EL DILEMA DE LA ESCALA PRODUCTIVA FRENTE A CICLOS DE ABUNDANCIA

La pesca industrial en Chile*

Julio Peña-Torres, Sebastián Vergara y Michael Basch**

RESUMEN

A menudo la escala productiva de diversas pesquerías en el mundo muestra escasa flexibilidad frente a descensos en la abundancia de la pesca, lo que en ocasiones genera situaciones de colapso pesquero. Aquí estudiamos las dos pesquerías con mayor volumen de desembarques en Chile y que además se caracterizan por enfrentar gran variabilidad en su abundancia. Analizamos aspectos productivos que afectan los incentivos para ajustar a la baja el esfuerzo de pesca. Con datos de panel, estimamos funciones de producción para las flotas industriales en cada pesquería. Obtenemos dos resultados principales. Primero, confirmamos la relevancia empírica de tecnologías de captura Translog. Esto contradice una práctica frecuente en modelos bioeconómicos: considerar elasticidades captura-insumos constantes e independientes de la escala de producción. Segundo, identificamos un conjunto de efectos productivos que debilitan los incentivos para ajustar a la baja el esfuerzo de pesca: rendimientos crecientes en el uso de insumos variables, los que son además reforzados por economías externas asociadas al esfuerzo agregado de búsqueda de cardúmenes, y rendimientos de pesca que son sensibles a cambios en la abundancia, pero en los que la fuerza de este efecto disminuve al mermar la abundancia.

ABSTRACT

Productive scales of marine fisheries often show rigidities as fish stock falls, which on occasions have generated fishery collapse. In this paper we analyze the two largest fisheries in Chile as to its landings volume, and which concur-

^{*} Palabras clave: pesca pelágica en Chile, funciones de captura, estimación de panel, ciclos de pesca. Clasificación JEL: Q22, C33, L7. Artículo recibido el 21 de abril y aceptado el 10 de noviembre de 2003. Agradecemos la financiación provista por el proyecto Fondecyt #1000764, como también el acceso a datos e información ofrecido por personal del Ifop y Subpesca. En particular agradecemos las aclaraciones y aportaciones de P. Barría, R. Serra, C. Bernal, R. Pinochet y M. Perticara. Los errores que este trabajo pudiese tener son responsabilidad exclusiva de los autores.

^{**} Peña-Torres es profesor adjunto en el Departamento de Economía y Administración, Universidad Alberto Hurtado (ILADES/UAH), Santiago, Chile (correo electrónico: jpena@uahurtado.cl);

rently face large fish-stock volatility. We study production-related incentives that allow fishing effort to adjust when stocks begin falling. Relying on panel data we estimate harvesting functions for industrial vessels in each fishery. Two major findings are: (i) We confirm the relevance of Translog harvesting technology, countering other fishery models which often assume catch-input elasticities that are independent of production scales; (ii) We identify productive effects that diminish the incentives to adjust fishing effort when the stocks drop: increasing returns in the use of variable inputs, which are reinforced by external search economies, and fishing yields sensitive to fish abundance change but where the strength of this effect lessens as abundance falls.

Introducción

Este trabajo presenta un análisis empírico de las funciones de producción en las dos zonas más importantes de pesca pelágica en Chile: el Norte Grande y la zona pesquera Centro-Sur.¹ Estas pesquerías son las que generan el mayor volumen de desembarques pesqueros en Chile. El objetivo central es analizar aspectos productivos que afectan los incentivos para ajustar el esfuerzo de pesca, sobre todo al enfrentar mayor escasez del recurso pesquero. La intuición de fondo es que si existen costos o desincentivos asociados a ajustar a la baja la escala productiva, tiende a aumentar el riesgo que ciclos de mermas en la abundancia de la pesca pudiesen derivar en situaciones de colapso pesquero. Si no existen costos de ajuste significativos, la variabilidad en la abundancia podría implicar estrategias óptimas de explotación de tipo cíclico.

En la bibliografía teórica de estos temas existen dos aspectos productivos que resaltan. Por un lado, cuán sensibles son los costos de pesca frente a variaciones en la abundancia de los peces. Por otro, el efecto que podría tener la eventual presencia de rendimientos crecientes en los esfuerzos de pesca. Clark (1971) proporciona un clásico argumento respecto a la posibilidad de enfrentar el colapso pesquero cuando el costo de pesca es insensible a cambios en la abundancia de la pesca. Como reacción a este argumento, una serie de trabajos

Vergara es consultor en la División de Desarrollo Productivo y Empresarial, CEPAL, Santiago, Chile; Basch es profesor asociado en el Departamento de Economía, Universidad de Chile, Santiago, Chile.

¹ El Norte Grande incluye las regiones I y II. La zona pesquera Centro-Sur incluye las regiones de la V a la X (véase la gráfica 1).

ha analizado la posibilidad que costos suficientemente sensibles a cambios en la abundancia logren evitar situaciones de colapso pesquero (por ejemplo Scott, 1955; Smith, 1968; Hartwick, 1982). Un supuesto importante en esta línea de modelos es que no existen costos asociados a la decisión de ajustar la escala productiva.

Con este último supuesto, Beddington et al (1975) argumentan que la presencia de rendimientos crecientes de pesca, sobre todo con relativa poca abundancia, podría constituir otra fuente de incentivos para evitar situaciones de colapso pesquero. En este caso el óptimo productivo implica producción cíclica. En esta misma línea de análisis, Lewis y Schmalensee (1979, 1982) consideran la existencia de costos asociados al ajuste de la escala productiva. Argumentan que cuanto más altos sean estos costos mayor es el riesgo que redimientos crecientes en la pesca pudiesen derivar en situaciones de colapso pesquero. Dawid y Kopel (1997) y Liski et al (2001) presentan modelos que incorporan costos explícitos al ajuste productivo y en ese contexto analizan la posible optimación de pautas cíclicas de producción.

Las dos pesquerías aquí analizadas constituyen casos interesantes para estudiar evidencia empírica respecto a los argumentos teóricos anteriores. Por un lado, son pesquerías que explotan especies de pequeños peces pelágicos (es decir, sardinas, anchovetas, jureles).² los que se caracterizan por enfrentar grandes y recurrentes ciclos de abundancia (en nuestro caso, influidos por el fenómeno ambiental conocido como El Niño). Por otro lado, y en términos relativos a otras especies de peces, las pesquerías de pequeños pelágicos suelen caracterizarse por obtener altos rendimientos de pesca.³ En las dos pesquerías aquí analizadas esta característica es además reforzada por la gran productividad pesquera que se asocia al ecosistema de la corriente de Humboldt. Dada esta particular combinación de características, no ha sido del todo infrecuente que diferentes pesquerías de pequeños pelágicos en el mundo hayan experimentado problemas de colapso pesquero. Ejemplos en el siglo XX son la pesquería de sardinas en Japón a inicios de los años cuarenta, la pesquería de sardinas en California un decenio después, la población de arenques en el

² El apéndice 6 enumera los nombres científicos de las especies de peces citadas en este trabajo. ³ Contribuye a esto el que las especies de pequeños pelágicos vivan a poca profundidad (no más de 50 a 100 metros) y que se desplacen y migren en grandes y densos cardúmenes.

Mar del Norte a fines de los años sesenta e inicios de los setenta, y el colapso de la pesquería de anchoveta en Perú durante 1972-1973 (véase Peña-Torres, 1996).

Respecto a fuentes de evidencia empírica de estos temas, existen algunos estudios que consideran estimaciones econométricas de funciones de producción para pesquerías de tipo pelágico en el hemisferio Norte, y en los que se estudian aspectos productivos que nos interesan en este trabajo. Por ejemplo, Bjorndal (1987, 1989) y Bjorndal y Conrad (1987), al analizar la pesquería del arenque en el Mar del Norte, encuentran señales de rendimientos crecientes de pesca asociados a aumentos en el número de barcos en operación. Bjorndal et al (1993) obtienen resultados en este mismo sentido al estudiar la flota noruega que opera en la pesquería de lobos marinos frente a la península de Newfoundland-El Labrador. Por otro lado, Opsomer y Conrad (1994), al estudiar la pesquería de anchovetas en California, obtienen resultados de estimación que sugieren rendimientos constantes de pesca (utilizando "días de pesca" como sustitutos del esfuerzo de pesca).

Relacionado con la sensibilidad de los costos de pesca frente a cambios en la abundancia de los peces, al efectuar estimaciones de funciones de producción un parámetro de interés es el valor estimado para la elasticidad captura-acervo de peces. Si el valor estimado para esta elasticidad es significativo y positivo, un mayor valor de esta elasticidad implica que los costos medios de pesca tienden a ser algo más sensibles (aumentan) frente a mermas en la abundancia del recurso pesquero, lo que actúa como un freno a expansiones reiteradas de la escala de producción. En estimaciones efectuadas para pesquerías de pelágicos predominan resultados con valores positivos (y estadísticamente significativos) para esta elasticidad, aunque por lo común menores al valor unitario. Este es el caso de los resultados obtenidos para la pesquería del arenque en el Mar del Norte (Bjorndal y Conrad, 1987),⁵ como también para la pesquería de la

⁴ No obstante, Bjorndal (1988) al elaborar un modelo bioeconómico para esta pesquería utiliza el supuesto de rendimientos constantes en el esfuerzo de pesca

⁵ Para esta misma pesquería los ejercicios de estimación en Bjorndal (1988, 1989) suponen que existe total independencia entre la captura y la abundancia de los peces. No obstante, Bjorndal (1989) señala que los resultados finales de estimación no avalan el supuesto de valor nulo para la elasticidad captura-abundancia.

anchoveta en California (Opsomer y Conrad, 1994). Resultados menos concluyentes se obtienen en Bjorndal et al (1993).

No conocemos estudios de este tipo que se hayan realizado para pesquerías pelágicas en el hemisferio Sur. En nuestro caso, el análisis de la evidencia empírica se enriquece por las comparaciones posibles de realizar entre las dos pesquerías estudiadas. Durante el periodo muestral, las dos pesquerías en análisis enfrentan diferentes ciclos de abundancia y productividad pesquera. Por un lado, la zona Norte presenta un ciclo con caídas paralelas en la abundancia de los peces y en los rendimientos de pesca. En contraste, en la zona Centro-Sur los rendimientos de pesca crecen de manera ininterrumpida, a pesar de que la abundancia del principal recurso pesquero inicia durante el periodo muestral un evidente ciclo de disminución.

Nuestro estudio debería aportar información adicional respecto a una conocida hipótesis biológica, relacionada con los riesgos de colapso pesquero en pesquerías de pelágicos. Biólogos marinos han planteado que en pesquerías pelágicas se tiende a observar una correlación negativa entre la abundancia del recurso y el coeficiente de capturabilidad (Csirke, 1988).⁶ Esto implica que los rendimientos medios de pesca no son un buen predictor de cambios en la abundancia. La hipótesis es que cuando merma la abundancia el acervo de peces tiende a reducir la extensión de sus áreas de alimento y reproducción, cayendo a la vez el número de cardúmenes aunque el tamaño promedio de cada uno se mantenga constante. Es decir, el acervo reduce el rango de su distribución espacial, aumentando a la vez su densidad. Algunos estudios han planteado que esto podría redundar en una relación de total independencia entre la captura y la abundancia de los peces (Bjorndal, 1988, 1989). Nuestras estimaciones de elasticidades captura-abundancia proporcionan evidencia adicional de esta hipótesis.

Nuestro análisis considera modelos de panel, utilizando algorit-

 $^{^6}$ Sea q el coeficiente de capturabilidad, con $q_t=(C_t/E_t)/X_t$ y en el que C_t es la captura en el periodo t,E el esfuerzo de pesca, y X la abundancia del recurso pesquero. Csirke (1988), p. 289, cita estudios de distintas pesquerías pelágicas, en los que los valores estimados para q varían inversamente con X. Usando la relación $q=aX^b$, una serie de estudios ha estimado valores para b en el rango [-0.3,-0.9]. Si la función de captura fuese del tipo Cobb-Douglas, obtener un valor b<0 redundaría en un menor valor (todo lo demás constante) de la elasticidad captura-abundancia.

mos de efectos fijos y aleatorios, para estimar funciones de captura relevantes a las flotas industriales que operaron en cada pesquería durante el periodo 1985-1995. En el Norte la flota analizada incluye 250 barcos en total; en la zona Centro-Sur se estudian 209 barcos. En este trabajo utilizamos métodos de estimación que, al ser comunes y congruentes para ambas pesquerías, son más generales que los considerados en estudios anteriores (véase Peña-Torres y Basch, 2000; Peña-Torres et al 2003).

La sección I describe las dos pesquerías en estudio. La sección II presenta el modelo de función de captura por estimar, y analiza las variables y datos usados. La sección III analiza aspectos econométricos que condicionan la validez de los resultados de estimación. La sección IV estudia los principales resultados obtenidos, incluyendo la validación empírica de la forma funcional Translog, y los valores estimados para las distintas elasticidades captura-insumos, calculando valores punto según distintos criterios de valoración. Al final se presenta las conclusiones. Los apéndices 1-4 aportan información complementaria.

I. DESCRIPCIÓN DE LAS PESQUERÍAS

La pesca pelágica en Chile se desarrolla principalmente en las zonas Norte Grande y Centro-Sur. En 2000 la captura pelágica en ambas zonas representó 92% del desembarque industrial de peces en Chile (39% el Norte Grande, 53% la zona Centro-Sur). La pesca pelágica es el principal sustento de la industria de reducción destinada a producir harina y aceite de pescado, ambos productos con alta sustitución respecto a la demanda. En 2000 y 2001 el valor de productos chilenos exportados con base en recursos pelágicos bordeó los 320 millones de dólares por año. Las dos zonas analizadas deben entenderse como pesquerías independientes.⁸

En el Norte Grande las principales especies son la anchoveta y

⁷ En 2000 el desembarque industrial representó 78% del volumen total de peces desembarcados en Chile (pesca industrial y artesanal; 3.5 millones de toneladas). El total del desembarque pesquero en Chile implica un valor anual exportado de alrededor de mil millones de dólares.

⁸ Dadas las regulaciones de acceso vigentes durante el periodo en análisis, las flotas en cada zona operaron de manera del todo independiente. Algo muy similar ocurre con los principales acervos de peces explotados en una y otra zona. La excepción podría ser el caso del jurel. En la actualidad existe debate respecto a la posibilidad que los acervos de jurel en una y otra zona sean parte de un proceso común de crecimiento biológico y migración.

GRÁFICA 1. Pesquerías pelágicas en Chile

(Zonas Norte Grande A y Centro-Sur B)



sardina española, teniendo el jurel poca participación. En esta zona y desde el comienzo de los años setenta la sardina española constituye la especie dominante en los desembarques, alcanzando máximos de captura durante 1983-1985. En el decenio siguiente las capturas de sardina experimentan reducciones sistemáticas, convirtiéndose la anchoveta en la especie dominante. Por otro lado, en la pesquería Centro-Sur las principales especies capturadas fueron tradicionalmente la anchoveta y la sardina común. Sin embargo, desde inicios de los años ochenta el jurel se convierte en la especie dominante. En el decenio que se estudiará, la participación del jurel supera 88% de los desembarques industriales totales en la zona Centro-Sur. 10

Las flotas industriales que operan en ambas pesquerías carecen de embarcaciones especializadas por especie. El motivo se encuentra en estrategias de diversificación de riesgo productivo; flotas multiespecies contribuyen a reducir el riesgo vinculado a los ciclos

⁹ El hábitat natural de las especies pelágicas corresponde a aguas relativamente poco profundas (no más de 50 a 100 metros). Además, suelen desplazarse en cardúmenes de alta densidad, en los cuales distintas especies comparten el mismo espacio marino, compitiendo a su vez por alimento. Su característica de pesca de superficie, junto a la alta densidad de los cardúmenes con interés comercial, redundan en que estas pesquerías generen grandes volúmenes de pesca.

10 En años recientes la participación del jurel ha aumentado por encima de 95 por ciento.

de abundancia de una especie en particular (Lipton y Strand, 1989). Una razón complementaria es que el precio del producto final no difiere significativamente según sea la especie pelágica usada como materia prima. En esta industria y durante el periodo en análisis maximizar el volumen de los desembarques, independiente de las especies pelágicas que formen parte de él, ha desempeñado un papel clave en la rentabilidad privada del negocio.

En el Norte Grande la mayor parte de la pesca es costera. En la pesquería Centro-Sur, desde inicios de los años noventa ha aumentado la proporción del esfuerzo de pesca que se desarrolla más allá de 60 a 100 millas desde la costa. En un comienzo, esta evolución fue liderada por barcos en el rango de 550 a 800 m³ de bodega. Hoy, una parte de la flota industrial, sobre todo barcos de 800 a 900 m³ de capacidad, efectúa parte de sus esfuerzos de pesca más allá de las 200 millas.

Las dos pesquerías en estudio han experimentado distintas dinámicas temporales en los pasados dos decenios, cada zona con una. Por un lado, el Norte Grande experimentó un sostenido incremento en sus desembarques a partir de la segunda mitad de los años setenta, hasta alcanzar máximos de 3 a 3.3 millones de toneladas en 1985-1986 (gráfica 2). Esto se asoció con un ciclo de creciente abundancia del recurso sardina, que sin embargo comienza a revertirse desde mediados de los años ochenta (apéndice 1B). De manera paralela la abundancia y desembarques de anchoveta inician un ciclo expansivo, 11 que se prolonga hasta fines de nuestro periodo muestral (apéndice 1C).

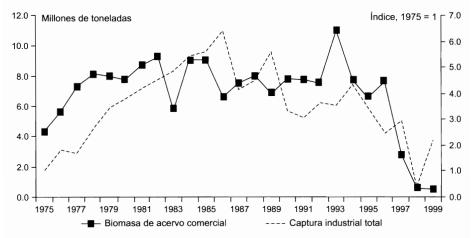
La merma en la abundancia del recurso sardina, sumado a los consiguientes efectos en los desembarques en el Norte Grande (evidentes a partir de 1986), desencadenaron regulaciones adicionales en el acceso a esta pesquería. En 1991 esta pesquería es declarada en "plena explotación", respecto a las tres principales especies extraídas. A mediados de los años noventa se acentúa la tendencia de la merma en las capturas. Los desembarques en 1994-1995 equivalen a 55-65% de los montos de un decenio atrás. En definitiva, hacia fi-

¹¹ Relaciones de competencia biológica entre acervos de sardinas y anchovetas, y que implican ciclos alternados de abundancia, es un fenómeno documentado para otras pesquerías pelágicas en el mundo (véase Csirke y Gumy, 1996; McEvoy, 1986; Cushing, 1988; Sahrhage y Lundberk, 1992, y Lluch et al, 1992).

¹² Pesquerías en las que el total de desembarque anual iguala o supera la "productividad excedente" (PE) de una especie dada, en la que la PE equivale al excedente de biomasa explotable que supera el mínimo necesario para mantener la biomasa actual.

GRÁFICA 2. Zona Norte. Biomasa y captura industrial (Tres especies principales)^a

(Biomasa en millones de toneladas y captura en índice)



FUENTE: Elaboración propia, con base en información del Ifop.

nes de los años noventa esta dinámica deriva en un gran ajuste sectorial: las empresas del sector emprenden ingentes esfuerzos de racionalización operacional, reduciendo el número de barcos en operación, como también la mano de obra contratada en la flota y plantas de procesamiento; todo esto, paralelo a un proceso de consolidación vía fusiones y adquisiciones de empresas del sector.¹³

Por su parte, la pesquería Centro-Sur comienza el decenio de los ochenta con un auge de inversión, tanto en capacidad extractiva como de procesamiento. Esto ocurre en condiciones de libre acceso, las que prevalecen desde 1978 hasta 1986, periodo en el que el desembarque anual aumenta significativamente. Regulaciones de acceso intentan después "congelar" la capacidad de bodega de la flota industrial a mediados de los años ochenta. Sin embargo, vacíos legales permiten continuar expandiendo la capacidad de pesca y con ello los desembarques. Este proceso es además reforzado por expectativas de cambio regulatorio (Peña-Torres, 1997). \(^{14}\) Así, durante 1985-1995

a Disponemos de registros de biomasa para anchoveta sólo entre 1984-1998.

¹³ Por ejemplo, a mediados de 1999 se fusionan operacionalmente las empresas líderes en esta pesquería y crean un consorcio pesquero que hoy controla casi 85% de la captura.

¹⁴ Durante esos años se discutió la posibilidad de asignar cuotas individuales de pesca sobre la base de registros de captura histórica. Estas discusiones se inician hacia fines de 1987 y continúan hasta la aprobación final de una nueva Ley de Pesca en 1991.

CUADRO 1. Flota industriala

		Pesquería N	Norte Grande (re	giones I y II)		Pesquería Centro-Sur (regiones V a X)					
Año	(1) Acarreo anual (índice)	(2) Número de barcos	(3) Capacidad total de bodega (miles de m ³)	(4) Biomasa total (millones de ton.)	(5) Captura anual (total especies; millones de ton.)	(6) Acarreo anual (índice)	(7) Número de barcos	(8) Capacidad total de bodega (miles de m ³)	(9) Biomasa total (millones de ton.)	(10) Captura anual (total especies; millones de ton.)	
1985	100.0	192	48.3	11.1	3.09	100.0	97	27.8	17.2	0.952	
1986	104.8	192	48.6	8.8	3.31	142.4	93	29.5	22.0	1.127	
1987	106.5	193	49.7	9.3	2.23	157.0	93	32.7	21.0	1.528	
1988	108.3	197	51.7	10.1	2.34	192.7	105	40.0	20.3	1.704	
1989	110.7	195	52.7	8.75	2.87	231.6	108	48.4	21.8	2.001	
1990	103.8	180	49.0	9.9	1.61	302.3	140	60.3	21.95	2.091	
1991	104.6	183	53.2	9.5	1.54	356.0	174	76.3	20.9	2.868	
1992	96.9	164	49.9	8.5	1.89	412.7	173	78.7	15.8	2.881	
1993	101.1	159	48.6	11.7	1.76	440.8	172	90.8	14.3	2.617	
1994	95.8	145	45.6	8.1	2.20	511.8	167	97.2	13.0	3.423	
1995	100.0	134	40.4	7.1	1.72	640.3	177	110.4	12.0	4.024	
2001^{b}					1.00					1.505	

FUENTE: Nuestra data muestral, elaborada con base en información proveniente del Instituto de Fomento Pesquero (Ifop; centro estatal de investigación pesquera en Chile). Anuario Sernapesca.

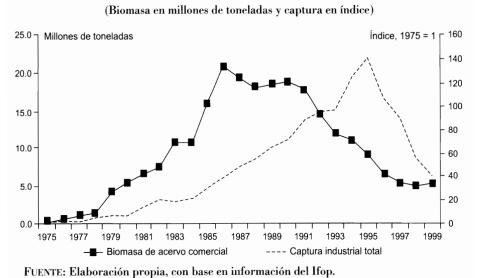
a Definiciones: (1), (6). Acarreo: $A_t = \sum_i H_{it} * E_{it} (\forall i \text{ que operó en año } t)$, en que H_{it} = capacidad de bodega y E_{it} = horas de pesca anual (del barco i en año t). (2), (7) número de barcos industriales operando en la pesquería. (3), (8) capacidad total de bodega (CB): suma por año de las CB de todo barco industrial que operó en el año t. (4), (9) biomasa total: biomasa total, tres especies principales, más remanentes extrapolado para otras especies. (5), (10) captura anual: suma anual de la captura (total especies) de todos los barcos en flota industrial, según base del Ifop.

b Captura industrial (cuatro principales especies; en el Norte a las tres principales se agrega caballa; en zona Centro-Sur a las tres principales se agrega merluza de cola).

el número de barcos industriales se incrementa seis veces, mientras que la capacidad de bodega de la flota se cuadruplica (cuadro 1). Esto coincide con una creciente participación de barcos de mayor tonelaje y mayor capacidad de desplazamiento. Durante el decenio estudiado, el esfuerzo pesquero agregado (acarreo anual) aumenta 6.5 veces. Esta expansión en la escala de operación genera un crecimiento sostenido en las capturas, hasta alcanzar máximos de 4-4.5 millones de toneladas/año en 1994 y 1995.

La pesquería Centro-Sur presenta desembarques en ascenso hasta mediados del decenio de los noventa, a pesar de que ya venía reduciéndose la abundancia del recurso jurel desde mediados de los años ochenta (gráfica 3). Sin embargo, en 1995 comienza una fase de mermas pronunciadas en la captura anual. Este proceso se agrava con la llegada en 1997 del fenómeno El Niño de gran intensidad, ¹⁶ frente a lo cual se aplican vedas temporales. A partir de 1998, el uso

GRÁFICA 3. Zona Centro-Sur. Biomasa y captura industrial del jurel



15 Los primeros barcos por encima de 800 m³ de capacidad de bodega, inician sus operaciones en esta pesquería en 1989. En 1995 esta categoría de tamaño de barco representaba 44% de la disponibilidad total de bodega desplazada por la flota industrial operada por la pesquería Centro-Sur.

¹⁶ Es El Niño de mayor intensidad observado durante el siglo XX. Sin embargo, es una opinión consensuada dentro del sector pesquero que la sobreinversión y la sobrepesca también han contribuido a la dinámica de descenso de la captura.

de vedas comienza a ser complementado de facto por cuotas de captura para cada barco industrial. Actualmente, la captura para las tres principales especies corresponde a menos de la mitad del máximo tenido en 1994-1995; en el caso del jurel la merma es aún mayor. Fruto de incentivos creados por una importante reforma a la Ley de Pesca chilena a principio de 2002, hoy se observa un significativo ajuste operacional en esta pesquería, tanto en términos de reducciones en el número de barcos en operación, como en la capacidad de pesca de éstos (Peña-Torres, 2002).

II. MODELO TEÓRICO, DATOS Y VARIABLES

El modelo por estimar corresponde a una función de producción que caracteriza la captura anual del barco industrial, con respecto a diferentes insumos productivos. Modelamos la tecnología de captura mediante una función Translog, específica a cada pesquería, con objeto de verificar si el valor de las elasticidades captura-insumo es sensible a la escala de extracción (Peña-Torres y Basch, 2000). El modelo por estimar es:

$$c_{it} = \beta_{0i} + \Sigma_j \beta_j x_{jit} + \Sigma_j \Sigma_k \beta_{jk} x_{jit} x_{kit} + \varepsilon_{it}$$
 (1)

Los subíndices (i, t) se refieren al barco i (i = 1, ..., N, en la que <math>N es el número total de barcos) y al año t (t = 1985, ..., 1995). Los subíndices (k, j) denotan variables explicativas. Las variables que se consideran para cada pesquería de que se trata son:

- c_{it} = log natural de la captura anual (total de especies) en toneladas, del barco i en el año t.
- $x_1:b_t=\log$ natural de la variable biomasa agregada, rezagada en un año.
- $x_2: a_t = \log$ natural del acarreo anual de la flota industrial total en el año t.
- x_3 : $h_{it} = \log \text{ natural de la capacidad de bodega (en m³) del barco } i$ en el año t. 17

¹⁷ Durante el periodo muestral hay barcos para los cuales la capacidad de bodega varía; en general, ésta se amplía. Además, en ese periodo hay barcos que entran y otros que salen de la flota, con lo que la variable correspondiente a la capacidad de bodega de los barcos presenta variaciones en el tiempo.

 $x_4: e_{it} = \log \text{ natural de las horas totales de pesca del barco } i \text{ en el año } t.$

 x_5 : $f_{ii} = \log$ natural de la efectividad de pesca del barco i en el año t. x_6 : $g_{ii} = \log$ natural de la antigüedad (medida en años) del barco i en el año t.

 x_7 : T = variable de tendencia (T = 1 para 1985, ..., T = 11 para 1995).

Para simplificar, usamos de aquí en adelante las siguientes convenciones: letras minúsculas denotan el logaritmo natural de la variable correspondiente (por ejemplo, $x = \ln X$); además eliminamos el uso del subíndice de tiempo t. A continuación definimos y explicamos el sentido de las variables consideradas.

Los datos fueron obtenidos del Instituto de Fomento Pesquero Chileno (Ifop) y corresponden a las pesquerías pelágicas Norte Grande y Centro-Sur. La información está organizada por pesquería, por barco y para cada año del periodo 1985-1995, para el total de la flota industrial en cada zona. Los datos por barco incluyen: i) desembarques del total de especies capturadas (medido en toneladas); ii) horas totales de operación en el mar; iii) horas de operación en el mar, en viajes con éxito de pesca; iv) capacidad de bodega de las embarcaciones (medida en m³), y v) año de construcción del barco. Además, se dispone de estimaciones anuales de biomasa (proxy de la abundancia de los recursos pesqueros, medida en toneladas), realizadas por el Ifop para las tres principales especies capturadas en cada pesquería.

Los datos de captura por barco (C_{ii}) consideran el tonelaje total desembarcado en cada año t, incluyendo el total de especies capturadas. A partir de estimaciones de biomasa (promedio año) realizadas por el Ifop¹⁸ para las tres principales especies en las pesquerías en estudio, definimos el acervo explotable de cada especie, como la suma de las cohortes correspondientes a la edad de captura¹⁹ y el resto de edades superiores. Esta definición se relaciona con regula-

19 En el caso del jurel la captura es a los dos años de edad, para la anchoveta a los seis meses y para la sardina española a los tres años.

¹⁸ Estimaciones efectuadas a octubre de 2000. Las estimaciones del Ifop para el recurso jurel se definen para un área marina más extensa que las consideradas en nuestro estudio. Como ajuste, la *proxy* para la biomasa de jurel en la zona Centro-Sur pondera la estimación original del Ifob por la proporción entre i) las capturas anuales de jurel entre la V a X regiones y ii) las capturas anuales totales de jurel en la extensión marina que el Ifop considera. Idéntico método se emplea para calcular la *proxy* de biomasa de jurel para la zona Norte Grande.

ciones de talla mínima de la captura permitida. Las estimaciones de biomasa efectuadas por el Ifop están basadas en la metodología conocida como análisis de población virtual (Gulland, 1988). Dado que nuestros datos de captura se refieren al total de las especies desembarcadas, hemos definido nuestra variable biomasa, denotada por B_t para el año t, como una proxy de la abundancia agregada anual de la totalidad de los recursos pelágicos, sumando las toneladas de biomasa explotable de cada una de las tres principales especies pelágicas. A esto agregamos un cálculo residual de la biomasa (minoritaria) de otras especies capturadas. La variable proxy para biomasa agregada busca controlar por la sensibilidad de las capturas frente a cambios en la disponibilidad agregada del recurso pesquero.

Con objeto de aproximar el nivel de uso de insumos variables, definimos la variable esfuerzo pesquero de cada barco (E_{ii}) , equivalente a las horas anuales de operación en el mar del barco i en el año t, haya tenido o no éxito en lograr capturas en sus trayectos. E_{ii} incluye las horas efectivas de pesca como también en las que se realizaron maniobras de búsqueda de cardúmenes. Por otra parte, usamos la capacidad de bodega de cada barco (H_{ii}) como variable proxy para controlar por factores fijos que inciden en el rendimiento de pesca. Esto supone que la capacidad de bodega de cada barco se correlaciona positivamente con otros factores fijos que afectan su rendimiento de pesca (por ejemplo, potencia del motor, uso de sonar). Además, definimos la variable acarreo (A,) al nivel de la flota industrial en su conjunto, en la que $A_i = \sum H_{ii} * E_{ii}, \forall i$ que haya operado en el año t, buscando controlar por posibles efectos externos al barco, asociados al esfuerzo de pesca del total de la flota industrial.

Además, definimos la variable efectividad pesquera (F_{it}) como el cociente entre las horas anuales en viajes con éxito de pesca y el total de horas anuales de operación en el mar que cada barco i realiza en el año t. Esta variable intenta captar diferencias en rendimientos de

²⁰ Este método estima la distribución etárea de una población a partir de información histórica de la composición etárea de las capturas de esta población. Haciendo una recomposición hacia atrás en el tiempo de estimaciones de abundancia (número de peces por cohorte de edad), junto con asignaciones de tasas de mortalidad natural y por captura, se calcula la distribución por edades de la población. Esta distribución luego se ajusta por pesos promedio según el grupo etáreo, del que se obtienen las estimaciones de biomasa (Serra y Barria, 1992).

captura asociadas a factores específicos a cada barco y que a su vez pudiesen variar en el tiempo (por ejemplo, la experiencia pesquera del capitán y/o de la tripulación). Por otra parte, definimos la variable antigüedad (G_{it}) como la diferencia entre el año t y el año de construcción del barco i. La variable G_{it} busca controlar por posibles efectos de obsolescencia tecnológica. Si han ocurrido mejoras tecnológicas en las faenas de captura o en los insumos empleados, el efecto esperado a priori sería una correlación negativa entre G_{it} y C_{it} . Sin embargo, G_{it} también podría estar vinculada a efectos de aprendizaje acumulativo en las faenas de pesca, en cuyo caso el signo de efecto esperado sería el opuesto.

Otras variables consideradas buscan controlar por choques temporales. Incluimos tres variables ficticias (dummy) (D_t) : una para 1987, que controla por la presencia del fenómeno El Niño ese año (de intensidad moderada), y otras dos para 1988 y 1989, años que se vinculan a expectativas de cambio regulatorio (Peña Torres, 2002). También incluimos una variable de tendencia (T=1,2,...,11), con la intención de controlar por cambios temporales con tendencia.

Las estimaciones se realizaron separando los barcos en categorías de tamaño, según la capacidad de bodega. La subdivisión elegida nos permite controlar (de manera parcial) por diferencias en la movilidad pesquera de barcos de distinto tamaño. Si bien una parte significativa de la flota industrial tiene potencial para pescar más allá de las primeras 100 millas, en la práctica son los barcos más grandes los que tienen mayor autonomía de pesca. Así, en la zona Centro-Sur definimos tres subpaneles: PSI (80-300 m³), PS2 (301-800 m³) y PS3 (801 y más m³). En la zona Norte consideramos dos subpaneles: PN1 (80-300 m³) y PN2 (301-800 m³).

Las muestras para ambas pesquerías corresponden a paneles no equilibrados, fenómeno conocido en la bibliografía como *attrition* (Mátyás y Sevestre, 1996). En nuestros datos este fenómeno no es muy significativo: en promedio PN1 y PN2 disponen de 8 y 7 observaciones por barco, mientras que PS1 y PS2 de 7.2 y 7.3 observaciones. El único subpanel con *attrition* más significativa es PS3; en promedio dispone de 3.3 observaciones por barco. El cuadro 2 indi-

²¹ Los subpaneles definidos consideran caracterizaciones que el Ifop realiza respecto a las diferencias tecnológicas en la capacidad de pesca de barcos de distinto tamaño.

CUADRO 2. Número de barcos en cada pesquería

(Datos muestrales)

4.~ .	Norte	Grande	Centro-Sur				
Año	PN1	PN2	PS1	PS2	PS3		
1985	131	61	48	29	_		
1986	132	60	47	41			
1987	131	62	40	47	_		
1988	132	65	31	58	_		
1989	128	67	31	64	6		
1990	118	62	42	72	10		
1991	112	71	43	79	13		
1992	93	71	33	77	17		
1993	87	72	30	85	25		
1994	76	69	26	79	39		
1995	75	59	20	84	39		
Total ^a	151	99	64	102	43		

FUENTE: Elaboración propia sobre la base de información proveniente del Ifop.

ca el número de barcos en nuestra muestra de estimación, según los barcos que operaron en cada año.

III. ANTECEDENTES ECONOMÉTRICOS

Para cada pesquería usamos dos algoritmos de estimación: un modelo de efectos fijos y otro de efectos aleatorios. El modelo básico que consideramos es del tipo:

$$Y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = u_i + v_{it}$$
(2)

En los dos algoritmos de estimación que usamos, los términos v_{ii} se suponen del tipo *i.i.d.* La diferencia fundamental estriba en el tratamiento e interpretación que reciben los términos $\alpha_i = (\alpha + u_i)$. Simplificando, supongamos que estos términos corresponden a variables que *i*) controlan por aspectos específicos a cada embarcación, ii) son invariantes en el tiempo y iii) no están explícitamente contenidas en la matriz X. Ejemplos de estas variables pueden ser la

^a Este total suma todos los barcos que tuvieron operaciones de pesca durante al menos un año en el periodo 1985-1995.

potencia del motor, la tecnología de búsqueda de cardúmenes u otros factores que impliquen diferencias sistemáticas de productividad entre barcos.

Las propiedades de los estimadores obtenidos de uno y otro algoritmo diferirán según si $E[X_{it}'\alpha_i]$ es igual o distinto de cero. En caso de cumplirse lo primero, ambos algoritmos generan estimadores congruentes aunque algoritmos de efectos aleatorios generarán estimadores más eficientes. Si rige la segunda condición, los algoritmos de efectos aleatorios generarán estimadores incongruentes; mientras que algoritmos de efectos fijos seguirán generando estimadores congruentes (Johnston y Dinardo, 1997).

En este trabajo, nuestro algoritmo de efectos aleatorios utiliza mínimos cuadrados generalizados. En el caso de efectos fijos usamos el algoritmo estándar que recurre a variables dicotómicas (barco específicas) para controlar por las variables no observadas de cada embarcación.

1. Exogeneidad

Para mantener la sencillez y tratabilidad, al estimar funciones de producción es una práctica frecuente considerar como exógenas las variables explicativas que representan elección de insumos productivos. Este supuesto tiene fundamento en la clásica prueba de estimadores congruentes propuesta por Zellner, Kmenta y Drèze (1966).²²

Sin embargo, el razonamiento clásico anterior no puede ser aplicado *strictu sensu* a la variable biomasa, dado que ésta escapa al control humano. La biomasa podría verse afectada por la captura contemporánea de la flota en su conjunto. No obstante, para comprobar esta hipótesis se requiere contar con información fidedigna²³

²³ Para especies pelágicas el aspecto medular radica en disponer de un modelo sólido de los determinantes biológicos de la población de reclutas.

²² Zellner et al (1996) suponen que la empresa maximiza sus ganancias esperadas y que en este proceso el empresario comete errores no sistemáticos. Si estos errores no están correlacionados con los choques ambientales, Zellner et al demuestran que un procedimiento de estimación MICO proporcionará estimadores congruentes para los parámetros de la función de producción. Su prueba supone que las variables que aproximan el nivel de uso de insumos son variables de elección. Así, variables controladas por la tripulación de cada barco (por ejemplo, esfuerzo de pesca) podrían ser consideradas como si fuesen (observacionalmente) exógenas. Y por lógica similar, la capacidad de bodega y edad de las naves.

de la función de crecimiento biológico de las especies en estudio. Los propósitos y el ámbito del presente trabajo escapan de estos alcances. Para soslayar este potencial problema usamos una variable proxy para la biomasa: su valor rezagado en un periodo anual. Esto debería aminorar un potencial problema de endogeneidad (véase Peña-Torres y Basch, 2000). No obstante lo anterior, realizamos pruebas de exogeneidad del tipo Hausman para las variables cuyo carácter exógeno pudiese estar más en duda, usando los subpaneles modales de cada pesquería (PN1 y PN2). Los resultados obtenidos avalan el argumento teórico de Zellner $et\ al.^{24}$

2. Estacionareidad

Es aconsejable verificar si las variables explicativas del modelo son estacionarias, de modo de evitar los problemas asociados a regresiones espurias (Granger y Newbold, 1974; Banerjee et al, 1993). Las tradicionales pruebas de raíces unitarias (Dickey y Fuller, 1979) se han efectuado como una metodología congruente para dilucidar este problema, aunque en rigor sólo aplicable a series de tiempo y no a datos en panel. En este último caso, aún no existe consenso general de cuál metodología es la más adecuada. En este trabajo utilizamos la metodología empleada por Levin y Lin, que ha recibido un relativo amplio respaldo de la profesión (Maddala y Kim, 1998).

El apéndice 2 muestra los resultados de esta prueba. Las variables probadas (captura, esfuerzo y efectividad) mostraron ser estacionarias en tendencia (con clara significación estadística),²⁵ además

²⁵ No aplicamos esta prueba a las variables biomasa y acarreo, dada su relativa limitada extensión como series de tiempo.

 $^{^{24}}$ La prueba de que se trata es una variante de la prueba usual de Hausman (1978), en la cual se confirma si un subconjunto de variables, provenientes de un conjunto mayor compuesto por todas las variables cuyo carácter exógeno pudiese estar en duda, son efectivamente exógenas (Maddala, 1992). En nuestro caso las variables de interés fueron las que cuya exogeneidad pudiese ser dudosa, salvo biomasa y los términos que contienen a ésta. Los resultados fueron, de acuerdo con la prueba F del tipo Wald, para la pesquería Norte: $F=1.32\ (p=0.25)$, y para la pesquería Centro-Sur: $F=2.25\ (p=0.06)$. Estos valores respaldan la hipótesis de exogeneidad de Zellner et al. Los instrumentos utilizados fueron las mismas variables rezagadas en un periodo. Al hacer una prueba similar, en este caso considerando como variables de interés sólo el esfuerzo y la biomasa rezagada (junto con todos sus términos cuadráticos y cruzados), se obtiene para los subpaneles modales PN1, $F=4.56\ (p=0.00)$, y para PS2, $F=3.99\ (p=0.00)$. El instrumento usado para la biomasa rezagada es la captura agregada rezagada en un año (total de la flota). Este resultado respalda aprensiones respecto al carácter exógeno de la biomasa. Dejamos para una investigación posterior abordar este problema de manera más sólida.

de ser todas estacionarias estocásticamente. Este resultado avala incluir un término de tendencia como un regresor adicional, para controlar por cambios tecnológicos que pudiesen haber influido en la captura de la flota durante el periodo muestral.

3. Procedimiento de estimación

Los subpaneles dentro de cada una de las pesquerías fueron estimados de manera separada, usándose el formalismo de White para corregir por posibles fuentes de heteroscedasticidad a nivel de barcos (White, 1980). Además, para cada subpanel se estimó la versión más parsimoniosa del modelo Translog, luego de eliminaciones sucesivas, haciendo uso recurrente de la prueba de Wald, de todos los coeficientes que juntos resultaron estadísticamente no significativos (Davidson y MacKinnon, 1981). El procedimiento de eliminación sucesiva de variables se hizo de modo independiente tanto para el caso de efectos fijos como el de efectos aleatorios. Los resultados finales (modelos parsimoniosos) se presentan en los apéndices 4 y 5.26

Para comprobar la validez relativa entre los modelos de efectos fijos y aleatorios, y qué modelo se conduce mejor con los datos, recurrimos a una prueba de Hausman (Hausman y Taylor, 1981). Estas pruebas se aplican comparando modelos parsimoniosos equivalentes para uno y otro algoritmo de estimación (apéndice 3). En todos los subpaneles se rechaza (al 5%) la validez del modelo de efectos aleatorios, salvo el caso de PS3 en la zona Centro-Sur. No obstante, PS3 presenta un efecto de attrition que es significativo, lo que acota la relevancia estadística de esta excepción. Los resultados que analizamos a continuación consideran los modelos parsimoniosos en el modelo de efectos fijos, salvo el caso de PS3, en el que el algoritmo de efectos aleatorios no se puede rechazar.

IV. RESULTADOS EMPÍRICOS

La validación empírica de la función Translog en las dos pesquerías analizadas ratifica con solidez resultados previos (Peña-Torres y Basch, 2000; Peña-Torres *et al*, 2003). Esto insinúa que los valores

²⁶ Información de las estimaciones iniciales del modelo general puede solicitarse a los autores.

de las elasticidades captura-insumos son función de la escala de explotación. Este resultado debe entenderse a la luz de una conocida característica de pequeños pelágicos, es decir que este tipo de especies está sujeto a significativa variabilidad en su abundancia, con ciclos que tienden a alternarse en escala de decenios (Lluch-Belda et al, 1992; Csirke y Gumy, 1996).

A continuación nos centramos en analizar los valores estimados para distintas elasticidades captura-insumos. El cuadro 3 registra los valores punto para cuatro elasticidades, calculadas a partir de las estimaciones parsimoniosas mediante la metodología de efectos fijos y usando los promedios anuales muestrales (periodo 1985-1995). Para el grupo PS3 presentamos los valores según ambos algoritmos de estimación.

CUADRO 3. Elasticidades captura-insumo^a
(Promedios anuales, 1985-1995)

	P1 (EF)		P2	? (EF)	PS3		
	Norte	Centro-Sur	Norte	Centro-Sur	EF	EA	
$\overline{\text{Biomasa}(b_{t-1})}$	2.55	2.53	1.82	0.73	0.89	0.16	
Acarreo (a_t)	-0.32	0.3	-1.94	-0.37	-1.86	1.82	
Esfuerzo (e_{it})	0.98	1.14	1.1	1.18	1.24	1.17	
Antigüedad (g_{it})	$\mathbf{n}\mathbf{s}$	4.4	ns	-0.96	-0.25	-0.13	

^a EF: efectos fijos; EA: efectos aleatorios. ns: no significativo.

Las gráficas 3-6 muestran los valores estimados para estas mismas elasticidades, calculadas con criterios distintos de valoración. Por un lado, considerando los valores promedio, en cada año, para todas las variables relevantes en cada elasticidad. Por otro lado, valores ceteris paribus calculados usando el promedio muestral (1985-1995) para todas las variables relevantes salvo la de insumo, para la cual se considera el promedio en cada año de la muestra.

$1. \, Elasticidad \, captura-biomasa$

Considerando valores promedio para todo el periodo muestral se obtienen valores estadísticamente distintos de cero y positivos en todos los subpaneles estudiados (marginalmente positivos en el caso de PS3 con efectos aleatorios). Además, el mayor tamaño de barco tiende a estar asociado con menores valores de esta elasticidad. Por otro lado, y considerando el tamaño modal PS2 en el Centro-Sur, los barcos similares en el Norte presentan una mayor sensibilidad frente a cambios en la abundancia del recurso pesquero.

Estos resultados avalan la hipótesis que barcos con mayor movilidad (en promedio los de mayor tamaño) obtienen rendimientos de captura que tienden a ser menos sensibles a cambios en la abundancia de la pesca. La mayor movilidad aumenta la capacidad de búsqueda en distintas zonas del mar, lo que podría ayudar a seguir la pista de cambios migratorio-espaciales.

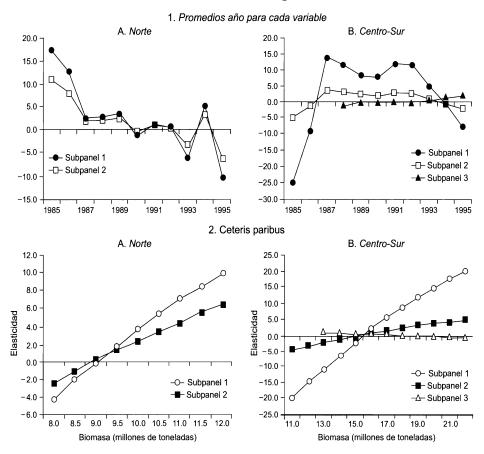
En la zona Norte los valores promedio-año de esta elasticidad en general disminuyen a medida que avanzan los años (gráfica 4.1A). Esto ocurre junto con una tendencia de merma en la abundancia de las principales especies en explotación. Este indicio de correlación positiva entre abundancia de los peces y los valores de esta elasticidad se observa de manera aún más explícita al calcular los valores ceteris paribus. Los datos en la gráfica 4A ratifican la relativa mayor sensibilidad de la captura en los barcos más pequeños, frente a cambios en la abundancia.

Los resultados para la zona Centro-Sur tienden a confirmar la solidez de la correlación positiva entre abundancia y el valor de esta elasticidad (véase 1987 en adelante). Recordemos que desde 1986 y hasta fines del periodo muestral en esta zona también ocurre una clara tendencia de merma en la abundancia de la especie dominante (gráfica 3). Además, al comparar el grupo PS1 versus PS2 y PS3, una tendencia hacia mayor movilidad del barco nuevamente atenua la fuerza de esta correlación. Sólo para PS3 no se obtiene un signo positivo en esta correlación.

En resumen, los rendimientos de captura muestran ser sensibles a cambios en la abundancia de los peces. Sin embargo, la magnitud de esta sensibilidad disminuye a medida que merma la abundancia. Este último efecto posiblemente se asocie con incrementos en la densidad de los cardúmenes (Csirke, 1988).

Una correlación positiva entre la abundancia y el grado de cómo los cambios en ella afectan el desembarque, tiene consecuencias de interés. Primero, en la medida que el recurso pesquero se hace me-

GRÁFICA 4. Elasticidades captura-biomasa

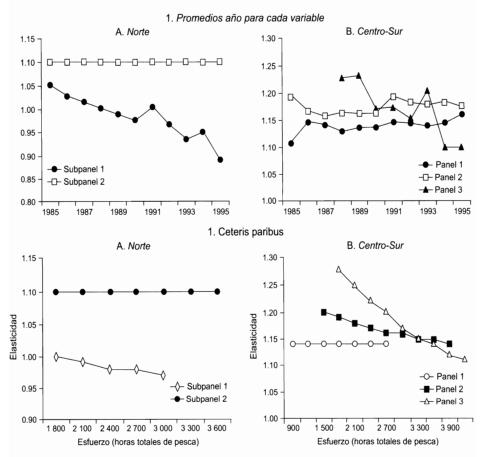


nos abundante, menor fuerza tienen los incentivos para reducir el esfuerzo de pesca, dado que en el margen disminuye la penalización vía menor captura. Segundo, mientras más escaso se hace el recurso pesquero, deberíamos esperar una salida creciente de los barcos de menor tamaño. En las dos pesquerías estudiadas esta segunda consecuencia se constata con claridad en los ajustes de operaciones que se implantaron, luego de evidenciarse en cada zona la mayor escasez de los recursos pesqueros en explotación.

2. Elasticidad captura-esfuerzo

En el conjunto de valores calculados para esta elasticidad se obtiene un predominio de valores superiores a la unidad. La excepción

GRÁFICA 5. Elasticidades captura-esfuerzo de pesca



es el grupo PN1²⁷ (cuadro 3 y gráfica 5). En primer lugar, este predominio tiende a confirmar resultados anteriores obtenidos para ambas pesquerías en contextos de estimación menos generales al actual (Peña-Torres y Basch, 2000; Peña-Torres et al, 2003). Esto insinúa la existencia de economías de escala en el uso de los factores variables usados en esta pesquería; es decir costos unitarios decrecientes frente a un mayor uso de factores productivos variables.

En segundo lugar y en ambas zonas, los barcos más grandes se aso-

 $^{^{27}}$ Si comprobamos la hipótesis nula H_0 que esta elasticidad tiene valor unitario; usando los valores promedio muestral presentado en el cuadro 3, las pruebas de Wald rechazan con claridad H_0 en cada uno de los subpaneles de la zona Centro-Sur; a 95% de confianza lo mismo ocurre con P2 en el Norte. Sólo en el caso de P1-Norte no se puede rechazar H_0 , en un rango razonable de confianza (valor p de 0.149).

cian con economías de escala mayores. Esto es congruente con los procesos de sustitución tecnológica observados en ambas pesquerías, los que han favorecido de manera creciente el predominio de barcos de mayor tamaño (con mayor intensidad en la zona Centro-Sur). En tercer lugar, y con excepción de los paneles PN2 y PS1 (grupos no modales), en el resto de las categorías de tamaño de barco se observan dinámicas de disminución en la magnitud de las economías de escala. Esto podría indicar su paulatino agotamiento, a medida que aumenta el esfuerzo agregado de pesca y a la vez que declina el potencial de pesca en cada zona.

Por otro lado, las economías de escala en el uso de insumos variables se observan con mayor fuerza en la zona Centro-Sur. Es probable que este diferencial entre zonas esté asociado con los diferentes ciclos de abundancia y productividad pesquera que experimentaron una y otra pesquería durante 1985-1995. En el Norte el decenio estudiado tiene un evidente ciclo de descenso en el potencial productivo de esa pesquería (gráfica 2), el esfuerzo agregado de pesca no muestra de manera congruente indicios de continuar su expansión anterior. En la pesquería Centro-Sur el ajuste en la productividad se inicia sólo una vez terminado nuestro periodo muestral (gráfica 3). Así, los esfuerzos de pesca son crecientes en 1985-1995.

Respecto al autoincentivo a reducir el esfuerzo de pesca cuando los peces se tornan más escasos, nuestros resultados implican rangos importantes de merma en la abundancia en los que la elasticidad captura-esfuerzo continúa mostrando valores por encima de la unidad. La combinación de incentivos que provienen de este resultado, y de valores de elasticidades captura-biomasa que declinan al aumentar la escasez del recurso pesquero, respaldan el uso de criterios de precaución al definir medidas regulatorias (por ejemplo, cuotas de pesca) en esta actividad.

${\it 3.\,Elasticidad\, captura-acarreo}$

Esta elasticidad proporciona un indicador del posible efecto del esfuerzo agregado de pesca en los rendimientos medios de captura por barco. Para comprender de mejor manera las dinámicas de cambio que se resumen en los valores promedio 1985-1995 de esta elasti-

cidad (cuadro 3), nos centramos en analizar los resultados descritos en la gráfica 6. Nuestros resultados indican un conjunto de efectos similares para los diferentes grupos de barcos en ambas pesquerías. Primero, si se considera constante el efecto de toda variable distinta del acarreo industrial, en todos los subpaneles se obtiene una correlación positiva entre el valor de esta elasticidad y el acarreo industrial. En ambas pesquerías, aumentos en el esfuerzo agregado de pesca parecen generar externalidades por barco con signo inicialmente negativo (en los niveles inferiores del rango de acarreo anual observado), y después con signo positivo cuando se alcanzan acarreos más grandes. En ambas zonas el cambio de signo ocurre en el acarreo anual que fluctúa de entre 2.6 y 16.5 millones m³/día de bodega desplazada en el mar. Si tuviéramos una flota sólo compuesta por barcos de mil m³ de capacidad, y que cada uno operase 365 días/año, estos acarreos equivaldrían al efectuado por una flota de 18-23 barcos de este tipo (operando de manera permanente cada año), y esto con la abundancia del recurso pesquero equivalente al promedio 1985-1995 en cada zona.

Por tanto, y según nuestras estimaciones ceteris paribus, a partir de acarreos superiores al rango anterior, en ambas pesquerías se comenzarían a observar efectos externalidad positivos en la captura individual, crecientes a medida que aumenta el acarreo agregado. En otros trabajos (Peña-Torres et al, 2003) hemos argumentado que este tipo de resultado podría ser reflejo de economías externas de búsqueda, producto del esfuerzo colectivo para ubicar cardúmenes de interés. Otro resultado sólido para ambas zonas es que la fuerza de este efecto externalidad tiende a correlacionarse inversamente con el tamaño del barco. Barcos más pequeños se beneficiarían en una mayor proporción de externalidades positivas en la búsqueda de cardúmenes; resultados en la misma dirección se presentan para la zona Norte en Peña-Torres y Basch (2000).

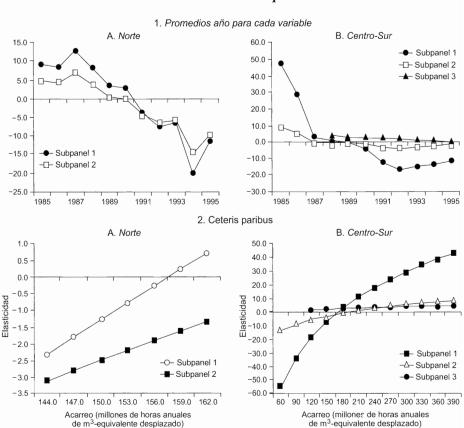
Por otro lado, la abundancia del recurso pesquero presenta sistemáticamente (en ambas zonas y en todos los subpaneles) una correlación negativa con el valor de esta elasticidad. Así, una menor

²⁸ Bjorndal *et al* (1993) plantean una conjetura similar cuando intentan explicar el resultado estimado de rendimientos crecientes de pesca frente a aumentos en el número de barcos en la flota; sugieren que esto podría deberse a información compartida entre los barcos respecto a la localización de los lobos marinos en explotación.





600



abundancia de peces tendería a aumentar la probabilidad que este efecto externalidad tenga signo positivo. Sin embargo, la gráfica 6.1 registra tendencias de caída en el valor de esta elasticidad, en ambas pesquerías, cuando la calculamos usando el promedio en cada año para las variables pertinentes. Esto a pesar que en ambas pesquerías la abundancia del recurso pesquero tiende a disminuir durante el periodo muestral. Existe un conjunto de efectos que ayudan a explicar este resultado.

Primero, el tamaño de bodega presenta en promedio una correlación negativa con el valor de esta elasticidad. Por un lado, esto concuerda con que para los barcos más pequeños se estime con mayor fuerza el efecto externalidad implícito en esta elasticidad. Por otro lado, en ambas pesquerías el tamaño promedio de los barcos aumenta durante el periodo en estudio. Segundo, en todos los subpaneles se obtienen efectos de "tendencia" negativos en los valores resultantes para esta elasticidad. No tenemos información que nos permita calificar este resultado. Tercero, en el Norte la variable efectividad pesquera se correlaciona negativamente con el valor de la elasticidad acarreo, y la efectividad pesquera promedio en esta zona disminuye a lo largo del periodo 1985-1995.

4. Elasticidad captura-antigüedad

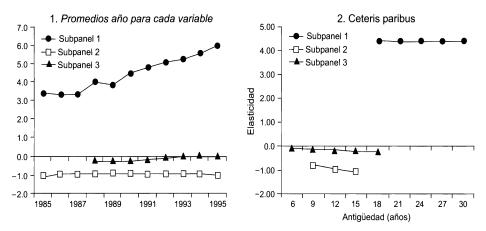
Sólo en la zona Centro-Sur la variable antigüedad obtiene significación estadística como factor explicativo de la captura.²⁹ En esta zona el resultado más notorio es la diferencia que se obtiene entre *PS1* y los otros dos subpaneles, respecto al signo y magnitud de esta elasticidad. Sólo en *PS1* se obtienen valores positivos, y éstos con mayor valor absoluto que en *PS2* y *PS3*.

Una posible hipótesis para explicar esta divergencia es que el signo negativo de esta elasticidad podría reflejar tecnologías de pesca más efectivas, asociadas en promedio a barcos más nuevos. Tanto PS2 como PS3 son paneles en los cuales ocurre entrada neta de barcos más nuevos; mientras que en PS1 se observa un proceso de salida de barcos (cuadro 2). Nótese que los rangos válidos de antigüedad para barcos en el grupo PS1 son superiores a los relevantes para PS2 y PS3 (gráfica 7.2).

Suponemos que en el grupo en el que se observa salida neta de barcos (PS1) probablemente ocurrió un proceso más exhaustivo de selección y descarte, el que habría favorecido a los barcos de mayor eficiencia pesquera en ese grupo. Así los barcos sobrevivientes es posible que posean ventajas productivas idiosincrásicas; algunas tal vez asociadas a la experiencia acumulada de pesca. En este caso, los barcos con mayor antigüedad bien podrían mostrar mejores rendi-

 $^{^{29}}$ Dos consideraciones podrían contribuir a explicar la no significación estadística de esta variable en el Norte: i) en la zona Norte no ocurre un proceso de entrada de nuevos barcos con la intensidad observada en la zona Centro-Sur, y ii) la pesca en el Norte es fundamentalmente costera y de relativo más fácil logro que en la zona Centro-Sur (aquí el ámbito espacial del esfuerzo de pesca es más amplio). Ambas consideraciones podrían redundar en que efectos de obsolescencia tecnológica o de aprendizaje acumulativo (efectos que la variable antigüedad busca medir) no tengan en el Norte similar poder explicativo que en la pesquería Centro-Sur, respecto a diferencias interbarcos en los rendimientos de pesca.

GRÁFICA 7. Elasticidades captura-antigüedad (zona Centro-Sur)



mientos de captura. Por lógica similar, en las categorías de tamaño en las que no ocurrió un proceso tan severo de selección (PS2 y PS3), y en las que por contraste entraron nuevos barcos (posiblemente más próximos a la vanguardia tecnológica), es razonable que mayor antigüedad del barco aparezca correlacionada con menores rendimientos de pesca, producto de posibles efectos de obsolescencia tecnológica.

Por último, las reducciones de biomasa y los aumentos en el acarreo industrial tienden a ampliar el diferencial en favor del grupo PS1 en los valores resultantes para esta elasticidad (apéndice 5). Una posible interpretación es que la fuerza de ventajas asociadas a una mayor experiencia pesquera podría ampliarse (todo lo demás constante) en épocas de mayor escasez del recurso pesquero.

Conclusiones

Las pesquerías analizadas aportan nueva evidencia empírica a las hipótesis relacionadas a desincentivos productivos para ajustar a la baja la escala de extracción. Este tema tiene especial relevancia en ambas pesquerías, dados los grandes y recurrentes ciclos de abundancia que enfrentan junto a sus altos rendimientos de pesca. No conocemos estudios anteriores del tipo aquí desarrollado que se hayan aplicado a otras pesquerías que enfrenten ciclos de abundancia en el hemisferio Sur, donde existen áreas de pesca importantes a nivel mundial.

Nuestros resultados aportan evidencia empírica en dos aspectos de fondo. En primer lugar, ratificamos la relevancia empírica de funciones de captura Translog en las pesquerías estudiadas (véase además Peña-Torres y Basch, 2000; Peña-Torres et al, 2003). Este aspecto tiene consecuencias de interés para pesquerías que enfrentan ciclos de abundancia. La tecnología Translog implica que cambios en la escala de uso de los insumos productivos, o en la abundancia de los peces, no afectan de manera constante ni tampoco proporcional a los rendimientos de pesca; por lo contrario, el grado y el signo del efecto están condicionados por la escala de producción. Así, es posible y probable que distintos ciclos de abundancia impliquen diferentes valores para las elasticidades captura-insumos y, asociado a esto, diversos incentivos marginales a la pesca.

Sin embargo, en modelos bioeconómicos para pesquerías marinas es práctica frecuente considerar funciones de captura de tipo lineal en los insumos y en el acervo de peces (funciones tipo Gordon-Schaefer; por ejemplo, véase Clark, 1976; Bjorndal, 1988), o bien del tipo Cobb-Douglas (por ejemplo, Bjorndal y Conrad, 1987; Bjorndal et al, 1993; Opsomer y Conrad, 1994). En estos casos se suele aceptar supuestos de valores constantes e independientes de la escala de producción para parámetros como las elasticidades captura-insumos, que tienen directa incidencia en los incentivos de pesca.

Por lo anterior, y sobre todo para pesquerías de pequeños pelágicos, es un desafío de interés incorporar de manera más explícita el fenómeno de "efectos escala" que sugiere la validez empírica de funciones de captura Translog. Otra opción sería efectuar análisis de sensibilidad paramétrica usando un rango de valores para los coeficientes de insumos clave, como el esfuerzo pesquero y la biomasa, en funciones de tipo Cobb-Douglas. Esto contribuiría al análisis de aspectos como la presencia de equilibrios múltiples, los incentivos de pesca en cada caso y las condiciones de estabilidad local en los equilibrios de mayor relevancia. Todos estos aspectos son de directa pertinencia en el estudio de pesquerías cíclicas. Esta línea de análisis puede ayudar a entender de mejor manera los procesos de ajuste posibles de ocurrir el tránsito entre un ciclo de abundancia y otro.

En segundo lugar, nuestras estimaciones identifican un conjunto de efectos que actúan como desincentivos para ajustar a la baja el esfuerzo productivo. Por un lado, la sensibilidad de las capturas frente a cambios en la abundancia disminuye a medida que el recurso pesquero se hace más escaso. Por otro, nuestros resultados señalan dos fuentes que generan rendimientos promedio crecientes en labores de pesca: 30 i) aumentos en la escala del propio esfuerzo de pesca (medido por las horas totales de pesca), en el que la fuerza de este efecto aumenta cuanto mayor es la capacidad de pesca del barco, y ii) externalidades productivas positivas asociadas al esfuerzo de pesca agregado del total de la flota pesquera en operación.

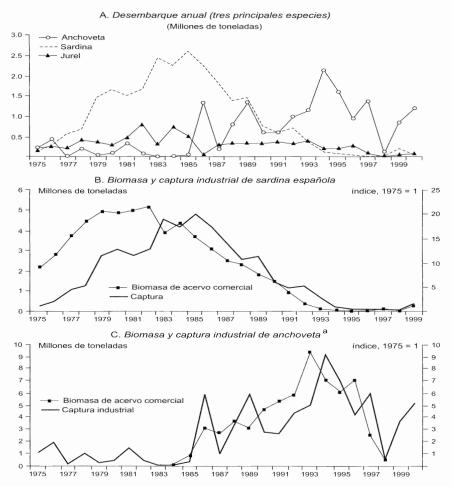
Si a nuestros resultados agregamos los elementos de costo hundido y prolongada vida útil que suelen caracterizar al capital invertido en flotas pesqueras industriales,³¹ una consecuencia importante es que la ocurrencia espontánea de esfuerzos cíclicos de pesca (*pulse fishing*), como los planteados con lucidez teórica por Lewis y Schmalensee (1979, 1982), parece poco probable en contextos con rendimientos de pesca como los analizados en este trabajo.

En estos casos, y en la medida que la persistencia de recursos pesqueros en propiedad común continúe potenciando la ocurrencia de pesca excesiva, se reafirma la importancia de considerar criterios de tipo precautorio al definir cuotas globales de pesca. No obstante, la introducción de (quasi) derechos privados de pesca podría contribuir a flexibilizar el sentido imperativo de nuestra actual conclusión. Si sistemas de derechos individuales comerciables de pesca se lograsen además complementar con programas de cuotas globales de pesca de carácter multianual (como los programas de cuotas globales hoy en uso en pesquerías pelágicas en Sudáfrica; Butterworth et al, 1997), parece posible y probable que las propuestas de Lewis y Schmalensee respecto a estrategias cíclicas de pesca adquieran mayor pertinencia empírica para pesquerías sujetas a importantes ciclos de abundancia.

³⁰ La diferenciación entre dos distintas fuentes de rendimientos crecientes en la pesca no queda del todo clara en estudios empíricos anteriores (véase Bjorndal y Conrad, 1987; Bjorndal 1989; Bjornal *et al*, 1993).

³¹ A fines de 1995, la antigüedad media de los barcos analizados en ambas pesquerías fluctuaba entre 20 y 25 años. Por otro lado, ambas flotas estudiadas tienen muy pocos otros usos, dado que en Chile desde mediados de los años ochenta prevalece cierre de acceso en todas las pesquerías industriales más relevantes, al ser los permisos de pesca específicos al barco y una especie en particular, y sin que exista (todavía) la opción de transferir los permisos de pesca desde una pesquería a otra (véase Peña-Torres, 2002).

APÉNDICE 1. Zona Norte Grande (regiones I y II)



FUENTE: Elaboración de los autores, con base en información del Ifop. ^a Existen registros de biomasa de anchoveta sólo entre 1984 y 1998.

APÉNDICE 2. Prueba de estacionareidad

Levin y Lin desarrollan una prueba de raíz unitaria usando la siguiente especificación (véase Maddala y Kim, 1998):

$$\Delta X_{i,\,t} = \alpha_0 + \beta t + \gamma X_{i,\,t-1} + \sum_k \delta_k \Delta X_{i,\,t-k} + \varepsilon_{i,\,t} \tag{A1}$$

en la que i=1,...,N (con N=número total de observaciones) y t=1,...,T (T=número total de periodos). En esta expresión, $\varepsilon_{it} \sim i.i.d.$ (0, σ^2), al igual

que en las pruebas ADF de Dickey y Fuller; además, los estadígrafos relevantes para β y γ tienen las mismas distribuciones no estándar en el límite cuando se incluyen rezagos de la variable dependiente, al igual que en las pruebas ADF. La hipótesis nula que se prueba en (A1) es $H_0: \gamma=0$ y $\beta=0$. En esta ecuación, X corresponde al logaritmo natural de las variables de interés, que en nuestro caso corresponden a captura, esfuerzo y efectividad. Levin y Lin prueban que, asintóticamente:

$$T\sqrt{N\hat{\gamma}} \sim N(0,2)$$
 (A2)

$$t_{\gamma} \sim N(0,1) \tag{A3}$$

En la expresión (A1), cuando el parámetro $\gamma \neq 0$ y negativo, el proceso X_{ii} resulta estacionario en un sentido estocástico. A su vez, el coeficiente β mide la posibilidad de estacionariedad determinística cuando $\beta = 0$.

		Zona Norte	?	Zona Centro-Sur			
	Captura	Esfuerzo	Efectividad	Captura	Esfuerzo	Efectividad	
β	-0.102	-0.037	0.005	-0.07	-0.02	0.00	
•	(-8.05)	(-4.30)	(2.78)	(-6.12)	(-4.21)	(-0.02)	
γ	-0.979	-1.00	-1.061	-0.820	-0.909	-0.810	
•	(-27.93)	(-28.79)	(-33.54)	(-14.90)	(-24.41)	(-19.11)	

Resultados: Paneles modales^a

1.90

APÉNDICE 3. Prueba de Hausman

Los resultados que aquí se presentan corresponden a pruebas de Hausman según los procedimientos descritos en Hausman y Taylor (1981), y en las que nuestra hipótesis nula (H_0) es que el algoritmo de efectos aleatorios (EA) es congruente y a la vez más eficiente que el algoritmo de efectos fijos; es decir en caso que se cumpla que la correlación entre los regresores y el término de error es nula. La otra hipótesis implica que sí existe correlación entre los regresores y el término de error, en cuyo caso el algoritmo de efectos aleatorios redunda en estimaciones incongruentes, mientras que efectos fijos se mantiene como un estimador congruente y por tanto en este caso es el algoritmo preferido.

H _a : modelo de	Zona	Norte	Zona Centro-Sur				
EA es válido	PN1	PN2	PS1	PS2	PS3		
χ^2	39.6	31.52	50.38	39.25	7.76		
Valor p	0.001	0.035	0.000	0.001	0.850		

^a Los tradicionales estadígrafos *DW* para medir autocorrelación en series de tiempo, para ser usados en modelos con datos de panel, deben cotejarse con valores críticos que difieren de los encontrados por Durbin y Watson (Bhargava, Franzini y Narendranathan, 1982). Los estadígrafos *t* están entre paréntesis; para considerar sus valores críticos se debe recurrir a distribuciones no estándar.

 ${\bf AP\'{E}NDICE}~4.~Resultados~zona~Norte~(modelos~parsimoniosos)$

	F	Panel PN1	(80-300 m	$\iota^3)$	P	Panel PN2 $(301-800 \text{ m}^3)$			
Variables explicativas .	Efect	os fijos	Efectos	aleatorios	Efect	Efectos fijos		Efectos aleatorios	
capitediteds .	Coef.	Prueba t	Coef.	Prueba t	Coef.	Prueba t	Coef.	Prueba t	
Biomasa (b)									
Acarreo (a)									
Cap. bodega (h_i)									
Esfuerzo (e_i)			0.82	6.66	1.10	42.61	19.31	2.89	
Efectividad (f_i)			64.30	2.24					
Antigüedad (g_i)							12.28	2.86	
Tendencia (T)	83.64	10.76	31.49	11.79	55.55	4.25	23.60	10.37	
b^2	17.47	6.73	0.05	6.88	10.69	2.58			
a^2	12.94	6.83	0.18	9.54	7.48	2.45	0.30	4.55	
h_i^2							-0.39	-2.408	
$egin{array}{c} b^2 \ a^2 \ h_i^2 \ e_i^2 \ f_{i,2}^2 \ g_i^2 \ T^2 \end{array}$	-0.03	-2.92	-0.02	-3.21					
f^2	1.10	2.82	0.59	2.29	0.96	-15.39	0.89	-12.54	
$\frac{J}{\sigma}$	1.10	02	0.07	/	3.70	10.07		-3.13	
8 i T2	-0.07	-7.47	0.00	-3.07	-0.04	9.49	-0.04	-5.15	
			0.00	-3.07		-2.62			
$b \cdot a$	-29.21	-6.70			-18.13	-2.61	0.46	2.66	
$b \cdot h_i$	0.00	10.00			0.92	2.73	0.46	3.66	
$b \cdot e_i$	0.09	10.09			0.00	2.60	-0.22	-2.36	
$b \cdot f_i$	1.40	2.66			0.03	2.60	0.04	5.04	
$b \cdot g_i$	1.40	0.11	0.10	6.00	0.05	0.05	0.10	4.0.4	
$b \cdot T$	-1.48	-8.11	-0.19	-6.23	-0.95	-3.05	-0.10	-4.94	
$a \cdot h_i$					3.41	2.70	0.40	2.00	
$a \cdot e_i$	0.00		0.00	0.14			0.68	-2.30	
$a \cdot f_i$	-0.98	-2.17	-3.28	-2.16				2.50	
$a \cdot g_i$	0.10	10.00	1.50	10.00	2.10	= 00	-0.57	-2.53	
$a \cdot T$	-3.12	-12.02	-1.50	-12.38	-2.13	-5.03	-1.18	-10.91	
$h_i \cdot e_i$			0.10	10.95			-0.27	-4.23	
$h_i \cdot f_i$			0.07	2.54			0.05	0.14	
$h_i \cdot g_i$			-0.07	-3.54	0.07	2.00	-0.25	-3.14	
$h_i \cdot T$	0.10	0.14			0.07	2.90	0.08	4.48	
$e_i \cdot f_i$	-0.18	-2.14	0.02	0.20					
$e_i \cdot g_i$	0.01	9.97	0.03	2.32			0.01	0.07	
$e_i \cdot T$	-0.01	-2.26	-0.02	-6.83			-0.01	-2.27	
$f_i \cdot g_i$	0.00	2.70	0.10	2.77					
$f_i \cdot T$	-0.08	-3.62	-0.10	-3.76					
$g_i \cdot T$	0.09	C 02			0.67	2.07			
D87	0.93	6.83			0.67	2.96	0.0=	0.00	
D88	0.30	5.52	0.90	6.05	0.31	4.32	0.07	2.33	
D89			0.20	6.25	0.25	3.86	0.34	9.05	
R^2 ajustado		0.96		0.96		0.97		0.97	
\boldsymbol{F}	30	5.1			68	39.2			
Wald			10 83	30			13 14	4 3	
Número de									
observaciones	1 20	6	1 20)6	69	93	69	93	
Número de barcos	15	1	15	5]	(99	(99	

APÉNDICE 5. Resultados zona Centro-Sur (modelos parsimoniosos)

		Panel PS1 ((80-300 m ³	·)		Panel PS2 (301-800 m^3)			Panel PS3 (801 y más m^3)				
Variables	Efect	Efectos fijos		Efectos aleatorios		Efectos fijos		Efectos aleatorios		Efectos fijos		Efectos aleatorios	
	Coef.	Prueba t	Coef.	Prueba t	Coef.	Prueba t	Coef.	Prueba t	Coef.	Prueba t	Coef.	Prueba t	
b													
a													
h_i			22.78	6.51			13.89	5.95	-104.01	-3.33			
e_i					1.64	7.37			-10.18	-2.52			
f_i											-5.77	-2.82	
g_i													
T	76.84	5.72	-9.32	-5.80	15.17	2.97	-5.94	-4.85					
b^2	27.87	6.44	0.05	2.54	6.73	3.83	0.04	3.43	-1.14	-3.68	-1.57	-3.95	
a^2	26.20	6.42			6.03	3.78					1.54	4.02	
h_i^2	1.71	3.35							1.16	2.16			
h_i^2 e_i^2 f_i^2 g_i^2					-0.03	-2.23	-0.03	-3.29	-0.12	-6.22	-0.10	-5.69	
f_i^2									8.20	2.86			
g_i^2					-0.26	-5.48	-0.05	-5.32			-0.07	-3.63	
T^2	1.95	6.27	-0.08	-5.46	0.40	3.33	-0.08	-4.87			0.11	3.44	
$b \cdot a$	-54.08	-6.43			-12.6	-3.81							
$b \cdot h_i$									4.83	3.04	7.39	3.88	
$b \cdot e_i$									0.81	3.23	0.18	12.13	
$b \cdot f_i$	-2.04	-3.63					-0.80	-2.22					
$b \cdot g_i$	-0.88	-2.58							0.82	3.43			

2.62

3.70

-0.15

-4.85

-0.37

-4.49

 $b \cdot T$

11.87

6.53

_												
$a \cdot h_i$	-0.97	-3.41	-1.23	-6.27			-0.76	-5.86			-7.32	-3.94
$a \cdot e_i$	0.16	3.65	0.11	6.14			0.09	11.36				
$a \cdot f_i$	2.00	3.79			0.07	$13.92 \cdot$	0.83	2.51				
$a \cdot g_i$	1.22	2.88	0.13	2.84	0.02	3.68			-0.82	-3.46		
$a \cdot T$	-15.74	-6.32	0.52	5.95	-3.35	-3.49	0.44	5:09			-0.93	-4.31
$m{h}_i \cdot m{e}_i$												
$h_i \cdot f_i$												
$h_i \cdot g_i$												
$h_i \cdot T$	0.16	2.69	0.17	4.26	0.04	3.50	0.17	6.54	0.85	4.36	2.33	4.37
$e_i \cdot f_i$									0.67	4.23	0.87	3.37
$e_i \cdot g_i$	-0.57	-2.28	-0.33	-2.96								
$e_i \cdot T$												
$f_i \cdot g_i$			0.44	15.83					-0.77	-2.85		
$f_i \cdot T$	-0.44	-3.99					-0.18	-2.97				
$g_i \cdot T$							0.02	3.60	0.26	3.26	0.03	3.28
D 87	0.28	2.75	-0.48	-2.50			-0.35	-2.74				
D88			-0.33	-3.07			-0.16	-2.37	-0.74	-3.95		
D89	0.39	4.58			0.141	3.70			-0.54	-5.69		
R^2 ajustado	0	.94	0.9	3	0.93	5	0.9	2	0.9	5	0.	96
$oldsymbol{F}$	113	.9			167.	8			241	.2		
Wald			4 826				8 907				3 546	
Número de observaciones	459		459		741		741		143		143	
Número de barcos	64		64		102		102		43		43	

APÉNDICE 6. I	Especies de	peces pelágico	os citados en	este trabajo

Especie citada	Nombre en inglés	Nombre científico
Anchoveta (Chile, Perú)	Anchovy	Engraulis Ringens
Anchoveta californiana	Anchovy	Engraulis Mordax
(distribuida desde la costa de San	(Central Subpopulation))
Francisco hasta Punta Baha, México))	
Jurel (Chile)	Jack Mackerel	Trachurus Murphyi
Sardina común (Chile, Centro-Sur)	Sardine	Clupea Bentincki
Sardina española (Chile, Norte)	Sardine	Sardinops Sagax
Caballa (Chile, Norte)	Mackerel	Scomber Japonicus
Merluza de cola (Chile, Centro-Sur)	Hake	Macruronus Magellanicus
Arenque (Mar del Norte)	North Sea Herring	

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Baltagi, B. H. (1995), Econometric Analysis of Panel Data, Chichester, Wiley.
 Banerjee, A., J. J. Dolado, J. W. Galbraith y D. F. Hendry (1993), Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data, Oxford, Oxford University Press.
- Beddington, J., C. Watts y W. Wright (1975), "Optimal Cropping of Self-reproducible Natural Resources", *Econometrica*, vol. 43 (4), pp. 789-802.
- Bhargava, A., L. Franzini y W. Narendranathan (1982), "Serial Correlation and Fixed Effects Model", *Review of Economic Studies*, vol. 49, pp. 533-549.
- Bjorndal, T. (1987), "Production Economics and Optimal Stock Size in a North Atlantic Fishery", Scandinavian Journal of Economics 89, pp. 145-164.
- —, y J. Conrad (1987), "The Dynamics of an Open Access Fishery", Canadian Journal of Economics, vol. 20, pp. 74-85.
- —— (1988), "The Optimal Management of North Sea Herring", Journal of Environmental Economics and Management, vol. 15 (1), pp. 9-29.
- —— (1989), "Production in a Schooling Fishery: The Case of the North Sea Herring Fishery", *Land Economics*, vol. 65, pp. 49-56.
- —, J. Conrad y K. G. Salvanes (1993), "Stock Size, Harvesting Costs, and the Potential for Extinction: The Case of Sealing", *Land Economics* 69 (2), páginas 156-167.
- Butterworth, D. S., K. L. Cochrane y J. A. de Oliveira (1997), "Management Procedures: A Better Way to Manage Fisheries? The South African Experience", E. K. Pititch et al (comps.), Global Trends: Fisheries Management. American Fisheries Society (AFS) Symposium 20, Proceedings, Maryland, AFS.
- Clark, C. (1971), "Economically Optimal Policies for the Utilization of Biologically Renewable Resources", *Mathematical Biosciences*, vol. 12, pp. 245-260.
- —— (1976), Mathematical Bioeconomics. The Optimal Management of Renewable Resources, John Wiley & Sons.

- Cox, D. R., y D. V. Hinkley (1990), *Theoretical Statistics*, Londres, Chapman and Hall.
- Csirke, J. (1988), "Small Shoaling Pelagic Fish Stocks", cap. 11 en J. A. Gulland (comp.), Fish Population Dynamics. The Implications for Management, segunda edición, John Wiley & Sons.
- —, y A. Gumy (1996), "Análisis bioeconómico de la pesquería pelágica peruana dedicada a la producción de harina y aceite de pescado", *Boletín IMARPE*, vol. 15 (2), Callao, Perú, 68 pp.
- Davidson, R., y J. G. MacKinnon (1981), "Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses", *Econometrica*, vol. 49, pp. 781-793.
- Dawid, H., y M. Kopel (1997), "On the Economically Optimal Exploitation of a Renewable Resource: The Case of a Convex Environment and a Convex Return Function", *Journal of Economic Theory*, 76, pp. 272-297.
- Dickey, D. A., y W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit-Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74 (parte 1), pp. 427-431.
- Granger, C. W., y P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", Journal of Econometrics, 2, pp. 111-120.
- Gulland, J. A. (comp.) (1988), Fish Population Dynamics, segunda edición, Chichester, Wiley.
- Hannesson, R. (1983), "Bioeconomic Production Function in Fisheries: Theoretical and Empirical Analysis", Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, vol. 40, pp. 968-982.
- Hartwick, J. (1982), "Free Access and the Dynamics of the Fishery", L. Mirman y D. Spulber (comps.), Essays in the Economics of Renewable Resources, North Holland, pp. 159-174.
- Hausman, J. A. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, vol. 46 (6), pp. 1251-1271.
- —, y W. E. Taylor (1981), "Panel Data and Unobservable Individual Effects", *Econometrica*, vol. 49 (6), pp. 1377-1398.
- Johnston, J., y J. Dinardo (1997), *Econometric Methods*, cuarta edición, Nueva York, McGraw-Hill.
- Lewis, T., y R. Schmalensee (1979), "Non-convexity and Optimal Harvesting Strategies for Renewable Resources", *Canadian Journal of Economics*, vol. XII (4), pp. 677-691.
- —, y——(1982), "Optimal Use of Renewable resources with Nonconvexities in Production", L. Mirman y D. Spulber (comps.), Essays in the Economics of Renewable Resources, North Holland, pp. 95-111.
- Lipton, D., e I. E. Strand (1989), "The Effect of Common Property on the Optimal Structure of the Fishing Industry", *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 16, pp. 45-51.
- Liski, M., P. M. Kort y A. Novak (2001), "Increasing Returns and Cycles in Fishing", Resource and Energy Economics 23, pp. 241-258.

- Lluch-Belda, D., R. A. Schwartzlose, R. Serra, R. Parrish, T. Kawasaki, D. Hedgecock y R. J. Crawford (1992), "Sardine and Anchovy Regime Fluctuations of Abundance in Four Regions of the World Oceans: A Workshop Report", Fisheries Oceanography, vol. 1, pp. 339-347.
- McEvoy, A. E. (1986), The Fishermen's Problem. Ecology and Law in the California Fisheries 1850-1980, Cambridge, Cambridge University Press, CUP.
- Maddala, G. S. (1992), *Introduction to Econometrics*, segunda edición, Nueva York, Macmillan.
- —, e I. M. Kim (1998), *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Mátyás, L., y P. Sevestre (comps.) (1996), *The Econometrics of Panel Data*, segunda edición, Dordrecht, Kluwer.
- Opsomer, J. D., y J. Conrad (1994), "An Open Acess Analysis of the Northern Anchovy Fishery", *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 27, pp. 21-37.
- Peña-Torres, J. (1996), "Sustainability versus Fishing Collapse: A Review of Causes and Welfare Prescriptions", *Estudios de Economía*, vol. 23 (1), páginas 83-112.
- —— (1997), "The Political Economy of Fishing Regulation: The Case of Chile", *Marine Resource Economics*, vol. 12 (4), pp. 239-248.
- —, y M. Basch (2000), "Harvesting in a Pelagic Fishery: The Case for Northern Chile", *Annals of Operations Research*, vol. 94, pp. 295-320.
- —— (2002), "Debates sobre cuotas individuales transferibles: ¿Privatizando el mar? ¿Subsidios?, o ¿muerte anunciada de la pesca extractiva en Chile?", Estudios Públicos, núm. 86, pp. 183-222.
- ——, M. Basch y S. Vergara (2003), "Eficiencia técnica y escalas de operación en pesca pelágica: Un análisis de fronteras estocásticas", *Cuadernos de Economía*, vol. 40, núm. 119, pp. 43-83.
- Sahrhage, D., y J. Lundberk (1992), A History of Fishing, N. York, Springer. Scott, A. (1955), "The Fishery: The Objectives of a Sole Ownership", Journal of Political Economy, vol. 68, pp. 116-124.
- Serra, R., y P. Barria (1992), "Investigación y estimación de la captura total permisible para el jurel año 1992", *Reporte Técnico*, Instituto de Fomento Pesquero (Ifop), Chile, Valparaíso.
- Smith (1968), "Economics of Production from Natural Resources", American Economic Review, vol. 58, pp. 409-431.
- White, H. (1980), "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity", *Econometrica*, vol. 48, pp. 817-838.
- Zellner, A., J. Kmenta y J. Drèze (1966), "Specification and Estimation of Cobb-Douglas Production Function Models", *Econometrica*, vol. 34, páginas 784-795.