11013379					
sigma_e	.29088618					
rho	.12537649	(fraction of variance due to u_i)				

Note: TV refers to time varying; TI refers to time invariant.

(4c) Hausman Taylor estimation con variables “ldias” y “lstock” potentially correlated with individual effects

```

Hausman-Taylor estimation      Number of obs   =   3,674
Group variable: id           Number of groups =   167

                                Obs per group:
                                min =   22
                                avg =   22
                                max =   22

Random effects u_i ~ i.i.d.   Wald chi2(4)    =  13283.80
                                Prob > chi2       =   0.0000
    
```

ltm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
TVexogenous						
zona	.0036186	.0111333	0.33	0.745	-.0182023	.0254396
TVendogenous						
ldiasxcap	.874986	.0108957	80.31	0.000	.8536309	.8963412
lstock	.6151041	.0151512	40.60	0.000	.5854082	.6448
TIexogenous						
refrig	.0887273	.0211858	4.19	0.000	.047204	.1302507
_cons	-8.573559	.2041568	-41.99	0.000	-8.973699	-8.173419
sigma_u	.11013379					
sigma_e	.29088618					
rho	.12537649	(fraction of variance due to u_i)				

Note: TV refers to time varying; TI refers to time invariant.

(5a) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation Number of obs = 3,340
 Group variable: id Number of groups = 167
 Time variable: t

Obs per group:
 min = 20
 avg = 20
 max = 20

Number of instruments = 24 Wald chi2(4) = 11517.11
 Prob > chi2 = 0.0000

One-step results (Std. Err. adjusted for clustering on id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ltm						
L1.	.0433123	.0055363	7.82	0.000	.0324613	.0541633
lstock	.6246472	.0156739	39.85	0.000	.593927	.6553674
ldiasxcap	.8661109	.0187139	46.28	0.000	.8294323	.9027895
zona	.0125057	.0119741	1.04	0.296	-.0109632	.0359745
_cons	-8.970464	.1996273	-44.94	0.000	-9.361726	-8.579201

Instruments for differenced equation
 GMM-type: L(2/2).ltm
 Standard: D.lstock D.ldiasxcap D.zona
 Instruments for level equation
 Standard: _cons

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-10.363	0.0000
2	-8.3405	0.0000
3	9.6062	0.0000

H0: no autocorrelation

Sargan test of overidentifying restrictions
 H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(19) = 2133.524
 Prob > chi2 = 0.0000

(5b) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta dos rezagos

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation Number of obs = 3,340
 Group variable: id Number of groups = 167
 Time variable: t

Obs per group:
 min = 20
 avg = 20
 max = 20

Number of instruments = 62 Wald chi2(5) = 11813.76
 Prob > chi2 = 0.0000

One-step results
 (Std. Err. adjusted for clustering on id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ltm						
L1.	.0923535	.0118956	7.76	0.000	.0690384	.1156685
ldiasxcap						
--.	.7629859	.0140271	54.39	0.000	.7354933	.7904785
L1.	-.1401874	.0216215	-6.48	0.000	-.1825647	-.0978101
lstock	.6421395	.0149057	43.08	0.000	.6129248	.6713542
zona	.0020542	.0125052	0.16	0.870	-.0224554	.0265639
_cons	-7.428407	.2560891	-29.01	0.000	-7.930332	-6.926481

Instruments for differenced equation
 GMM-type: L(2/3).ltm L(1/1).L.ldiasxcap
 Standard: D.lstock D.zona
 Instruments for level equation
 Standard: _cons

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-10.528	0.0000
2	-8.426	0.0000
3	9.9703	0.0000

H0: no autocorrelation

Sargan test of overidentifying restrictions

H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(56) = 1945.424
 Prob > chi2 = 0.0000

Embarcaciones de Acero

Variable	(1) OLS_rob	(2a) RE	(2b) RE_1	(3a) FE	(3b) FE_1	(4) HT	(5a) AB1	(5b) AB2	(5c) AB3
stock	0.6013 (0.0141)**	0.6096 (0.0146)**	0.5855 (0.0145)**	0.6152 (0.0159)**	0.5750 (0.0154)**	0.6151 (0.0152)**	0.5876 (0.0167)**	0.6421 (0.0149)**	0.6382 (0.0150)**
esfuerzo	0.8996 (0.0159)**	0.8851 (0.0167)**	0.8994 (0.0096)**	0.8751 (0.0198)**	0.8975 (0.0111)**	0.8750 (0.0109)**	0.8448 (0.0176)**	0.7630 (0.0140)**	0.7699 (0.0143)**
zona de pesca	0.0093 (0.0143)	0.0043 (0.0121)	0.0223 (0.0109)*	0.0021 (0.0125)	0.0209 (0.0116)	0.0036 (0.0111)	0.0092 (0.0124)	0.0021 (0.0125)	0.0022 (0.0126)
sistema refrig	0.0751 (0.0205)**	0.0833 (0.0213)**	0.0742 (0.0207)**			0.0887 (0.0212)**			
captura(-1)							0.1051 (0.0123)**	0.0924 (0.0119)**	0.0958 (0.0119)**
Constant	-8.5928 (0.1661)**	-8.5834 (0.1640)**	-8.3651 (0.1941)**	-8.5429 (0.1604)**	-8.1734 (0.1655)**	-8.5736 (0.2042)**	-7.2382 (0.2559)**	-7.4284 (0.2561)**	-7.4265 (0.2562)**
n	167	167	167	167	167	167	167	167	167
R²	0.8508	.	.	0.7817
R²_o	.	0.8508	0.8508	0.8486	0.8486
R²_b	.	0.9437	0.9440	0.9412	0.9412
R²_w	.	0.7817	0.7812	0.7817	0.8016
RMSE	0.3108	0.3109	0.3109	0.3140	0.3208	0.3112	0.3220	0.3389	0.3369
σ_u	.	0.1095	0.1007	0.1338	0.1317	0.1101	.	.	.
σ_e	.	0.2910	0.2886	0.2910	0.2931	0.2909	.	.	.
p	.	0.1241	.	0.1746	.	0.1254	.	.	.
p_{ar}	.	.	0.1721	.	0.1721
p_{rov}	.	.	0.1085	.	0.1681
Sig2	0.0803	0.0823	0.0823

* p<0.05; ** p<0.01

+ Variables captura y esfuerzo pesquero en el periodo t-1

Primera fila-> Coeficientes de regresión β . Segunda fila en paréntesis-> Error estándar de β

Donde:

(1) Pooled OLS regression con cluster-robust standard errors -> OLS_rob

(2a) Random Effects regression -> RE

(2b) Random Effects regression con AR(1) error -> RE_1

(3a) Fixed Effects regression -> FE

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) error -> FE_1

(4) Hausman Taylor estimation con variables "ldias" y "lstock" potentially correlated with individual effects ->HT

(5a) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago

(5b) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta dos rezagos

(5c) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta tres rezagos

A.3 Embarcaciones de Madera

(1) Pooled OLS regression con errores estándar robustos

```

Linear regression                               Number of obs   =    1,386
                                                F(3, 62)       =   1928.13
                                                Prob > F        =    0.0000
                                                R-squared       =    0.8805
                                                Root MSE       =    .32823
    
```

(Std. Err. adjusted for 63 clusters in id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lstock	.330067	.031684	10.42	0.000	.2667316	.3934025
ldiasxcap	.9723329	.0271741	35.78	0.000	.9180127	1.026653
zona	-.0312227	.0367782	-0.85	0.399	-.1047414	.0422959
refrig	0	(omitted)				
_cons	-5.076577	.3260883	-15.57	0.000	-5.728419	-4.424736

(2a) Random Effects regression con errores estándar robustos

```

Random-effects GLS regression                 Number of obs   =    1,386
Group variable: id                           Number of groups =     63

R-sq:                                         Obs per group:
  within = 0.8831                             min =          22
  between = 0.8799                            avg =         22.0
  overall = 0.8790                            max =          22

Wald chi2(3) = 5273.33
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                   Prob > chi2     =    0.0000
    
```

(Std. Err. adjusted for 63 clusters in id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lstock	.2628745	.0321514	8.18	0.000	.1998588	.3258901
ldiasxcap	1.025554	.0274402	37.37	0.000	.9717724	1.079336
zona	.0468041	.0223042	2.10	0.036	.0030886	.0905197
_cons	-4.536232	.3419219	-13.27	0.000	-5.206387	-3.866077
sigma_u	.13630042					
sigma_e	.28868679					
rho	.18228212	(fraction of variance due to u_i)				

Test del Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan para heterocedasticidad

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$ltm[id,t] = Xb + u[id] + e[id,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ltm	.8994245	.9483799
e	.0833401	.2886868
u	.0185778	.1363004

Test: Var(u) = 0

$\chi^2(01) = 598.65$
 Prob > $\chi^2 = 0.0000$

(2b) Random Effects regression con AR(1) error

```

RE GLS regression with AR(1) disturbances      Number of obs   =    1,386
Group variable: id                            Number of groups =     63

R-sq:                                         Obs per group:
  within = 0.8832                             min =          22
  between = 0.8783                             avg =         22.0
  overall = 0.8786                             max =          22

corr(u_i, Xb) = 0 (assumed)                  Wald chi2(4)    =   10596.00
                                                Prob > chi2     =    0.0000
    
```

ltm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lstock	.2553053	.0269185	9.48	0.000	.2025461	.3080646
ldiasxcap	1.027709	.0128042	80.26	0.000	1.002613	1.052805
zona	.0568716	.0227485	2.50	0.012	.0122854	.1014578
_cons	-4.448465	.3490393	-12.74	0.000	-5.132569	-3.76436
rho_ar	.05567699 (estimated autocorrelation coefficient)					
sigma_u	.14767061					
sigma_e	.29204698					
rho_fov	.20361351 (fraction of variance due to u_i)					
theta	.59319864					

(3a) Fixed Effects regression con errores estándar robustos

```

Fixed-effects (within) regression            Number of obs   =    1,386
Group variable: id                          Number of groups =     63

R-sq:                                         Obs per group:
  within = 0.8833                             min =          22
  between = 0.8760                             avg =         22.0
  overall = 0.8779                             max =          22

corr(u_i, Xb) = -0.2077                     F(3,62)        =    1810.71
                                                Prob > F        =    0.0000

(Std. Err. adjusted for 63 clusters in id)
    
```

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lstock	.2418828	.033831	7.15	0.000	.1742557	.30951
ldiasxcap	1.042116	.0289807	35.96	0.000	.9841841	1.100047
zona	.0717802	.0227742	3.15	0.002	.0262553	.1173052
_cons	-4.367388	.3444772	-12.68	0.000	-5.055988	-3.678788
sigma_u	.17952738					
sigma_e	.28868679					
rho	.27887895 (fraction of variance due to u_i)					

Test de Hausman

	Coefficients			
	(b) FE	(B) RE	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
lstock	.2418828	.2628745	-.0209916	.0028294
ldiasxcap	1.042116	1.025554	.0165615	.0038028
zona	.0717802	.0468041	.0249761	.007635

```

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

      chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
              =          33.43
      Prob>chi2 =          0.0000
      (V_b-V_B is not positive definite)
    
```

Test modificado de Wald para Heterocedasticidad

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

```

chi2 (63) =    1103.68
Prob>chi2 =    0.0000
    
```

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) errors

```
FE (within) regression with AR(1) disturbances   Number of obs   =   1,323
Group variable: id                             Number of groups =    63

R-sq:                                           Obs per group:
  within = 0.8847                               min =          21
  between = 0.8731                              avg =         21.0
  overall = 0.8762                              max =          21

corr(u_i, Xb) = -0.2063                         F(3,1257)       =   3215.24
                                                Prob > F        =    0.0000
```

	ltm	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	lstock	.2301867	.0278736	8.26	0.000	.1755029	.2848705
	ldiasxcap	1.04261	.0135958	76.69	0.000	1.015936	1.069283
	zona	.0800337	.0245025	3.27	0.001	.0319635	.128104
	_cons	-4.208602	.3390937	-12.41	0.000	-4.873854	-3.54335
	rho_ar	.05567699					
	sigma_u	.1835702					
	sigma_e	.29319382					
	rho_fov	.28161323	(fraction of variance because of u_i)				

F test that all u_i=0: F(62,1257) = 6.57 Prob > F = 0.0000

(4a) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago

```
Arellano-Bond dynamic panel-data estimation   Number of obs   =   1,260
Group variable: id                             Number of groups =    63
Time variable: t

Obs per group:
  min =          20
  avg =          20
  max =          20

Number of instruments =    43                   Wald chi2(5)    =   7095.83
                                                Prob > chi2     =    0.0000
```

One-step results
(Std. Err. adjusted for clustering on id)

	ltm	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	ltm						
	L1.	-.0730829	.0236692	-3.09	0.002	-.1194737	-.0266922
	ldiasxcap						
	--.	1.121616	.0359046	31.24	0.000	1.051244	1.191987
	L1.	.1488263	.0304437	4.89	0.000	.0891577	.2084948
	lstock	.1988456	.0467023	4.26	0.000	.1073108	.2903804
	zona	.1335603	.0200192	6.67	0.000	.0943234	.1727972
	_cons	-4.940392	.5567639	-8.87	0.000	-6.031629	-3.849155

Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/2).ltm L(1/1).L.ldiasxcap
Standard: D.lstock D.zona
Instruments for level equation
Standard: _cons

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-6.2445	0.0000
2	-4.555	0.0000
3	3.2393	0.0012

H0: no autocorrelation

Sargan test of overidentifying restrictions
H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(37) = 527.3783
Prob > chi2 = 0.0000

Embarcaciones de Madera

Variable	(1) OLS_rob	(2a) RE	(2b) RE_1	(3a) FE	(3b) FE_1	(4a) AB1	(4b) AB2	(4c) AB3
stock	0.3301 (0.0317)**	0.2629 (0.0322)**	0.2553 (0.0269)**	0.2419 (0.0338)**	0.2302 (0.0279)**	0.1988 (0.0467)**	0.1946 (0.0464)**	0.1949 (0.0451)**
esfuerzo	0.9723 (0.0272)**	1.0256 (0.0274)**	1.0277 (0.0128)**	1.0421 (0.0290)**	1.0426 (0.0136)**	1.1216 (0.0359)**	1.1233 (0.0354)**	1.1223 (0.0346)**
zona de pesca	-0.0312 (0.0368)	0.0468 (0.0223)*	0.0569 (0.0227)*	0.0718 (0.0228)**	0.0800 (0.0245)**	0.1336 (0.0200)**	0.1284 (0.0201)**	0.1262 (0.0203)**
captura(-1)						-0.0731 (0.0237)**	-0.0557 (0.0256)*	-0.0533 (0.0252)*
Constant	-5.0766 (0.3261)**	-4.5362 (0.3419)**	-4.4485 (0.3490)**	-4.3674 (0.3445)**	-4.2086 (0.3391)**	-4.9404 (0.5568)**	-4.8345 (0.5516)**	-4.8166 (0.5403)**
n	63	63	63	63	63	63	63	63
R²	0.8805	.	.	0.8833
R²_o	.	0.8790	0.8786	0.8779	0.8762	.	.	.
R²_b	.	0.8799	0.8783	0.8760	0.8731	.	.	.
R²_w	.	0.8831	0.8832	0.8833	0.8847	.	.	.
RMSE	0.3282	0.3313	0.3320	0.3335	0.3423	0.3737	0.3708	0.3698
σ_u	.	0.1363	0.1477	0.1795	0.1836	.	.	.
σ_e	.	0.2887	0.2920	0.2887	0.2932	.	.	.
ρ	.	0.1823	.	0.2789
ρ_{ar}	.	.	0.0557	.	0.0557	.	.	.
ρ_{fov}	.	.	0.2036	.	0.2816	.	.	.
Sig2	0.0749	0.0762	0.0764

* p<0.05; ** p<0.01

+ Variables captura y esfuerzo pesquero en el periodo t-1

Primera fila-> Coeficientes de regresión β . Segunda fila en paréntesis-> Error estándar de β

Donde:

(1) Pooled OLS regression con cluster-robust standard errors -> OLS_rob

(2a) Random Effects regression -> RE

(2b) Random Effects regression con AR(1) error -> RE_1

(3a) Fixed Effects regression -> FE

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) error -> FE_1

(4a) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago

(4b) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta dos rezagos

(4c) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta tres rezagos

A.4 Embarcaciones en zona Norte¹⁴

(1) Pooled OLS regression con errores estándar robustos

Linear regression

Number of obs	=	2,268
F(4, 223)	=	3463.28
Prob > F	=	0.0000
R-squared	=	0.9340
Root MSE	=	.32268

(Std. Err. adjusted for 224 clusters in id)

ltm	Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lstock	.5958948	.0275667	21.62	0.000	.5415703	.6502194
ldiasxcap	.9161283	.0167837	54.58	0.000	.8830533	.9492033
casco	-.0682872	.0413235	-1.65	0.100	-.1497218	.0131473
refrig	.0973566	.027424	3.55	0.000	.0433132	.1514
_cons	-8.594831	.366376	-23.46	0.000	-9.316833	-7.872829

(2a) Random Effects regression con errores estándar robustos

Random-effects GLS regression

Number of obs	=	2,268
Group variable: id		Number of groups = 224

R-sq:

within	=	0.8396	Obs per group:	min	=	1
between	=	0.9618		avg	=	10.1
overall	=	0.9339		max	=	22

corr(u_i, X) = 0 (assumed)

Wald chi2(4)	=	13200.37
Prob > chi2	=	0.0000

(Std. Err. adjusted for 224 clusters in id)

ltm	Robust		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lstock	.5586742	.0282177	19.80	0.000	.5033686	.6139799
ldiasxcap	.9314734	.0190046	49.01	0.000	.894225	.9687217
casco	-.1063199	.0447517	-2.38	0.018	-.1940317	-.0186082
refrig	.0907495	.0269239	3.37	0.001	.0379795	.1435194
_cons	-8.152353	.360398	-22.62	0.000	-8.858721	-7.445986
sigma_u	.12271266					
sigma_e	.29648454					
rho	.14625273	(fraction of variance due to u_i)				

Test del Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan para heterocedasticidad

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$ltm[id,t] = Xb + u[id] + e[id,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ltm	1.574504	1.254793
e	.0879031	.2964845
u	.0150584	.1227127

Test: Var(u) = 0

chibar2(01)	=	340.83
Prob > chibar2	=	0.0000

¹⁴ Referido a embarcaciones que pescaron mayormente en la zona Norte en el periodo 2008-2019.

(2b) Random Effects regression con AR(1) error

RE GLS regression with AR(1) disturbances
 Group variable: id

Number of obs = 2,268
 Number of groups = 224

R-sq:
 within = 0.8395
 between = 0.9605
 overall = 0.9333

Obs per group:
 min = 1
 avg = 10.1
 max = 22

corr(u_i, Xb) = 0 (assumed)

Wald chi2(5) = 20608.34
 Prob > chi2 = 0.0000

	min	5%	theta median	95%	max
	0.0365	0.1032	0.2234	0.2478	0.2478

ltm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lstock	.4785112	.0249226	19.20	0.000	.4296638 .5273587
ldiasxcap	.9485395	.0104824	90.49	0.000	.9279945 .9690846
casco	-.1350762	.0316168	-4.27	0.000	-.1970441 -.0731084
refrig	.0818772	.0283861	2.88	0.004	.0262415 .1375128
_cons	-7.094276	.3311108	-21.43	0.000	-7.743241 -6.445311

rho_ar .40302763 (estimated autocorrelation coefficient)
 sigma_u .09150343
 sigma_e .30136225
 rho_fov .08441075 (fraction of variance due to u_i)

(3a) Fixed Effects regression con errores estándar robustos

Fixed-effects (within) regression
 Group variable: id

Number of obs = 2,268
 Number of groups = 224

R-sq:
 within = 0.8397
 between = 0.9595
 overall = 0.9327

Obs per group:
 min = 1
 avg = 10.1
 max = 22

corr(u_i, Xb) = -0.2094

F(2,223) = 2501.73
 Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 224 clusters in id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lstock	.5246001	.0307474	17.06	0.000	.4640075 .5851926
ldiasxcap	.9469701	.02303	41.12	0.000	.9015857 .9923544
_cons	-7.818738	.3573289	-21.88	0.000	-8.522911 -7.114564

sigma_u .20112204
 sigma_e .29648454
 rho .31514671 (fraction of variance due to u_i)

Test de Hausman

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) FE	(B) RE		
lstock	.5246001	.5586742	-.0340742	.0065854
ldiasxcap	.9469701	.9314734	.0154967	.0057506

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 52.36
 Prob>chi2 = 0.0000

Test modificado de Wald para Heterocedasticidad

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
 in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

chi2 (224) = 3.6e+29
 Prob>chi2 = 0.0000

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) errors

```
FE (within) regression with AR(1) disturbances   Number of obs   =   2,044
Group variable: id                             Number of groups =   212

R-sq:                                          Obs per group:
  within = 0.9230                             min =           1
  between = 0.9679                            avg =           9.6
  overall = 0.9165                             max =           21

corr(u_i, Xb) = -0.5667                       F(2,1830)       = 10970.84
                                                Prob > F        =   0.0000
```

ltm	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lstock	-.0324073	.0099806	-3.25	0.001	-.0519818	-.0128327
ldiasxcap	1.044852	.0126484	82.61	0.000	1.020045	1.069659
_cons	-.5815685	.0549708	-10.58	0.000	-.6893806	-.4737564
rho_ar	.40302763					
sigma_u	.30981918					
sigma_e	.32666484					
rho_fov	.47355179	(fraction of variance because of u_i)				

F test that all u_i=0: F(211,1830) = 0.46 Prob > F = 1.0000

(4a) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago

```
Arellano-Bond dynamic panel-data estimation   Number of obs   =   2,036
Group variable: id                             Number of groups =   224
Time variable: t

Obs per group:
  min =           1
  avg =   9.089286
  max =           20

Number of instruments =   42                   Wald chi2(4)    = 11971.16
                                                Prob > chi2     =   0.0000

One-step results
                                         (Std. Err. adjusted for clustering on id)
```

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ltm						
L1.	-.2222293	.0165785	-13.40	0.000	-.2547225	-.189736
ldiasxcap						
--.	.9761875	.0218965	44.58	0.000	.933271	1.019104
L1.	.338236	.0238415	14.19	0.000	.2915074	.3849645
lstock	.4869181	.0272931	17.84	0.000	.4334246	.5404116
_cons	-8.595673	.3600815	-23.87	0.000	-9.301419	-7.889926

```
Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/2).ltm L(1/1).L.ldiasxcap
Standard: D.lstock
Instruments for level equation
Standard: _cons
```

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-6.5341	0.0000
2	-6.5955	0.0000
3	5.7811	0.0000

H0: no autocorrelation

```
Sargan test of overidentifying restrictions
H0: overidentifying restrictions are valid
```

```
chi2(37) = 878.6371
Prob > chi2 = 0.0000
```


(4c) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta tres rezagos

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation Number of obs = 2,036
 Group variable: id Number of groups = 224
 Time variable: t

Obs per group:
 min = 1
 avg = 9.089286
 max = 20

Number of instruments = 79 Wald chi2(4) = 12133.12
 Prob > chi2 = 0.0000

One-step results

(Std. Err. adjusted for clustering on id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ltm						
L1.	-.2120432	.0163856	-12.94	0.000	-.2441583	-.179928
ldiasxcap						
--.	.9815241	.0221058	44.40	0.000	.9381976	1.024851
L1.	.3107494	.0222069	13.99	0.000	.2672247	.3542741
lstock	.4643989	.0265548	17.49	0.000	.4123524	.5164454
_cons	-8.162097	.3330489	-24.51	0.000	-8.81486	-7.509333

Instruments for differenced equation

GMM-type: L(2/4).ltm L(1/1).L.ldiasxcap

Standard: D.lstock

Instruments for level equation

Standard: _cons

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-6.6626	0.0000
2	-6.5637	0.0000
3	6.0107	0.0000

H0: no autocorrelation

Sargan test of overidentifying restrictions

H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(74) = 934.3235

Prob > chi2 = 0.0000

Embarcaciones en zona Norte¹⁵

Variable	(1) OLS_rob	(2a) RE	(2b) RE_1	(3a) FE	(3b) FE_1	(4a) AB1	(4b) AB2	(4c) AB3
stock	0.5959 (0.0276)**	0.5587 (0.0282)**	0.4785 (0.0249)**	0.5246 (0.0307)**	-0.0324 (0.0100)**	0.4869 (0.0273)**	0.4701 (0.0268)**	0.4529 (0.0274)**
esfuerzo	0.9161 (0.0168)**	0.9315 (0.0190)**	0.9485 (0.0105)**	0.9470 (0.0230)**	1.0449 (0.0126)**	0.9762 (0.0219)**	0.9791 (0.0224)**	0.9911 (0.0225)**
tipo de casco	-0.0683 (0.0413)	-0.1063 (0.0448)*	-0.1351 (0.0316)**					
sistema refrig	0.0974 (0.0274)**	0.0907 (0.0269)**	0.0819 (0.0284)**					
captura(-1)						-0.2222 (0.0166)**	-0.2098 (0.0162)**	-0.2118 (0.0164)**
Constant	-8.5948 (0.3664)**	-8.1524 (0.3604)**	-7.0943 (0.3311)**	-7.8187 (0.3573)**	-0.5816 (0.0550)**	-8.5957 (0.3601)**	-8.2500 (0.3391)**	-8.0624 (0.3371)**
n	224	224	224	224	212	224	224	224
R ²	0.9340	.	.	0.8397
R ² _o	.	0.9339	0.9333	0.9327	0.9165	.	.	.
R ² _b	.	0.9618	0.9605	0.9595	0.9679	.	.	.
R ² _w	.	0.8396	0.8395	0.8397	0.9230	.	.	.
RMSE	0.3227	0.3229	0.3245	0.3274	0.4230	0.4297	0.4205	0.4258
σ _u	.	0.1227	0.0915	0.2011	0.3098	.	.	.
σ _e	.	0.2965	0.3014	0.2965	0.3267	.	.	.
ρ	.	0.1463	.	0.3151
ρ _{ar}	.	.	0.4030	.	0.4030	.	.	.
ρ _{fov}	.	.	0.0844	.	0.4736	.	.	.
Sig2	0.0598	0.0600	0.0598

* p<0.05; ** p<0.01

+ Variables captura y esfuerzo pesquero en el periodo t-1

Primera fila-> Coeficientes de regresión β. Segunda fila en paréntesis-> Error estándar de β

Donde:

(1) Pooled OLS regression con cluster-robust standard errors -> OLS_rob

(2a) Random Effects regression -> RE

(2b) Random Effects regression con AR(1) error -> RE_1

(3a) Fixed Effects regression -> FE

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) error -> FE_1

(4a) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago

(4b) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta dos rezagos

(4c) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta tres rezagos

¹⁵ Referido a embarcaciones que pescaron mayormente en la zona Norte en el periodo 2008-2019

A.5 Embarcaciones en zona Centro¹⁶

(1) Pooled OLS regression con errores estándar robustos

```

Linear regression                               Number of obs   =    2,792
                                                F(4, 213)      =   2520.01
                                                Prob > F       =    0.0000
                                                R-squared     =    0.8837
                                                Root MSE     =    .31349
    
```

(Std. Err. adjusted for 214 clusters in id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lstock	.5157247	.0161321	31.97	0.000	.4839256	.5475238
ldiasxcap	.9138142	.0190415	47.99	0.000	.8762802	.9513481
casco	-.1237068	.0442012	-2.80	0.006	-.2108346	-.036579
refrig	.0471925	.022544	2.09	0.038	.0027546	.0916303
_cons	-7.339713	.1886413	-38.91	0.000	-7.711556	-6.96787

(2a) Random Effects regression con errores estándar robustos

```

Random-effects GLS regression                 Number of obs   =    2,792
Group variable: id                          Number of groups =    214

R-sq:                                       Obs per group:
  within = 0.7950                           min =          1
  between = 0.9700                          avg =         13.0
  overall = 0.8837                          max =          22

Wald chi2(4) = 11084.51
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                 Prob > chi2    =    0.0000
    
```

(Std. Err. adjusted for 214 clusters in id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lstock	.5181386	.0168379	30.77	0.000	.4851369	.5511403
ldiasxcap	.9082688	.0196826	46.15	0.000	.8696916	.946846
casco	-.1046768	.0407651	-2.57	0.010	-.1845748	-.0247787
refrig	.0538204	.0225544	2.39	0.017	.0096145	.0980263
_cons	-7.346921	.1884875	-38.98	0.000	-7.71635	-6.977493
sigma_u	.11342413					
sigma_e	.29160319					
rho	.13141336	(fraction of variance due to u_i)				

Test del Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan para heterocedasticidad

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$l_{tm}[id,t] = Xb + u[id] + e[id,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
l _{tm}	.8439063	.9186437
e	.0850324	.2916032
u	.012865	.1134241

Test: Var(u) = 0

$\chi^2(01) = 430.28$
 Prob > $\chi^2 = 0.0000$

¹⁶ Referido a embarcaciones que pescaron mayormente en la zona Centro en el periodo 2008-2019.

(2b) Random Effects regression con AR(1) error

RE GLS regression with AR(1) disturbances
Group variable: id

Number of obs = 2,792
Number of groups = 214

R-sq: within = 0.7948
between = 0.9700
overall = 0.8836

Obs per group: min = 1
avg = 13.0
max = 22

corr(u_i, Xb) = 0 (assumed)

Wald chi2(5) = 17042.47
Prob > chi2 = 0.0000

	min	5%	theta median	95%	max
	0.0368	0.1434	0.2436	0.2623	0.2650

ltm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lstock	.4979975	.0150803	33.02	0.000	.4684407	.5275544
ldiasxcap	.9201438	.0108997	84.42	0.000	.8987807	.9415069
casco	-.126767	.0319415	-3.97	0.000	-.1893712	-.0641628
refrig	.049541	.0232609	2.13	0.033	.0039505	.0951315
_cons	-7.144952	.1978803	-36.11	0.000	-7.532791	-6.757114
rho_ar	.35751763	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	.08729568					
sigma_e	.29231406					
rho_fov	.08188134	(fraction of variance due to u_i)				

(3a) Fixed Effects regression con errores estándar robustos

Fixed-effects (within) regression
Group variable: id

Number of obs = 2,792
Number of groups = 214

R-sq: within = 0.7950
between = 0.9681
overall = 0.8819

Obs per group: min = 1
avg = 13.0
max = 22

corr(u_i, Xb) = -0.0408

F(2,213) = 4025.67
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 214 clusters in id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lstock	.5204993	.0187451	27.77	0.000	.4835497	.557449
ldiasxcap	.9007694	.0238457	37.77	0.000	.8537655	.9477732
_cons	-7.387667	.1864298	-39.63	0.000	-7.755151	-7.020184
sigma_u	.15337182					
sigma_e	.29160319					
rho	.21669055	(fraction of variance due to u_i)				

Test de Hausman

	Coefficients			
	(b) FE	(B) RE	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
ldiasxcap	.9726313	.9082688	.0643625	.0154483
lstock	.4666912	.5181386	-.0514474	.0127832

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtabond
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \text{chi2}(2) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 17.79 \\ \text{Prob}>\text{chi2} &= 0.0001 \end{aligned}$$

Test modificado de Wald para Heterocedasticidad

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

$$H_0: \sigma(i)^2 = \sigma^2 \text{ for all } i$$

$$\begin{aligned} \text{chi2}(214) &= 2793.38 \\ \text{Prob}>\text{chi2} &= 0.0000 \end{aligned}$$

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) errors

```
FE (within) regression with AR(1) disturbances   Number of obs   =   2,578
Group variable: id                             Number of groups =   213

R-sq:                                           Obs per group:
  within = 0.8557                               min =         1
  between = 0.9493                              avg =        12.1
  overall = 0.8361                              max =         21

corr(u_i, Xb) = -0.1436                        F(2,2363)       =   7006.57
                                                Prob > F        =   0.0000
```

ltm	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lstock	.0018361	.0117623	0.16	0.876	-.0212295	.0249016
ldiasxcap	.931494	.0159274	58.48	0.000	.9002609	.9627271
_cons	-.1371137	.0597685	-2.29	0.022	-.2543178	-.0199096
rho_ar	.35751763					
sigma_u	.18307164					
sigma_e	.36372094					
rho_fov	.20213256	(fraction of variance because of u_i)				

F test that all u_i=0: F(212,2363) = -2.58 Prob > F = 1.0000

(4a) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago

```
Arellano-Bond dynamic panel-data estimation   Number of obs   =   2,564
Group variable: id                             Number of groups =   214
Time variable: t

Obs per group:
  min =         1
  avg =    11.98131
  max =         20

Number of instruments =   42                    Wald chi2(4)    =   15907.43
                                                Prob > chi2     =   0.0000

One-step results
(Std. Err. adjusted for clustering on id)
```

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ltm						
L1.	-.2225656	.0124995	-17.81	0.000	-.2470641	-.198067
ldiasxcap						
--.	.9678759	.0167423	57.81	0.000	.9350616	1.00069
L1.	.2812444	.0222222	12.66	0.000	.2376897	.3247992
lstock	.4746637	.0183468	25.87	0.000	.4387046	.5106228
_cons	-7.981487	.2929097	-27.25	0.000	-8.55558	-7.407395

Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/2).ltm L(1/1).L.ldiasxcap
Standard: D.lstock
Instruments for level equation
Standard: _cons

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-8.4672	0.0000
2	-9.0777	0.0000
3	8.1308	0.0000

H0: no autocorrelation

Sargan test of overidentifying restrictions
H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(37) = 1332.336
Prob > chi2 = 0.0000

(4b) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta dos rezagos

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation Number of obs = 2,564
 Group variable: id Number of groups = 214
 Time variable: t

Obs per group:
 min = 1
 avg = 11.98131
 max = 20

Number of instruments = 61 Wald chi2(4) = 15445.88
 Prob > chi2 = 0.0000

One-step results
 (Std. Err. adjusted for clustering on id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ltm						
L1.	-.2196345	.0129114	-17.01	0.000	-.2449404	-.1943286
ldiasxcap						
---	.9682681	.0168685	57.40	0.000	.9352064	1.00133
L1.	.2712446	.0234183	11.58	0.000	.2253455	.3171436
lstock	.4708317	.0181424	25.95	0.000	.4352733	.5063901
_cons	-7.864781	.2899328	-27.13	0.000	-8.433039	-7.296523

Instruments for differenced equation
 GMM-type: L(2/3).ltm L(1/1).L.ldiasxcap
 Standard: D.lstock
 Instruments for level equation
 Standard: _cons

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-8.5754	0.0000
2	-9.0301	0.0000
3	8.1573	0.0000

H0: no autocorrelation

Sargan test of overidentifying restrictions
 H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(56) = 1344.664
 Prob > chi2 = 0.0000

(4c) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta tres rezagos

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation Number of obs = 2,564
 Group variable: id Number of groups = 214
 Time variable: t

Obs per group:
 min = 1
 avg = 11.98131
 max = 20

Number of instruments = 79 Wald chi2(4) = 15531.83
 Prob > chi2 = 0.0000

One-step results
 (Std. Err. adjusted for clustering on id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ltm						
L1.	-.2182258	.0127568	-17.11	0.000	-.2432288	-.1932229
ldiasxcap						
--.	.9726313	.0171015	56.87	0.000	.9391131	1.00615
L1.	.2665173	.0224846	11.85	0.000	.2224482	.3105863
lstock	.4666912	.0183514	25.43	0.000	.4307231	.5026593
_cons	-7.812802	.2931159	-26.65	0.000	-8.387299	-7.238305

Instruments for differenced equation
 GMM-type: L(2/4).ltm L(1/1).L.ldiasxcap
 Standard: D.lstock
 Instruments for level equation
 Standard: _cons

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-8.5656	0.0000
2	-8.9734	0.0000
3	8.1428	0.0000

H0: no autocorrelation

Sargan test of overidentifying restrictions

H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(74) = 1373.247
 Prob > chi2 = 0.0000

Embarcaciones en zona Centro¹⁷

Variable	(1) OLS_rob	(2a) RE	(2b) RE_1	(3a) FE	(3b) FE_1	(4a) AB1	(4b) AB2	(4c) AB3
stock	0.5157 (0.0161)**	0.5181 (0.0168)**	0.4980 (0.0151)**	0.5205 (0.0187)**	0.0018 (0.0118)	0.4747 (0.0183)**	0.4708 (0.0181)**	0.4667 (0.0184)**
esfuerzo	0.9138 (0.0190)**	0.9083 (0.0197)**	0.9201 (0.0109)**	0.9008 (0.0238)**	0.9315 (0.0159)**	0.9679 (0.0167)**	0.9683 (0.0169)**	0.9726 (0.0171)**
tipo de casco	-0.1237 (0.0442)**	-0.1047 (0.0408)*	-0.1268 (0.0319)**					
sistema refrig	0.0472 (0.0225)*	0.0538 (0.0226)*	0.0495 (0.0233)*					
captura(-1)						-0.2226 (0.0125)**	-0.2196 (0.0129)**	-0.2182 (0.0128)**
Constant	-7.3397 (0.1886)**	-7.3469 (0.1885)**	-7.1450 (0.1979)**	-7.3877 (0.1864)**	-0.1371 (0.0598)*	-7.9815 (0.2929)**	-7.8648 (0.2899)**	-7.8128 (0.2931)**
n	214	214	214	214	213	214	214	214
R ²	0.8837	.	.	0.7950
R ² _o	.	0.8837	0.8836	0.8819	0.8361	.	.	.
R ² _b	.	0.9700	0.9700	0.9681	0.9493	.	.	.
R ² _w	.	0.7950	0.7948	0.7950	0.8557	.	.	.
RMSE	0.3134	0.3135	0.3137	0.3157	0.3917	0.3722	0.3697	0.3698
σ _u	.	0.1134	0.0873	0.1534	0.1831	.	.	.
σ _e	.	0.2916	0.2923	0.2916	0.3637	.	.	.
ρ	.	0.1314	.	0.2167
ρ _{ar}	.	.	0.3575	.	0.3575	.	.	.
ρ _{fov}	.	.	0.0819	.	0.2021	.	.	.
Sig2	0.0653	0.0653	0.0653

* p<0.05; ** p<0.01

+ Variables captura y esfuerzo pesquero en el periodo t-1

Primera fila-> Coeficientes de regresión β. Segunda fila en paréntesis-> Error estándar de β

Donde:

(1) Pooled OLS regression con cluster-robust standard errors -> OLS_rob

(2a) Random Effects regression -> RE

(2b) Random Effects regression con AR(1) error -> RE_1

(3a) Fixed Effects regression -> FE

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) error -> FE_1

(4a) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago

(4b) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta dos rezagos

(4c) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta tres rezagos

¹⁷ Referido a embarcaciones que pescaron mayormente en la zona Centro en el periodo 2008-2019

Resumen Panel balanceado

		(1)	(2a)	(2b)	(3a)	(3b)	(4)	(5a)	(5b)	(5c)
		OLS_rob	RE	RE_1	FE	FE_1	HT	AB1	AB2	AB3
General+	stock	0.5351 (0.0148)**	0.5299 (0.0162)**	0.5110 (0.0130)**	0.5274 (0.0175)**	0.4927 (0.0137)**	0.5274 (0.0134)**	0.5642 (0.0174)**	0.5541 (0.0171)**	0.5475 (0.0172)**
	esfuerzo	0.9199 (0.0132)**	0.9256 (0.0145)**	0.9338 (0.0076)**	0.9284 (0.0166)**	0.9423 (0.0086)**	0.9292 (0.0084)**	0.8989 (0.0152)**	0.8986 (0.0154)**	0.9011 (0.0154)**
Acero	stock	0.6013 (0.0141)**	0.6096 (0.0146)**	0.5855 (0.0145)**	0.6152 (0.0159)**	0.5750 (0.0154)**	0.6151 (0.0152)**	0.5876 (0.0167)**	0.6421 (0.0149)**	0.6382 (0.0150)**
	esfuerzo	0.8996 (0.0159)**	0.8851 (0.0167)**	0.8994 (0.0096)**	0.8751 (0.0198)**	0.8975 (0.0111)**	0.8750 (0.0109)**	0.8448 (0.0176)**	0.7630 (0.0140)**	0.7699 (0.0143)**
Madera	stock	0.3301 (0.0317)**	0.2629 (0.0322)**	0.2553 (0.0269)**	0.2419 (0.0338)**	0.2302 (0.0279)**	- -	0.1988 (0.0467)**	0.1946 (0.0464)**	0.1949 (0.0451)**
	esfuerzo	0.9723 (0.0272)**	1.0256 (0.0274)**	1.0277 (0.0128)**	1.0421 (0.0290)**	1.0426 (0.0136)**	- -	1.1216 (0.0359)**	1.1233 (0.0354)**	1.1223 (0.0346)**
Zona Norte++	stock	0.5959 (0.0276)**	0.5587 (0.0282)**	0.4785 (0.0249)**	0.5246 (0.0307)**	-0.0324 (0.0100)**	- -	0.4869 (0.0273)**	0.4701 (0.0268)**	0.4529 (0.0274)**
	esfuerzo	0.9161 (0.0168)**	0.9315 (0.0190)**	0.9485 (0.0105)**	0.9470 (0.0230)**	1.0449 (0.0126)**	- -	0.9762 (0.0219)**	0.9791 (0.0224)**	0.9911 (0.0225)**
Zona Centro++	stock	0.5157 (0.0161)**	0.5181 (0.0168)**	0.4980 (0.0151)**	0.5205 (0.0187)**	0.0018 (0.0118)	- -	0.4747 (0.0183)**	0.4708 (0.0181)**	0.4667 (0.0184)**
	esfuerzo	0.9138 (0.0190)**	0.9083 (0.0197)**	0.9201 (0.0109)**	0.9008 (0.0238)**	0.9315 (0.0159)**	- -	0.9679 (0.0167)**	0.9683 (0.0169)**	0.9726 (0.0171)**

* p<0.05; ** p<0.01

+ Referido a embarcaciones de acero y madera en la zona Norte-Centro

++Referido a embarcaciones que pescaron mayormente en la zona Norte (o Centro) durante la temporada

Primera fila-> Coeficientes de regresión β . Segunda fila en paréntesis-> Error estándar de β

Donde:

(1) Pooled OLS regression con cluster-robust standard errors -> OLS_rob

(2a) Random Effects regression -> RE

(2b) Random Effects regression con AR(1) error -> RE_1

(3a) Fixed Effects regression -> FE

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) error -> FE_1

(4) Hausman Taylor estimation con variables "Idias" y "Istock" potentially correlated with individual effects ->HT

(5a) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago

(5b) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta dos rezagos

(5c) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta tres rezagos

ANEXO B: REGRESIÓN PANEL NO BALANCEADO

B.1 Embarcaciones en zona Norte¹⁸

(1) Pooled OLS regression con errores estándar robustos

```

Linear regression                               Number of obs   =   11,260
                                                F(4, 1186)     =   15844.86
                                                Prob > F       =   0.0000
                                                R-squared     =   0.9260
                                                Root MSE     =   .31991
    
```

(Std. Err. adjusted for 1,187 clusters in id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lstock	.4065075	.0123859	32.82	0.000	.3822068	.4308083
ldiasxcap	.947573	.0077285	122.61	0.000	.9324099	.9627361
casco	-.1439186	.0199299	-7.22	0.000	-.1830204	-.1048168
refrig	.0749833	.01903	3.94	0.000	.0376472	.1123195
_cons	-6.03797	.1615614	-37.37	0.000	-6.354948	-5.720992

(2a) Random Effects regression con errores estándar robustos

```

Random-effects GLS regression                 Number of obs   =   11,260
Group variable: id                          Number of groups =   1,187
    
```

```

R-sq:                                       Obs per group:
within = 0.8476                             min = 1
between = 0.9500                             avg = 9.5
overall = 0.9256                             max = 22
    
```

```

corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Wald chi2(4)    =   55905.77
                                                Prob > chi2     =   0.0000
    
```

(Std. Err. adjusted for 1,187 clusters in id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lstock	.3510158	.0125721	27.92	0.000	.3263749	.3756566
ldiasxcap	.9834903	.0086879	113.20	0.000	.9664622	1.000518
casco	-.1927732	.020023	-9.63	0.000	-.2320175	-.1535288
refrig	.0236819	.0191287	1.24	0.216	-.0138096	.0611735
_cons	-5.463934	.1553738	-35.17	0.000	-5.768462	-5.159407
sigma_u	.18543936					
sigma_e	.28303269					
rho	.30034218	(fraction of variance due to u_i)				

Test del Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan para heterocedasticidad

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$ltm[id,t] = Xb + u[id] + e[id,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ltm	1.382	1.175585
e	.0801075	.2830327
u	.0343878	.1854394

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 2754.54
Prob > chibar2 = 0.0000

¹⁸ Referido a embarcaciones que pescaron mayormente en la zona Norte en el periodo 2008-2019.

(2b) Random Effects regression con AR(1) error

```

RE GLS regression with AR(1) disturbances      Number of obs   =   11,260
Group variable: id                          Number of groups =    1,187

R-sq:                                        Obs per group:
  within = 0.8476                               min =         1
  between = 0.9497                             avg =        9.5
  overall = 0.9254                              max =       22

corr(u_i, Xb) = 0 (assumed)                   Wald chi2(5)    =   91055.29
                                              Prob > chi2     =    0.0000

-----+----- theta -----+-----
      min      5%      median      95%      max
0.0822  0.1730  0.4096    0.4423  0.4460
-----+-----+-----

      ltm      Coef.   Std. Err.   z    P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----
      lstock   .3294868   .0104312   31.59  0.000   .3090421   .3499315
      ldiasxcap .9843809   .0046258  212.80  0.000   .9753146   .9934472
      casco    -.2018741   .0150694  -13.40  0.000  -.2314095  -.1723387
      refrig   .0355753   .0206939   1.72   0.086  -.0049841   .0761346
      _cons    -5.155501   .1405943  -36.67  0.000  -5.431061  -4.879941

      rho_ar    .3098599   (estimated autocorrelation coefficient)
      sigma_u   .13200238
      sigma_e   .29009987
      rho_fov   .17153169   (fraction of variance due to u_i)
    
```

(3a) Fixed Effects regression con errores estándar robustos

```

Fixed-effects (within) regression          Number of obs   =   11,260
Group variable: id                       Number of groups =    1,187

R-sq:                                        Obs per group:
  within = 0.8476                               min =         1
  between = 0.9472                             avg =        9.5
  overall = 0.9237                              max =       22

corr(u_i, Xb) = -0.4235                   F(2,1186)      =   13715.31
                                              Prob > F       =    0.0000

                                 (Std. Err. adjusted for 1,187 clusters in id)

      ltm      Coef.   Robust Std. Err.   t    P>|t|   [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----
      lstock   .329746   .0132748   24.84  0.000   .3037012   .3557908
      ldiasxcap .9952468   .009723    102.36  0.000   .9761705   1.014323
      _cons    -5.299054   .1544515   -34.31  0.000  -5.602083  -4.996026

      sigma_u   .25856923
      sigma_e   .28302233
      rho       .45494141   (fraction of variance due to u_i)
    
```

Test de Hausman

```

-----+-----+-----+-----+-----+-----
      (b)      (B)      (b-B)      sqrt(diag(V_b-V_B))
      FE      RE      Difference      S.E.
-----+-----+-----+-----+-----
      lstock   .329746   .3510158   -.0212698   .0032376
      ldiasxcap .9952468   .9834903   .0117566   .0024373
    
```

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```

      chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
              =      45.90
      Prob>chi2 =      0.0000
    
```

Test modificado de Wald para Heterocedasticidad

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
 in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

```

chi2 (1187) = 2.4e+30
Prob>chi2 = 0.0000
    
```

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) errors

```
FE (within) regression with AR(1) disturbances   Number of obs   =   10,073
Group variable: id                             Number of groups =    1,086

R-sq:                                          Obs per group:
  within = 0.9016                               min =           1
  between = 0.9642                              avg =           9.3
  overall = 0.9127                              max =           21

corr(u_i, Xb) = -0.5871                       F(2,8985)       =  41160.39
                                                Prob > F        =    0.0000
```

ltm	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lstock	-.0135351	.0041878	-3.23	0.001	-.0217441	-.0053261
ldiasxcap	1.045685	.0054943	190.32	0.000	1.034915	1.056455
_cons	-.7100229	.0300698	-23.61	0.000	-.7689666	-.6510791
rho_ar	.30989188					
sigma_u	.29243765					
sigma_e	.30725394					
rho_fov	.47530856	(fraction of variance because of u_i)				

F test that all u_i=0: F(1085,8985) = 1.39 Prob > F = 0.0000



(4a) Hausman Taylor estimation con variables “ldias” potentially correlated with individual effects

```

Hausman-Taylor estimation      Number of obs   =   11,260
Group variable: id           Number of groups =    1,187

                                Obs per group:
                                min =         1
                                avg =         9.5
                                max =        22

Random effects u_i ~ i.i.d.   Wald chi2(4)    =   69206.11
                                Prob > chi2       =    0.0000
    
```

ltm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
TVexogenous						
lstock	.3316919	.0108932	30.45	0.000	.3103417	.3530422
casco	-.2131736	.0200045	-10.66	0.000	-.2523817	-.1739655
TVendogenous						
ldiasxcap	.9943207	.0051267	193.95	0.000	.9842726	1.004369
TIexogenous						
refrig	.0234206	.029353	0.80	0.425	-.0341102	.0809515
_cons	-5.253145	.1461234	-35.95	0.000	-5.539541	-4.966748
sigma_u	.24220463					
sigma_e	.28299054					
rho	.42280697	(fraction of variance due to u_i)				

Note: TV refers to time varying; TI refers to time invariant.

(4b) Hausman Taylor estimation con variables “lstock” potentially correlated with individual effects

```

Hausman-Taylor estimation      Number of obs   =   11,260
Group variable: id           Number of groups =    1,187

                                Obs per group:
                                min =         1
                                avg =         9.5
                                max =        22

Random effects u_i ~ i.i.d.   Wald chi2(4)    =   68822.78
                                Prob > chi2       =    0.0000
    
```

ltm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
TVexogenous						
ldiasxcap	.9920308	.0050693	195.69	0.000	.9820952	1.001966
casco	-.204932	.0198255	-10.34	0.000	-.2437893	-.1660747
TVendogenous						
lstock	.3345432	.0108447	30.85	0.000	.313288	.3557985
TIexogenous						
refrig	.0243668	.0293588	0.83	0.407	-.0331755	.0819091
_cons	-5.28098	.1457581	-36.23	0.000	-5.566661	-4.9953
sigma_u	.24220463					
sigma_e	.28299054					
rho	.42280697	(fraction of variance due to u_i)				

Note: TV refers to time varying; TI refers to time invariant.

(4c) Hausman Taylor estimation con variables “ldias” y “lstock” potentially correlated with individual effects

Hausman-Taylor estimation
 Group variable: id
 Number of obs = 11,260
 Number of groups = 1,187
 Obs per group:
 min = 1
 avg = 9.5
 max = 22
 Random effects u_i ~ i.i.d.
 Wald chi2(4) = 68820.95
 Prob > chi2 = 0.0000

ltm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
TVexogenous						
casco	-.2266846	.0206251	-10.99	0.000	-.2671092 - .1862601	
TVendogenous						
ldiasxcap	.9952245	.005138	193.70	0.000	.9851543 1.005295	
lstock	.3297943	.0109166	30.21	0.000	.3083981 .3511905	
TIexogenous						
refrig	.0253179	.0293633	0.86	0.389	-.0322332 .082869	
_cons	-5.227006	.1464547	-35.69	0.000	-5.514052 -4.93996	
sigma_u	.24220463					
sigma_e	.28299054					
rho	.42280697	(fraction of variance due to u_i)				

Note: TV refers to time varying; TI refers to time invariant.

(5a) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation
 Group variable: id
 Time variable: t
 Number of obs = 8,268
 Number of groups = 1,011
 Obs per group:
 min = 1
 avg = 8.178042
 max = 20
 Number of instruments = 42
 Wald chi2(4) = 38470.30
 Prob > chi2 = 0.0000
 One-step results
 (Std. Err. adjusted for clustering on id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
ltm					
L1.	-.2531689	.0101303	-24.99	0.000	-.2730239 - .2333139
ldiasxcap					
--.	.9696571	.0120946	80.17	0.000	.9459521 .993362
L1.	.3772531	.0144322	26.14	0.000	.3489665 .4055397
lstock					
_cons	.433005	.0164129	26.38	0.000	.4008363 .4651737
_cons	-7.676913	.2224462	-34.51	0.000	-8.1129 -7.240927

Instruments for differenced equation
 GMM-type: L(2/2).ltm L(1/1).L.ldiasxcap
 Standard: D.lstock
 Instruments for level equation
 Standard: _cons

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-13.779	0.0000
2	-16.369	0.0000
3	13.666	0.0000

H0: no autocorrelation

Sargan test of overidentifying restrictions
 H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(37) = 3801.731
 Prob > chi2 = 0.0000

(5b) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta dos rezagos

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation
 Group variable: id
 Time variable: t

Number of obs = 8,268
 Number of groups = 1,011
 Obs per group:
 min = 1
 avg = 8.178042
 max = 20

Number of instruments = 61
 Wald chi2(4) = 37718.58
 Prob > chi2 = 0.0000

One-step results
 (Std. Err. adjusted for clustering on id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ltm						
L1.	-.2427571	.0098993	-24.52	0.000	-.2621593	-.2233549
ldiasxcap						
--.	.9733047	.0121808	79.91	0.000	.9494308	.9971785
L1.	.3504455	.0133318	26.29	0.000	.3243156	.3765753
lstock	.4140573	.0157751	26.25	0.000	.3831387	.444976
_cons	-7.299443	.2048757	-35.63	0.000	-7.700992	-6.897894

Instruments for differenced equation
 GMM-type: L(2/3).ltm L(1/1).L.ldiasxcap
 Standard: D.lstock
 Instruments for level equation
 Standard: _cons

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-14.193	0.0000
2	-16.244	0.0000
3	14.076	0.0000

H0: no autocorrelation

Sargan test of overidentifying restrictions
 H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(56) = 3895.649
 Prob > chi2 = 0.0000

(5c) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta tres rezagos

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation Number of obs = 8,268
 Group variable: id Number of groups = 1,011
 Time variable: t

Obs per group:
 min = 1
 avg = 8.178042
 max = 20

Number of instruments = 79 Wald chi2(4) = 38045.08
 Prob > chi2 = 0.0000

One-step results
 (Std. Err. adjusted for clustering on id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ltm						
L1.	-.2432935	.0099278	-24.51	0.000	-.2627516	-.2238353
ldiasxcap						
--.	.9742567	.0121813	79.98	0.000	.9503818	.9981316
L1.	.3495441	.0133048	26.27	0.000	.3234673	.3756209
lstock	.4108059	.0155958	26.34	0.000	.3802388	.4413731
_cons	-7.248516	.2012326	-36.02	0.000	-7.642925	-6.854107

Instruments for differenced equation
 GMM-type: L(2/4).ltm L(1/1).L.ldiasxcap
 Standard: D.lstock
 Instruments for level equation
 Standard: _cons

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-14.272	0.0000
2	-16.158	0.0000
3	14.062	0.0000

H0: no autocorrelation

Sargan test of overidentifying restrictions
 H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(74) = 3923.08
 Prob > chi2 = 0.0000

Embarcaciones en zona Norte

Variable	(1) OLS_rob	(2a) RE	(2b) RE_1	(3a) FE	(3b) FE_1	(4) HT	(5a) AB1	(5b) AB2	(5c) AB3
stock	0.4065 (0.0124)**	0.3510 (0.0126)**	0.3295 (0.0104)**	0.3297 (0.0133)**	-0.0135 (0.0042)**	0.3298 (0.0109)**	0.4330 (0.0164)**	0.4141 (0.0158)**	0.4108 (0.0156)**
esfuerzo	0.9476 (0.0077)**	0.9835 (0.0087)**	0.9844 (0.0046)**	0.9952 (0.0097)**	1.0457 (0.0055)**	0.9952 (0.0051)**	0.9697 (0.0121)**	0.9733 (0.0122)**	0.9743 (0.0122)**
tipo casco	-0.1439 (0.0199)**	-0.1928 (0.0200)**	-0.2019 (0.0151)**			-0.2267 (0.0206)**			
sistema refrig	0.0750 (0.0190)**	0.0237 (0.0191)	0.0356 (0.0207)			0.0253 (0.0294)			
captura(-1)							-0.2532 (0.0101)**	-0.2428 (0.0099)**	-0.2433 (0.0099)**
esfuerzo(-1)							0.3773 (0.0144)**	0.3504 (0.0133)**	0.3495 (0.0133)**
Intercepto	-6.0380 (0.1616)**	-5.4639 (0.1554)**	-5.1555 (0.1406)**	-5.2991 (0.1545)**	-0.7100 (0.0301)**	-5.2270 (0.1465)**	-7.6769 (0.2224)**	-7.2994 (0.2049)**	-7.2485 (0.2012)**
n	1187	1187	1187	1187	1086	1187	1011	1011	1011
R ²	0.9260	.	.	0.8476
R ² _o	.	0.9256	0.9254	0.9237	0.9127
R ² _b	.	0.9500	0.9497	0.9472	0.9642
R ² _w	.	0.8476	0.8476	0.8476	0.9016
RMSE	0.3199	0.3213	0.3214	0.3359	0.3961	0.3223	0.4268	0.4172	0.4170
σ _u	.	0.1854	0.1320	0.2586	0.2924	0.2422	.	.	.
σ _e	.	0.2830	0.2901	0.2830	0.3073	0.2830	.	.	.
ρ	.	0.3003	.	0.4549	.	0.4228	.	.	.
ρ _{ar}	.	.	0.3099	.	0.3099
ρ _{fov}	.	.	0.1715	.	0.4753
Sig2	0.0630	0.0630	0.0629

* p<0.05; ** p<0.01

+ Variables captura y esfuerzo pesquero en el periodo t-1

Primera fila-> Coeficientes de regresión β . Segunda fila en paréntesis-> Error estándar de β

Donde:

(1) Pooled OLS regression con cluster-robust standard errors -> OLS_rob

(2a) Random Effects regression -> RE

(2b) Random Effects regression con AR(1) error -> RE_1

(3a) Fixed Effects regression -> FE

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) error -> FE_1

(4) Hausman Taylor estimation con variables "ldias" y "lstock" potentially correlated with individual effects ->HT

(5a) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago

(5b) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta dos rezagos

(5c) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta tres rezagos

B.2 Embarcaciones en zona Centro¹⁹

(1) Pooled OLS regression con errores estándar robustos

```

Linear regression                               Number of obs   =    6,401
                                                F(4, 900)      =   6619.91
                                                Prob > F       =    0.0000
                                                R-squared     =    0.9006
                                                Root MSE     =    .3467
    
```

(Std. Err. adjusted for 901 clusters in id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lstock	.4199825	.0132944	31.59	0.000	.3938908	.4460742
ldiasxcap	.9552871	.011849	80.62	0.000	.9320323	.978542
casco	-.1741015	.0234911	-7.41	0.000	-.2202051	-.1279978
refrig	.0187708	.0185363	1.01	0.312	-.0176087	.0551503
_cons	-6.2848	.1515948	-41.46	0.000	-6.58232	-5.987279

(2a) Random Effects regression con errores estándar robustos

```

Random-effects GLS regression                 Number of obs   =    6,401
Group variable: id                          Number of groups =    901

R-sq:                                        Obs per group:
  within = 0.8045                            min =          1
  between = 0.9067                           avg =         7.1
  overall = 0.9004                           max =         22
    
```

```

Wald chi2(4) = 22301.38
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Prob > chi2    = 0.0000
    
```

(Std. Err. adjusted for 901 clusters in id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lstock	.4149182	.0137638	30.15	0.000	.3879417	.4418948
ldiasxcap	.9625473	.0141829	67.87	0.000	.9347493	.9903453
casco	-.1333423	.0260095	-5.13	0.000	-.1843201	-.0823646
refrig	-.0074809	.020914	-0.36	0.721	-.0484715	.0335097
_cons	-6.304796	.1463922	-43.07	0.000	-6.591719	-6.017872
sigma_u	.31385412					
sigma_e	.30178336					
rho	.51959939	(fraction of variance due to u_i)				

Test del Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan para heterocedasticidad

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$l_{tm}[id,t] = Xb + u[id] + e[id,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
l _{tm}	1.208816	1.099462
e	.0910732	.3017834
u	.0985044	.3138541

Test: Var(u) = 0

```

chibar2(01) = 718.50
Prob > chibar2 = 0.0000
    
```

¹⁹ Referido a embarcaciones que pescaron mayormente en la zona Centro en el periodo 2008-2019.

(2b) Random Effects regression con AR(1) error

RE GLS regression with AR(1) disturbances
Group variable: id

Number of obs = 6,401
Number of groups = 901

R-sq:
within = 0.8043
between = 0.9071
overall = 0.9005

Obs per group:
min = 1
avg = 7.1
max = 22

corr(u_i, Xb) = 0 (assumed)

Wald chi2(5) = 39492.22
Prob > chi2 = 0.0000

		theta				
min	5%	median	95%	max		
0.1024	0.1705	0.4128	0.4558	0.4583		

ltm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lstock	.3920406	.0105962	37.00	0.000	.3712724	.4128088
ldiasxcap	.9714314	.007101	136.80	0.000	.9575137	.9853492
casco	-.1740101	.0214238	-8.12	0.000	-.2160001	-.1320202
refrig	.0020019	.0237942	0.08	0.933	-.0446338	.0486375
_cons	-6.023942	.1407899	-42.79	0.000	-6.299885	-5.747999
rho_ar	.40071456	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	.16363068					
sigma_e	.30524752					
rho_fov	.22321604	(fraction of variance due to u_i)				

(3a) Fixed Effects regression con errores estándar robustos

Fixed-effects (within) regression
Group variable: id

Number of obs = 6,401
Number of groups = 901

R-sq:
within = 0.8046
between = 0.9040
overall = 0.8978

Obs per group:
min = 1
avg = 7.1
max = 22

corr(u_i, Xb) = -0.2020

F(2,900) = 7806.51
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 901 clusters in id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lstock	.4236003	.0139816	30.30	0.000	.3961599	.4510407
ldiasxcap	.9520423	.015486	61.48	0.000	.9216493	.9824352
_cons	-6.43296	.1416373	-45.42	0.000	-6.710938	-6.154982
sigma_u	.3684812					
sigma_e	.30178336					
rho	.59853403	(fraction of variance due to u_i)				

Test de Hausman

	Coefficients			
	(b) FE	(B) RE	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
lstock	.4236003	.4149182	.0086821	.003471
ldiasxcap	.9520423	.9625473	-.010505	.0039863

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \text{chi2}(2) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 7.62 \\ \text{Prob}>\text{chi2} &= 0.0221 \end{aligned}$$

Test modificado de Wald para Heterocedasticidad

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

$$\begin{aligned} \text{chi2}(901) &= 2.6e+31 \\ \text{Prob}>\text{chi2} &= 0.0000 \end{aligned}$$

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) errors

```
FE (within) regression with AR(1) disturbances   Number of obs   =   5,500
Group variable: id                             Number of groups =   743

R-sq:                                           Obs per group:
  within = 0.8626                               min =           1
  between = 0.9512                              avg =           7.4
  overall = 0.8667                              max =           21

corr(u_i, Xb) = -0.3878                        F(2,4755)       = 14921.23
                                                Prob > F        = 0.0000
```

ltm	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lstock	-.0441506	.0072893	-6.06	0.000	-.058441	-.0298601
ldiasxcap	.9900835	.0103215	95.92	0.000	.9698486	1.010318
_cons	.0469438	.0377657	1.24	0.214	-.0270945	.1209822
rho_ar	.40071456					
sigma_u	.27511493					
sigma_e	.36537382					
rho_fov	.36182217	(fraction of variance because of u_i)				

F test that all u_i=0: F(742,4755) = -0.60 Prob > F = 1.0000



(4b) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta dos rezagos

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation Number of obs = 5,301
 Group variable: id Number of groups = 799
 Time variable: t

Obs per group:
 min = 1
 avg = 6.634543
 max = 20

Number of instruments = 61 Wald chi2(4) = 29627.17
 Prob > chi2 = 0.0000

One-step results

(Std. Err. adjusted for clustering on id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ltm						
L1.	-.2616691	.0105148	-24.89	0.000	-.2822777	-.2410604
ldiasxcap						
--.	1.015402	.0138476	73.33	0.000	.9882608	1.042542
L1.	.3528043	.0177977	19.82	0.000	.3179216	.3876871
lstock	.3846878	.0149548	25.72	0.000	.355377	.4139986
_cons	-7.328399	.2201971	-33.28	0.000	-7.759977	-6.89682

Instruments for differenced equation
 GMM-type: L(2/3).ltm L(1/1).L.ldiasxcap
 Standard: D.lstock
 Instruments for level equation
 Standard: _cons

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-11.825	0.0000
2	-12.096	0.0000
3	10.835	0.0000

H0: no autocorrelation

Sargan test of overidentifying restrictions
 H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(56) = 2790.811
 Prob > chi2 = 0.0000

(4c) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta tres rezagos

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation Number of obs = 5,301
 Group variable: id Number of groups = 799
 Time variable: t

Obs per group:
 min = 1
 avg = 6.634543
 max = 20

Number of instruments = 79 Wald chi2(4) = 29407.92
 Prob > chi2 = 0.0000

One-step results
 (Std. Err. adjusted for clustering on id)

ltm	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ltm						
L1.	-.2576314	.0103636	-24.86	0.000	-.2779436	-.2373192
ldiasxcap						
--.	1.014455	.0141416	71.74	0.000	.9867382	1.042172
L1.	.3419018	.0169183	20.21	0.000	.3087426	.3750609
lstock	.3817542	.0149313	25.57	0.000	.3524894	.4110191
_cons	-7.217415	.2117531	-34.08	0.000	-7.632444	-6.802387

Instruments for differenced equation
 GMM-type: L(2/4).ltm L(1/1).L.ldiasxcap
 Standard: D.lstock
 Instruments for level equation
 Standard: _cons

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-11.813	0.0000
2	-12.094	0.0000
3	10.879	0.0000

H0: no autocorrelation

Sargan test of overidentifying restrictions
 H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(74) = 2807.078
 Prob > chi2 = 0.0000

Embarcaciones en zona Centro

Variable	(1) OLS_rob	(2a) RE	(2b) RE_1	(3a) FE	(3b) FE_1	(4a) AB1	(4b) AB2	(4c) AB3
stock	0.4200 (0.0133)**	0.4149 (0.0138)**	0.3920 (0.0106)**	0.4236 (0.0140)**	-0.0442 (0.0073)**	0.3945 (0.0151)**	0.3847 (0.0150)**	0.3818 (0.0149)**
esfuerzo	0.9553 (0.0118)**	0.9625 (0.0142)**	0.9714 (0.0071)**	0.9520 (0.0155)**	0.9901 (0.0103)**	1.0202 (0.0136)**	1.0154 (0.0138)**	1.0145 (0.0141)**
tipo casco	-0.1741 (0.0235)**	-0.1333 (0.0260)**	-0.1740 (0.0214)**					
sistema refrig	0.0188 (0.0185)	-0.0075 (0.0209)	0.0020 (0.0238)					
captura(-1)						-0.2736 (0.0109)**	-0.2617 (0.0105)**	-0.2576 (0.0104)**
Constant	-6.2848 (0.1516)**	-6.3048 (0.1464)**	-6.0239 (0.1408)**	-6.4330 (0.1416)**	0.0469 (0.0378)	-7.7202 (0.2334)**	-7.3284 (0.2202)**	-7.2174 (0.2118)**
n	901	901	901	901	743	799	799	799
R ²	0.9006	.	.	0.8046
R ² _o	.	0.9004	0.9005	0.8978	0.8667	.	.	.
R ² _b	.	0.9067	0.9071	0.9040	0.9512	.	.	.
R ² _w	.	0.8045	0.8043	0.8046	0.8626	.	.	.
RMSE	0.3467	0.3475	0.3475	0.3543	0.4341	0.4658	0.4464	0.4412
σ _u	.	0.3139	0.1636	0.3685	0.2751	.	.	.
σ _e	.	0.3018	0.3052	0.3018	0.3654	.	.	.
ρ	.	0.5196	.	0.5985
ρ _{ar}	.	.	0.4007	.	0.4007	.	.	.
ρ _{rov}	.	.	0.2232	.	0.3618	.	.	.
Sig2	0.0693	0.0693	0.0694

* p<0.05; ** p<0.01

+ Variables captura y esfuerzo pesquero en el periodo t-1

Primera fila-> Coeficientes de regresión β. Segunda fila en paréntesis-> Error estándar de β

Donde:

(1) Pooled OLS regression con cluster-robust standard errors -> OLS_rob

(2a) Random Effects regression -> RE

(2b) Random Effects regression con AR(1) error -> RE_1

(3a) Fixed Effects regression -> FE

(3b) Fixed Effects regression con AR(1) error -> FE_1

(4a) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta un rezago

(4b) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta dos rezagos

(4c) Instrumental Variables regression in First Difference model – Arellano Bond estimator con instrumentos para variable dependiente hasta tres rezagos

ANEXO C: MODELAMIENTO DEL STOCK PESQUERO

El Instituto del Mar del Perú (IMARPE) es la entidad responsable del monitoreo e investigación científica de la actividad pesquera y de la biología y dinámica de las poblaciones de seres vivos que habitan el mar peruano, generando un conocimiento de éste que permita asesorar al Estado en la toma de decisiones con respecto al uso racional de los recursos pesqueros y la conservación del medio ambiente marítimo, evitando así la sobreexplotación de los recursos hidrobiológicos. Para que un recurso pueda ser explotado, debe contar con una abundancia y una población de adultos en capacidad de reproducción tales que las posibilidades de crecimiento neto de la población sean mayores que el nivel de aprovechamiento del recurso, salvaguardándolo de una potencial extinción. Por ello, conocer la abundancia existente, su sensibilidad a las condiciones ambientales variables. La estructura de edad y de distribución de la población, y el efecto de la pesca en la mortalidad de esta, son requerimientos importantes para regular el esfuerzo pesquero (controlando y regulando los métodos de pesca, el número de capturas, fechas y lugares en donde se permite la pesca, etc.). Para la estimación de la biomasa de un recurso pesquero, IMARPE utiliza diferentes métodos como la hidroacústica, el análisis de población virtual (APV) y la captura por unidad de esfuerzo (CPUE).

C.1 Estimación de la biomasa mediante métodos hidroacústicos

Este método consiste en la emisión de pulsos desde transductores ubicados debajo del agua y orientados hacia el fondo, y la recepción de los ecos devueltos de los obstáculos que las ondas encontraron en el camino (como por ejemplo peces), a partir de estos ecos de diferentes intensidades de sonido se realizan estimaciones por unidad de muestreo de una milla náutica de la densidad y número de los peces, lo cual sirve para inferir la biomasa de las diferentes especies, a través de técnicas de ecointegración y de identificación de ecoregistros. Simmonds y McLennan (2005) detallan algunos sesgos de la hidroacústica en la evaluación de recursos pesqueros, como por ejemplo límites de cobertura y detección, el evitamiento de las embarcaciones acústicas por parte de los peces, el reconocimiento de especies, entre otros, que hacen que el método tienda generalmente a subestimar. Cabe mencionar que, los avances tecnológicos y científicos, apoyados en la ciencia estadística, vienen buscando reducir los problemas antes mencionados, desarrollando herramientas que permitan identificar con mayor precisión a las especies a partir de registros acústicos (Ballón et al 2008), lo cual otorga un mayor grado de confiabilidad a los resultados obtenidos por

los métodos hidroacústicos. En el Perú desde 1983 IMARPE viene utilizando técnicas hidroacústicas para la determinación de la distribución y abundancia de recursos pelágicos (Gutierrez 2000). Actualmente se realizan en promedio dos cruceros al año dirigidos específicamente a la evaluación acústica de especies pelágicas. Las estimaciones de biomasa hidroacústica constituyen información relevante al momento de establecer cuotas de captura. Sin embargo otros métodos, como el análisis de población virtual y de captura por unidad de esfuerzo complementan este método y permiten obtener un mejor panorama del estado del recurso y su vulnerabilidad a la pesca.

C.2 Análisis de Población Virtual (APV)

Una forma de estudiar el efecto de la pesca sobre los peces es a través de modelos de dinámica poblacional. En esta categoría se encuentran los métodos de análisis de población virtual basados en las estructuras demográficas por edades de las poblaciones marinas explotadas. Este método determina la abundancia y la mortalidad por pesca para cada cohorte, es decir, grupo de peces de la misma edad, utilizando información previa sobre las capturas anteriores y la mortalidad natural (Laurec y Leguen 1981). Una ventaja para su utilización es que requiere pocos datos cuya recolección es fácil y poco costosa. Sin embargo, factores como el supuesto de mortalidad natural constante (o no considerar la variabilidad de la mortalidad natural y los factores que en ella influyen) son limitantes en las que debemos reparar al interpretar los resultados del análisis de población virtual. Considerando esto, la información que el método puede brindar sobre el comportamiento de las cohortes complementada y contrastada con las estimaciones procedentes de métodos hidroacústicos y de captura por unidad de esfuerzo, es de gran utilidad para IMARPE para la evaluación de los stocks pesqueros (Bouchon et al 2000).

C.3 Modelo de Captura por Unidad de Esfuerzo (CPUE)

Los modelos de captura por unidad de esfuerzo son aquellos que se basan en información de las capturas, entendido como nivel de extracción obtenido por las embarcaciones en zonas de pesca determinadas, y el esfuerzo pesquero, entendido como cantidad de trabajo realizado por una unidad pesquera en cierta unidad de tiempo (Laurec y Le Guen 1981).

Una aproximación a estos modelos (Freon y Misund 1999) plantea que:

$$B_t = CPUE_t/q \quad (C-1)$$

Donde B_t : Biomasa (abundancia expresada en peso total del recurso) en el tiempo t

q : Coeficiente de capturabilidad, definido como la fracción del stock capturado, en promedio, por unidad de esfuerzo

$CPUE_t$: Índice de captura por unidad de esfuerzo en el tiempo t . Y

$$CPUE_t = C_t/E_t:$$

Donde C_t : Captura total en el tiempo t

E_t : Esfuerzo pesquero en el tiempo t

Existen diversas formas de calcular el esfuerzo y por lo tanto, diversas maneras de calcular la captura por unidad de esfuerzo. Bouchon et al (2000) describen tres índices de captura por unidad de esfuerzo para la pesquería de anchoveta que se estiman a escalas mensual, estacional y anual: CPUE en base a captura por viaje estandarizado, en base a captura por tonelaje de registro bruto por embarcación por viaje y en base a captura por tonelaje de registro bruto por embarcación por hora de viaje.

Con un coeficiente de capturabilidad constante, el modelo (C-1) asume una relación directamente proporcional entre la CPUE y la biomasa, y asume que los grupos de edad se mantienen constantes a través del tiempo, lo que haría de la CPUE un buen índice de abundancia. No obstante, Freon y Misund (1999) indican algunos factores importantes relacionados a variaciones (en tiempo y espacio) en el medio ambiente, la densidad de los peces, sus niveles de agregación (cardúmenes, conglomerados de cardúmenes, conglomerados de conglomerados), así como las estrategias de pesca, el esfuerzo y la capturabilidad, por lo que la relación de proporcionalidad entre la CPUE y la abundancia no se cumple (Harley et al 2001, Csirke 1989). Bertrand (2005) refiere que para especies que forman agregaciones como la anchoveta, el tamaño de éstas disminuye cuando la explotación pesquera aumenta y los peces que quedan forman nuevas agregaciones. Al reducirse el tamaño de la población y del hábitat, el esfuerzo de búsqueda también se atenúa, por lo que la CPUE aumenta. Cuando esto sucedía, el aumento de captura era interpretado por los pescadores como un indicador de incremento en la abundancia, por lo que pescaban aún más, cuando en realidad la capturabilidad aumentaba y la abundancia disminuía.