

# FUNCION DE CAPTURA EN LA PESQUERIA PELAGICA DEL NORTE CHILENO: UNA ESTIMACION DE PANEL\*

Julio Peña<sup>a</sup>  
Miguel Basch<sup>b</sup>  
Hugo Dufey<sup>c</sup>

## SINTESIS

Este trabajo es pionero en estimar funciones de captura de tipo Cobb-Douglas para la pesquería pelágica del norte chileno. Se usa un panel con datos de captura y esfuerzo pesquero anuales para la flota industrial que operaba en la zona entre 1985-93. La riqueza de datos a nivel de corte transversal permite testear diferencias en la tecnología de captura para barcos de distinto tamaño. Los resultados obtenidos sugieren que el nivel de biomasa afecta en forma estadísticamente significativa las capturas a nivel de barco, sobre todo para la categoría de barcos de menor tamaño. Sin embargo, la estimación de estos efectos para el caso de barcos industriales más grandes es más imprecisa. Los barcos de menor tamaño presentan retornos *decrecientes* en el uso de factores variables, aproximados en nuestro análisis por el número de viajes anuales de pesca. Para el caso de barcos de mayor tamaño (el modal en la muestra) la evidencia empírica señala la presencia de retornos *crecientes* en el uso de factores variables. Esto ayudaría a explicar la sustitución tecnológica creciente, a favor de barcos de mayor tamaño, que se ha observado en esta pesquería durante la última década. Por último, se obtienen indicios sobre la presencia estadísticamente significativa de una externalidad tecnológica *positiva* a nivel de barco: a medida que aumenta el esfuerzo de pesca *agregado* en la pesquería, cada barco tiende a ver favorecida su captura, para niveles dados de esfuerzo propio y de biomasa disponible. Especulamos que esto último puede ser señal de economías externas en los esfuerzos de búsqueda por un recurso marino con movilidad significativa y de carácter imperfectamente predecible.

## ABSTRACT

This paper is a pioneering work in estimating Cobb-Douglas harvesting functions for the pelagic fishery in Northern Chile. We use panel data with yearly harvest and fishing effort for the industrial fleet operating in the area between 1985-1993. The wealth of cross-section data enables us to test differences in harvesting technology for different size vessels. The results obtained suggest that the biomass level significantly affects harvesting



at the vessel level, above all for the larger vessels. However, these effects are more imprecise for the smaller vessels. The smaller vessels show decreasing returns in the use of variable factors, proxied in our analysis by the number of yearly fishing trips. Regarding the larger vessels (our sample mode), empirical evidence indicates the existence of increasing returns in the use of variable factors. This would help to explain the increasing technological substitution, favoring larger vessels, that has been observed in this fishery over the last decade. Finally, we obtained indications of a statistically significant positive technological externality at the vessel level: as the aggregated fishing effort increases in the fishery, each vessel's harvesting tends to increase, for given levels of self effort and available biomass. We speculate that the latter can be a signal of economic externalities in search efforts for fishery resources with significant mobility and unpredictable behavior.

- **Esta investigación ha sido posible gracias al apoyo financiero de Conicyt (Proyecto Fondecyt N° 1940499). Agradecemos la colaboración de Rodolfo Serra, Sergio Avilés, Patricio Barría, Leonardo Caballero y Alejandro Zuleta, en ayudarnos a entender algo más de las complejidades envueltas en biología marina y economía pesquera. También agradecemos los comentarios recibidos en el seminario conjunto de Deptos. de Economía e Ingeniería Industrial de la Universidad de Chile, las sugerencias de Pablo González, y el apoyo de IFOP al proveernos del banco de datos que ha permitido esta discusión.**
- **Profesor Departamento de Economía, Universidad de Chile.**
- **Profesor Departamento de Economía, Universidad de Chile.**
- **Ayudante Investigación, Departamento de Economía, Universidad de Chile.**



# FUNCION DE CAPTURA EN LA PESQUERIA PELAGICA DEL NORTE CHILENO: UNA ESTIMACION DE PANEL\*

Julio Peña  
Miguel Basch  
Hugo Dufey

## 1. INTRODUCCION

En este trabajo se estiman funciones de producción Cobb-Douglas para la pesquería industrial pelágica del norte chileno. El aporte de este trabajo radica en el hecho de que no existen estimaciones de este tipo para las pesquerías nacionales<sup>1</sup>. Este ejercicio es particularmente útil para el caso de la pesquería pelágica del norte del país, dado su actual estado de *plena explotación* luego de una década de sostenida e intensa explotación. Como resultado de esto, el rendimiento anual (captura/capacidad de bodega) de la flota industrial es hoy la mitad del vigente a mediados de los años ochenta.

La pesquería pelágica del norte chileno representó en 1993 cerca de un tercio de las capturas totales de Chile, las que alcanzaron un nivel de 6 millones de toneladas. Este volumen de pesca sitúa a Chile dentro de los principales países pesqueros del mundo. En 1993 Chile ocupó el cuarto lugar en cuanto a tonelaje capturado, luego de China (17,6 millones de toneladas), Perú (8,5 millones) y Japón (8,1 millones). Estados Unidos quedó en quinto lugar, con 5,9 millones de toneladas (FAO, 1993).

La carencia de estimaciones de funciones de captura para las pesquerías chilenas se explica en gran medida por la falta, hasta años recientes, de series de datos adecuadas para este tipo de análisis. Series sistemáticas de *proxies* para las biomásas de las principales especies capturadas sólo existen, en el mejor de los casos, desde mediados de los años setenta, mientras que series sistemáticas sobre

\* *Estudios de Economía*, publicación del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile, Vol. 23 N° 1, junio de 1996.

<sup>1</sup> Yáñez, Barbieri y Barra (1986) es un valioso intento por estimar relaciones de captura versus esfuerzo pesquero, para el caso de las pesquerías de la anchoveta (1959-77) y la sardina española (1975-85) en el norte chileno. Para ambas pesquerías se estiman relaciones captura/esfuerzo de tipo cuadrático, usando datos anuales agregados para capturas y esfuerzo (medido como días de pesca multiplicados por una capacidad de bodega estándar). El énfasis en este estudio es, sin embargo, "desde el punto de vista biológico y oceanográfico" (p. 185).



esfuerzo pesquero, mas allá del número total de embarcaciones, sólo están disponibles desde mediados de los años ochenta.

Este trabajo utiliza información de tipo panel, con datos anuales (1985-93) sobre capturas industriales y esfuerzo pesquero a nivel de barco, para una flota que fluctúa entre 160 y 190 barcos cerqueros. Los datos de captura consideran el total de especies bajo explotación, aunque la anchoveta, sardina española y jurel representan cerca del 90 por ciento de ese total. Las funciones de captura por barco incluyen *proxies* para: *esfuerzo pesquero* (número anual de viajes de pesca), biomasa agregada (tres principales especies) y esfuerzo pesquero agregados en la pesquería (externalidad tecnológica). Las estimaciones diferencian entre las dos categorías de barco (según tamaño) más representativas de la muestra.

Nuestras estimaciones verifican dos asuntos centrales: (i) el tipo de economías de escala en el uso de insumos variables, representados en nuestro estudio por los viajes de pesca de cada barco, y (ii) si la dependencia del nivel de captura por barco respecto a la biomasa de los recursos explotados puede ser descrita como estadísticamente no significativa, como suele argumentarse respecto del caso de poblaciones pelágicas, dado su comportamiento de tipo *schooling*<sup>2</sup> (Bjorndal, 1989).

Los resultados empíricos sugieren en forma robusta que los niveles de biomasa explotable son estadísticamente significativos cuando se intenta explicar las capturas observadas a nivel de barco en la pesquería industrial bajo estudio. Para la categoría de barcos más grandes, no obstante, la significancia estadística de este efecto es algo menor.

Este tipo de resultado no es trivial dada la tradicional percepción popular, respecto de especies pelágicas, que los niveles de biomasa no influyen sobre el nivel de capturas en forma significativa (Cushing, 1988; Gulland, 1988). Recientes estudios de este tipo para la pesquería del arenque (otra especie pelágica) en el Mar del Norte obtienen resultados en la misma dirección que los nuestros (Bjorndal, 1987 y 1989). Sobre la magnitud de estos efectos, sin embargo, solo cabe por ahora especular, en espera de un tratamiento más acucioso del aspecto dinámico envuelto en la relación *capturas/stocks*.

En el caso de retornos a escala en el uso del insumo variable se obtienen resultados que sugieren rangos de esfuerzo pesquero con productividad marginal decreciente para la categoría de barcos más pequeños (bodegas entre 130-179 m<sup>3</sup>). En contraste, la evidencia para barcos de tamaño *grande*<sup>3</sup> (bodegas entre 230-380 m<sup>3</sup>) indica rendimientos crecientes en el uso de factores variables. Esto sin duda

<sup>2</sup> Alta densidad poblacional, posiblemente creciente con reducciones en la biomasa de la población de peces.

<sup>3</sup> Se le denomina barcos grandes a estos barcos, ya que dentro del contexto de este trabajo son los de mayor tamaño. En esta industria existen barcos mayores que los denominados grandes, los que alcanzan hasta 1000 m<sup>3</sup> de capacidad en bodega.



ilustra parte de los incentivos que subyace a los cambios tecnológicos ocurridos en la estructura de la flota industrial que ha operado en el norte chileno durante la última década, período en el que se observa una sustitución creciente en favor de embarcaciones con mayor capacidad de pesca.

La sección 2 describe la pesquería bajo estudio. La sección 3 discute la función de captura a estimar. La sección 4 analiza los resultados empíricos. La sección 5 entrega las conclusiones.

## 2. LA PESQUERIA PELAGICA DEL NORTE CHILENO

Esta pesquería se ubica frente a las costas de Arica hasta Antofagasta. Desde sus inicios como pesquería industrial (mediados de la década del cincuenta) y hasta fines de los ochenta constituyó la principal pesquería industrial chilena, siendo actualmente la segunda zona de pesca más importante en Chile según tonelaje capturado<sup>4</sup>. Las principales especies bajo explotación son la anchoveta, el jurel y la sardina española, que en su conjunto abarcan el 93 por ciento del promedio anual capturado durante 1990-93. Estas tres especies son pelágicas, compartiendo la característica de desplazarse en grupos densamente poblados, a profundidades relativamente bajas<sup>5</sup>. Ambas características contribuyen a aumentar la capturabilidad de estas especies, como también su relativo alto riesgo de colapso (Csirke, 1988; Peña, 1996a).

En el período 1985-93 esta pesquería estuvo sujeta a una regulación de acceso restringido. El número de barcos cerqueros que operaban en la zona alcanzó un máximo de 193 en 1987, cayendo luego gradualmente hasta un total de 157 en 1993. No obstante, la capacidad de bodega total movilizada se mantuvo sin mayor variación durante el período, con un promedio anual de 48.400 m<sup>3</sup>. Esto se explica por una creciente sustitución tecnológica a favor de barcos más grandes. Mientras el rango modal de bodega corresponde a 230-380 m<sup>3</sup> por barco, la participación de barcos más grandes, algunos de ellos con capacidad de bodega de hasta 1000 m<sup>3</sup>, creció desde el 4,5 por ciento del número total de barcos en 1985 hasta un 20 por ciento en 1993.

Durante el período 1985-93 las capturas en la zona muestran una tendencia decreciente, luego de una década previa con capturas anuales crecientes. Mientras la captura (total industrial) anual máxima del período se logra en 1986 (3,35 mills. de tons.), en 1993 el total capturado alcanzó a 1,76 millones de toneladas.

<sup>4</sup> Entre 1990 y 1992, el promedio anual de captura en la pesquería pelágica industrial del norte chileno fue de 1,86 millones de toneladas, mientras que la pesquería pelágica industrial frente a las costas de la VIII región capturó un promedio de 2,6 millones de toneladas.

<sup>5</sup> La anchoveta, por ejemplo, tiene una distribución vertical que no supera en general los 50 mts. de profundidad (Yañez, Barbieri y Barra, 1986).



Si consideramos los barcos industriales usados en nuestro ejercicio de estimación (103 en total), que agrupan como promedio anual el 55 por ciento de la capacidad de bodega de la flota industrial y el 62 por ciento de las capturas industriales anuales, se obtiene el siguiente cuadro.

CUADRO 1

Años	Capturas año/barco (tons, 000)	Viajes año/barco (número viajes)	Capturas año/CB (veces)
Promedio 85-86	21,3	159,5	82,05
Promedio 92-93	10,65	138	41,05

Fuente: estadísticas flota industrial IFOP: barcos cerqueros con  $80 \leq CB \leq 380 \text{ m}^3$ .  
CB: Capacidad de bodega.

Es decir, durante el período en estudio las capturas agregadas y por barco han caído en esta pesquería, en mayor proporción que la reducción observada en los esfuerzos de pesca. Mientras en 1985-86 cada barco movilizaba, como promedio año, 82 veces su capacidad de bodega en términos de tonelaje capturado; durante 1992-93 esta medida de rendimiento alcanzó la mitad del valor anterior. Las estimaciones de biomasa disponibles y los rendimientos en capturas proveen evidencia consistente sobre el caso de una pesquería que ha sido sometida a una explotación industrial creciente durante un período prolongado (desde mediados de los años setenta hasta mediados de los ochenta). El cuadro 2 resume los datos agregados de esta pesquería.

Esta situación ha llevado al regulador, desde 1991 a la fecha, a clasificar esta pesquería bajo un régimen de *plena explotación*, lo que faculta a la autoridad para establecer restricciones de acceso y racionamiento mediante cuotas de pesca. Hasta la fecha, sin embargo, diversos intentos por establecer cuotas de pesca en esta pesquería no han fructificado, en parte debido al significativo poder de *lobby* de las principales firmas establecidas<sup>6</sup>, las que han argumentado una carencia de suficiente información, estadísticamente confiable, para establecer políticas objetivas de cuotas de pesca (Peña, 1996b). Es recomendable, por lo tanto, el continuar estudiando con mayor detalle los aspectos tecnológicos y biológicos envueltos en los problemas de conservación y explotación óptima de estos recursos marinos.

<sup>6</sup> Durante el período 1990 y 1992 un dueño único (*Grupo Angelini*) controlaba cerca del 60 por ciento de las capturas industriales en la región norte. La participación del segundo competidor más importante, (*Coloso*), fue en torno al 20 por ciento en este período.



**CUADRO 2**

Años	Acarreo total (índice)	No. barcos	Captura total (tons, 000)	Biomasa total (índice )
1985	100	177	3.064,8	100
1986	119,7	186	3.355,2	57,8
1987	121,3	193	2.239,9	78,1
1988	108,9	187	2.362,3	66,2
1989	121,9	193	2.902,8	55,5
1990	102,5	185	1.645,6	58,2
1991	99,7	182	1.550,0	64,5
1992	108,7	159	1.879,0	45,7
1993	110,8	157	1.760,3	49,4

*Fuente: En base a datos de IFOP.*

*Biomasa total* = suma las biomاسas (tons.) de la población explotable de jurel, sardina española y anchoveta.

*Acarreo industrial total* =  $\sum_i v_i k_i$ , con  $v_i$  los viajes de pesca del barco  $i$  (por año), y  $k_i$  la capacidad de bodega del barco  $i$ .

El análisis no discrimina según especie capturada, sino que se concentra en el agregado de las especies sujetas a explotación industrial. Esta simplificación se justifica por el carácter multi-especie de la flota industrial que opera en esta pesquería. El análisis del agregado de capturas permite hacerse cargo indirectamente de la hipótesis, promovida por los industriales de la zona, sobre un proceso cíclico de sustitución entre la anchoveta y la sardina española como resultado de la competencia por un ecosistema común. En nuestro análisis, las elasticidades captura/biomasa por estimar miden el efecto neto de variaciones en la disponibilidad de las principales especies pelágicas capturadas en la zona.

### 3. FUNCIONES DE PRODUCCION EXTRACTIVA DE TIPO COBB-DOUGLAS

Antecedentes sobre la sensibilidad de las capturas frente a variaciones en la intensidad de esfuerzo pesquero o en la abundancia de los *stock* de peces, contribuyen a evaluar desde una mejor perspectiva diversos problemas asociados a la administración de recursos marinos; por ejemplo, el riesgo de colapso pesquero. En el caso de peces pelágicos, una preocupación constante de los reguladores ha sido tratar de anticipar y prevenir colapsos pesqueros, sea en términos de una virtual extinción biológica o del cierre económico de industrias asociadas a la pesca<sup>7</sup>.

<sup>7</sup> Existen diversos ejemplos históricos sobre situaciones de colapso repentino en pesquerías pelágicas: la pesquería de la sardina japonesa (inicios de los 1940s), la sardina californiana (inicios de los 1950s), el arenque del Mar del Norte (durante el final de los 1960s e inicios de los 70s) y la anchoveta peruana (1972-73), por citar sólo algunos de los casos más conocidos (Cushing, 1988; Gulland, 1988).



Diversos factores afectan la probabilidad de ocurrencia de un colapso pesquero. Entre ellos se pueden citar: las reglas de acceso a la pesquería; el tipo de costos fijos involucrados en la tecnología extractiva (evitables o no al detener transitoriamente los esfuerzos de pesca); el tipo de rendimientos biológicos a medida de que la población de peces disminuye (presencia o no de efectos *depensatorios*); la relación entre el retorno "natural" de invertir en el recurso marino (crecimiento biológico) y el costo alternativo del capital requerido para luego capturarlo; la sensibilidad de los costos marginales de captura frente a variaciones en el nivel del *stock* explotable de peces<sup>8</sup>. Parte del efecto de estos factores puede ser anticipado estudiando las elasticidades producto/insumo al interior de las tecnologías de captura.

Por ejemplo, si la productividad marginal de los factores variables presenta economías de escala (elasticidades por sobre el valor unitario), sería esperable una explotación más intensa y prolongada que en una pesquería donde la flota extractiva esté sujeta a rendimientos decrecientes en el uso de los factores variables. Así, la presencia de retornos crecientes podría interpretarse inicialmente como un elemento que aumenta el riesgo de colapso. Sin embargo, retornos crecientes en el uso del factor variable también podrían incentivar el uso de estrategias de captura *cíclicas* (capturar intensamente por un período limitado, luego permitir que el recurso natural se recupere, para después reiniciar nuevamente faenas intensas de captura), siempre que el costo de detener transitoriamente las faenas de pesca no sea prohibitivo<sup>9</sup>. En este caso, estrategias de captura cíclica contribuirían a disminuir, aunque no anularían, la posibilidad de colapso. El resultado final dependerá de la relación entre el nivel crítico de población biológicamente viable y el *stock* que sobreviva en los períodos de captura máxima promovidos por la existencia de economías de escala (Berck, 1979; Peña, 1996a).

Por otro lado, mientras más baja sea la elasticidad captura/biomasa más alto tiende a ser, *ceteris paribus*, el riesgo de colapso, ya que esto implica costos marginales de captura menos sensibles a variaciones en los niveles de población.

### 3.1. Forma funcional

Siendo nuestro objetivo básico estudiar el valor de las elasticidades producto/insumo, una directa primera aproximación es utilizar funciones de producción de tipo Cobb-Douglas. Aunque en ellas tanto las elasticidades producto/insumo como la elasticidad sustitución y la elasticidad de escala se suponen constantes, su uso permite testear directamente cuan lejos o cerca estarían las elasticidades producto/insumo de valores unitarios (i.e., retornos constantes). El uso

<sup>8</sup> Para una discusión más formal de este tema, véase Peña (1996a).

<sup>9</sup> El tipo de costos fijos envueltos es un factor determinante en la implementación o no de este tipo de estrategia pesquera (Lewis y Schmalensee, 1979 y 1982).



de funciones Cobb-Douglas generaliza el análisis de tecnologías de captura más allá de la tradicional función *lineal* de captura pesquera tipo Schaefer (véase Clark, 1976, cap.2).

Se podría pensar en generalizar aun más el análisis, por ejemplo, estimando funciones de captura tipo *Translog* (i.e., Bjorndal, 1989). En este tipo de función la elasticidad sustitución no sólo deja de ser supuesta igual al valor unitario (como sí ocurre con la función Cobb-Douglas), sino que además su valor puede variar según el nivel de actividad, al igual que en el caso de la elasticidad de escala (detalles en Heathfield y Sören, 1987). Esta mayor flexibilidad adquiere más atractivo analítico mientras mayor sea el énfasis del análisis sobre aspectos de sustitución tecnológica entre factores, o mientras más claros indicios existan sobre la presencia de una elasticidad sustitución distinta del valor unitario. Ninguna de estas razones, sin embargo, sustenta nuestro análisis. Nuestra percepción, *a priori* por cierto, es que las faenas de pesca extractiva presentan niveles relativamente bajos de sustitución entre los distintos insumos requeridos. Si bien este diagnóstico podría ser erróneo frente a la presencia de innovación tecnológica significativa, el efecto de esta posibilidad se aminora en nuestro análisis al considerar unidades de análisis (barcos) relativamente homogéneas a través del tiempo, pues cada barco incluido en la base de estimación tiene un tamaño de bodega constante a lo largo del período y se agrupa en tipologías de barcos definidas según tamaños similares de bodega. No obstante, el análisis no controla otros elementos dentro de la capacidad de pesca de una embarcación (potencia de motor, por ejemplo) que sí podrían haber experimentado progreso tecnológico durante el período. Controlar este tipo de factores requiere de una base de datos más completa que la disponible para este estudio.

Nuestro estudio se concentra en estimar funciones tipo Cobb-Douglas motivado también, en parte, por estudios previos de funciones de captura en pesquerías pelágicas, que han rechazado la hipótesis de la forma funcional *Translog* en favor de funciones tipo Cobb-Douglas (i.e., Bjorndal, 1989). Otras estimaciones de funciones de captura pesquera también han privilegiado el uso de funciones Cobb-Douglas (i.e., Hannesson, 1983; Bjorndal y Conrad, 1987; Morey, 1986).

### 3.2. Efecto externalidades

Nuestro análisis testea la posibilidad de externalidades tecnológicas, fruto de la presencia de propiedad común para el recurso marino. También se podría pensar en la posibilidad de efectos externos pecuniarios, por ejemplo, producto de enfrentar una función de demanda con pendiente negativa (Cornes, Mason y Sandler, 1986; Mason, Sandler y Cornes, 1988). Sin embargo, esto último no parece del todo relevante para la pesquería bajo estudio, pues el destino mayoritario de las capturas es el procesamiento para harina de pescado. La producción chilena de este *commodity* es en su mayoría exportada al exterior, bajo una situación de alta



sustitución en demanda con respecto a productos sustitutos muy cercanos, como el caso de la harina de soya. Por lo anterior, y a pesar de que la producción chilena tiene una participación no despreciable en la oferta mundial de harina de pescado<sup>10</sup>, es razonable suponer que las firmas en la industria chilena se comportan esencialmente como tomadoras de precio.

En términos de la externalidad tecnológica, nuestro análisis testea la posibilidad de que el esfuerzo agregado<sup>11</sup> contemporáneo de la industria afecte el nivel de capturas a nivel de barcos. La idea es pensar en la posibilidad de efectos *congestión* (i.e., presencia de consumo rival en la captura contemporánea), sobre todo por la dinámica de capturas decrecientes que se observa en el agregado de la industria durante el período bajo estudio. Sin embargo, y tal como argumentamos en la sección 4, existe la posibilidad de que a medida que aumenta el esfuerzo pesquero de la industria en su conjunto, cada barco se vea en promedio favorecido. Tal situación sería válida si existieran economías de escala importantes en el esfuerzo de búsqueda que las flotas pesqueras deben realizar para localizar cardúmenes de peces. Es probable que este tipo de efecto exista en una pesquería como la pelágica del norte chileno, pues en ella los cardúmenes de peces suelen desplazarse de territorio de un año a otro, en forma no del todo previsible. Además, se agrega el hecho de que, a pesar de existir tamaños asimétricos entre los distintos barcos que forman parte de esta flota industrial, una vez que un cardumen importante de peces es localizado por algún(os) barco(s) de la flota tal información se convierte rápidamente en conocimiento común<sup>12</sup>. Por lo tanto, el signo esperado *a priori* para el efecto del esfuerzo pesquero agregado de la industria es ambiguo, dependiendo de que tipo de efecto tecnológico externo predomine en esta pesquería.

### 3.3. Endogeneidad de variables

Nuestro ejercicio de estimación se efectúa para un modelo uniecuacional, donde la variable explícitamente endógena es el nivel de capturas anuales del barco  $i$  en el año  $t$ , llámese  $H_{it}$ . Esta variable se explicita como función de una *proxy* del esfuerzo pesquero contemporáneo no de cada barco, llámese por ahora  $E_{it}$ , de la biomasa contemporánea agregada de las principales especies sujetas a explotación, denótese por  $B_t$ , y del esfuerzo contemporáneo agregado de la industria, que llamamos *acarreo* y denotamos por  $A_t$ .

Se podría pensar en describir el problema de estimación como compuesto por un sistema simultáneo de tres variables endógenas, agregando esfuerzo individual

<sup>10</sup> Durante 1992, las exportaciones chilenas de harina de pescado representaron 1/3 de las exportaciones mundiales de este commodity. En términos de la producción mundial total, la producción chilena representó cerca de un 20 por ciento en igual año (Calfucura y Jiles, 1994).

<sup>11</sup> Para su definición, véase sección 4.

<sup>12</sup> Peña (1996c), cap. 3, p. 80.



$E_t$  y biomasa agregada  $B_t$  a la captura por barco  $H_t$ . Sin embargo, en el caso de  $E_t$  usaremos el supuesto de exogeneidad siguiendo el argumento originalmente planteado por Zellner, Kmenta y Dreze (1966), quienes utilizan una función de producción Cobb-Douglas para discutir el tratamiento de exogeneidad tradicionalmente asignado a las *proxies* de los insumos trabajo y capital en estimaciones econométricas de funciones de producción. La sección 4 presenta con más detalle este argumento.

La variable biomasa, a diferencia del esfuerzo pesquero individual, no es una variable sujeta al control y elección de cada barco. Por lo tanto, el argumento de Zellner, Kmenta y Drèze (1966) no es aplicable en este caso. Ahora bien, es razonable argumentar que el nivel de biomasa puede ser afectado por la suma de capturas individuales. Testear esta hipótesis en forma *robusta*, no obstante, requiere disponer de información razonablemente confiable sobre la función de crecimiento biológico de las principales especies sujetas a explotación. Para el caso de la pesquería en estudio, tal información aún está sujeta a importantes niveles de incertidumbre. En particular, sobre las funciones biológicas entre *stock* parentales y reclutas que se incorporan al *stock* económicamente explotable. Siendo sin duda recomendable el avanzar en esta dirección, tal esfuerzo analítico escapa al presente estudio.

Por lo anterior, nuestro tratamiento sobre la posible endogeneidad de la variable biomasa agregada consiste en utilizar variables instrumentales para ella. Así, nuestras estimaciones utilizan valores rezagados de esta variable como variables explicativas de la captura por barco. La sección 4 discute con mayor detalle la elección del número de rezagos para la variable biomasa.

#### 3.4. Coeficiente de capturabilidad

Una medida tradicional en economía pesquera sobre el nivel de disponibilidad de un recurso marino es el llamado *coeficiente de capturabilidad*, ( $q$ ). Este se define como la razón no entre la captura media por unidad de esfuerzo pesquero y la biomasa explotable de la población de peces. En el modelo de captura lineal de Schaefer el coeficiente  $q$  se supone constante<sup>13</sup>. La estimación de una función de captura tipo Cobb-Douglas permite testear si el coeficiente  $q$  es constante o no. En una función de captura Cobb-Douglas donde los únicos argumentos son una constante, esfuerzo pesquero y biomasa, con parámetros  $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$  respectivamente, es directamente deducible que  $q$  será constante (igual a  $\alpha_0$ ) si y sólo si  $\alpha_1 = \alpha_2 = 1$ .

<sup>13</sup> La función de captura Schaefer corresponde a  $H_t = qE_tB_t$ , usando la misma notación definida en párrafos anteriores. Nótese que  $q = (H_t/E_t)/B_t$ .



El hecho de testear si el coeficiente de biomasa ( $\alpha_2$ ) difiere estadísticamente del valor unitario tiene un interés particular en nuestro caso. Se suele argumentar para el caso de peces pelágicos que la densidad del *stock* disminuye menos que proporcionalmente con variaciones en el nivel de su biomasa (Csirke, 1988). De ser esto cierto, como ya argumentamos, el riesgo de colapso tiende a aumentar. Si suponemos que la captura media se asocia positivamente a la densidad del *stock* bajo explotación, entonces es posible deducir que de ser válida la relación propuesta entre densidad y biomasa de un *stock* pelágico, la captura media por unidad de esfuerzo (H/E) medida como proporción de la biomasa B (es decir, el coeficiente  $q$ ) estaría inversamente relacionada con variaciones en B: si la biomasa cayese, debiéramos esperar que  $q$  aumentase. En el caso de una función de captura Cobb-Douglas esta situación equivale a tener un coeficiente  $0 < \alpha_2 < 1$  (véase Hannesson, 1983, pp. 968-69). Este tipo de resultado será testeable en nuestro ejercicio de estimación.

## 4. RESULTADOS EMPÍRICOS

### 4.1 Descripción de datos

Para llevar a cabo las estimaciones se contó con datos facilitados por el Instituto de Fomento Pesquero (IFOP), con información sobre capturas y esfuerzos de pesca anuales para toda la flota pesquera industrial de la Zona Norte (regiones I y II), a nivel de barcos individuales para el período 1985-93.

De la base de datos se escogieron aquellos barcos que permanecieron activos durante todo el período 1985-93<sup>14</sup>. Los barcos seleccionados fueron divididos en cuatro categorías según su capacidad de bodega<sup>15</sup> 80-129 m<sup>3</sup>, 130-179 m<sup>3</sup>, 180-229 m<sup>3</sup>, y finalmente 230-380 m<sup>3</sup>. Cada categoría constó de 4, 22, 8 y 69 barcos, respectivamente. Para realizar esta división, que a primera vista puede parecer un tanto antojadiza, se usó la metodología del IFOP (1988), en la cual se clasifican los barcos industriales cerqueros de la zona Norte en las siguientes categorías de bodega: 80-129 m<sup>3</sup>, 130-179 m<sup>3</sup>, 180-229 m<sup>3</sup>, 230-350 m<sup>3</sup>, 351-499 m<sup>3</sup>, etc. Entre los barcos seleccionados sólo uno superó la cuota de los 350 m<sup>3</sup> (con 380 m<sup>3</sup> de bodega), por lo que se amplió el último rango para incluir a este barco. Finalmente, para efectos de la estimación de nuestros modelos sólo se utilizó una categoría de barcos *pequeños* (130-179 m<sup>3</sup>) y otra de barcos *más grandes* (230-380 m<sup>3</sup>). Ambas categorías poseen la mayor representatividad dentro de la muestra disponible. El hecho de trabajar con estas dos categorías nos permitirá hacer inferencias más claras

<sup>14</sup> Hubo un promedio de 119 barcos activos por año, de los cuales 103 cumplieron con el requisito de pescar sin interrupción durante todo el período. Estos últimos representan en promedio el 62 por ciento de las capturas anuales para la zona norte en el período analizado. Los barcos excluidos fueron, por lo general, los más grandes, los cuales se incorporaron paulatinamente a partir de 1985.

<sup>15</sup> La capacidad en bodega es medida algunas veces en toneladas. El coeficiente de conversión de toneladas a metros cúbicos es  $1 \text{ ton.} \times 0,91 = 1 \text{ m}^3$  (Fuente: SIGMA).



sobre posibles diferencias tecnológicas entre barcos, versus el caso de incluir barcos en la categoría intermedia.

Las variables utilizadas fueron capturas anuales del barco  $i$ , medidas en toneladas métricas durante el año  $t$  ( $H_{it}$ ), biomasa agregada media durante el año  $t$  ( $B_t$ ); el número de viajes de pesca que realizó durante el año  $t$  el barco  $i$  ( $V_{it}$ ), y finalmente, el acarreo de toda la flota industrial en la zona para el año  $t$  ( $A_t$ ). Esta variable queda definida por la relación:

$$A_t = \sum_i CB_{it} V_{it}, \quad (1)$$

donde  $CB_{it}$  es la capacidad de bodega del barco  $i$  en el año  $t$ , medida en metros cúbicos. Cabe resaltar que la variable  $V_{it}$ , no indica necesariamente el número de viajes en que efectivamente hubo una pesca exitosa por parte del barco  $i$ .

La variable captura incluye el total de especies capturadas por cada barco durante el año. Sin embargo, más del 90 por ciento del tonelaje capturado corresponde a las especies jurel, sardina española y anchoveta. Para ser más exactos, el porcentaje de las capturas totales para estas tres especies en el período analizado (1985-93) es de 96,4 por ciento<sup>16</sup>.

Por su parte,  $B_t$  agrega las biomásas medias estimadas (en toneladas métricas) para las especies jurel, sardina española y anchoveta. El IFOP sólo tiene disponibles estimaciones de biomasa para estas tres especies en la zona norte de Chile<sup>17</sup>.

Además, la biomasa relevante para cada especie corresponde sólo a la población económicamente explotable, lo cual comprende a peces de dos o más años en el caso del jurel, de tres o más años para la sardina española y de 0,5 o más años para la anchoveta. En el caso de las especies jurel y anchoveta, se ponderó la biomasa total en una subregión  $R$  dada (que incluía un territorio mayor que la zona norte) por un coeficiente  $k$  igual al cociente entre las capturas en la zona norte y en la subregión  $R$ .

<sup>16</sup> La especie que sigue en importancia es la caballa con 3,38 por ciento y 4,70 por ciento para 1992 y 1993, respectivamente. Las especies restantes tienen una participación menor al 1 por ciento (Fuente: Anuario Estadístico Pesquero de SERNAP, 1992 y 1993).

<sup>17</sup> Hay que hacer hincapié en el hecho de que contrariamente a las demás variables,  $B_t$  no es una variable observada, sino que es estimada como el promedio de las biomásas estimadas para todos los meses del año, para cada una de las especies. A su vez, la biomasa estimada para cada mes  $t$  corresponde a:  $B_t = f_t - H_{t-1}$ . En esta expresión,  $f_t$  es la función de crecimiento biológico para cada especie; ésta es una expresión no lineal que depende de la temperatura y de las biomásas para los meses anteriores como también de las capturas pasadas. De esta relación se desprende trivialmente que la biomasa estimada para un año cualquiera depende de la captura total en ese año.



Finalmente, todas las variables fueron transformadas primero a un índice (con base 1985=100)<sup>18</sup>, y luego a logaritmos naturales con el propósito al que los coeficientes estimados en los modelos econométricos pudiesen ser interpretados directamente como elasticidades.

#### 4.2. Modelo econométrico

Como punto de partida para la estimación econométrica, nuestro modelo teórico es asimilable a una función de captura o si se quiere a una función de producción del tipo Cobb-Douglas:

$$H = \alpha_0 E^{\alpha_1} B^{\alpha_2} A^{\alpha_3}, \quad (2)$$

donde en términos genéricos:

- H = captura de peces
- E = esfuerzo pesquero
- B = biomasa
- A = acarreo de la industria pesquera
- $\alpha_0$  = constante
- $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$  = elasticidades producto/insumo asociadas a las variables anteriores.

La forma de (2) es semejante a funciones de captura estimadas en otros estudios de pesquerías marinas (Hannesson, 1983, Bjorndal y Conrad, 1987 y Bjorndal, 1989). Nosotros hemos agregado la variable acarreo industrial, que pretende testear la posibilidad de una externalidad tecnológica en la pesquería bajo estudio. Ahora bien, esta externalidad puede ser de carácter positivo o negativo (o ambos a la vez). En el primer caso predominarían las economías externas de escala asociadas al proceso de búsqueda de los peces; en cambio, en el segundo caso primarían efectos congestión en la pesca de la especie en cuestión por parte de los barcos rivales (problema asociable a una situación de *consumo rival*). Dependiendo del efecto que sea el predominante, el coeficiente  $\alpha_3$  será positivo o negativo respectivamente.

En trabajos previos (Hannesson, 1983; Bjorndal y Conrad, 1987; Bjorndal, 1989; Campbell y Nicholl, 1994; Salvanes y Steen, 1994) hay evidencia robusta en cuanto a que la variable esfuerzo pesquero (medida de diferentes maneras) afecta positivamente a la captura de peces, lo cual parece bastante intuitivo. Sin embargo, respecto de la variable biomasa algunos autores (Bjorndal, 1989, por ejemplo)

<sup>18</sup> El objetivo de esto fue eliminar el problema de escala al interpretar los coeficientes estimados.



postulan que la significancia del efecto sobre capturas se podría diluir para el caso de poblaciones pelágicas.

Para realizar una estimación econométrica parece conveniente expresar la relación (2) de modo tal de aprovechar la información proveniente de IFOP, quedando la expresión como sigue:

$$H_{it} = \alpha_0 V_{it}^{\alpha_1} B_{it}^{\alpha_2} A_{it}^{\alpha_3} e^{\mu_{it}}. \quad (3)$$

Estas variables ya fueron definidas anteriormente, salvo que ahora aparece  $\mu_{it}$  que es el error estocástico asociado a la función de captura (ahora aleatoria) para el barco  $i$  en el período  $t$ . En esta expresión hemos usado  $V_{it}$  como variable instrumental para medir el esfuerzo pesquero del barco  $i$ , y la externalidad tecnológica la hemos medido a través de la variable  $A_{it}$  definida en (1).

La forma de (3) corresponde a la de un modelo de panel donde se hace uso explícito de información proveniente de cortes transversales de barcos y de series de tiempo. En nuestro caso, el panel de barcos incluye dos grandes categorías: barcos "pequeños" (130-179 m<sup>3</sup>) y barcos "grandes" (230-380 m<sup>3</sup>), clasificación que nos permitirá examinar si las elasticidades producto/insumo varían de un grupo a otro.

Es un hecho comprobado en la literatura econométrica que para estimar funciones de producción, tales como la relación (2), resulta conveniente hacerlo usando un modelo de panel por varias razones. En primer lugar, al usar sólo series de tiempo, que sería el camino tradicional, problemas usuales de multicolinealidad introducen complicaciones serias, todo lo cual dificulta la interpretación y medición de los coeficientes estimados. Este problema se reduce notablemente en muestras de panel, aunque no se elimina del todo, como lo veremos más adelante. En segundo lugar, y tomando en cuenta que la expresión (3) podría pensarse como sólo una ecuación dentro de un sistema de ecuaciones simultáneas con las variables  $V_{it}$  y  $B_{it}$  también endógenas, se hace necesario reducir, hasta donde sea posible, los problemas de identificación de una ecuación en particular y el de sesgo de simultaneidad en la estimación, que están relacionados entre sí. Como ya se argumentó previamente, no es intención de este trabajo estudiar el sistema completo de ecuaciones simultáneas. Por ello, se hace necesario evitar al máximo los problemas de identificación y sesgo de simultaneidad. Es sabido que al agregar datos en cortes transversales estos problemas se reducen considerablemente (Koutsoyiannis, 1986; Baltagi, 1995 y Greene, 1993). Aun así, introduciremos variables instrumentales adecuadas para reducir este problema aun más.

El hecho de estimar la función de producción (2) usando un modelo de panel introduce, sin embargo, también algunos problemas. Por una parte, está la interpretación de la función estimada.



Las estimaciones de los coeficientes sobre la base de cortes transversales son asociables más bien a elasticidades de largo plazo, mientras que las estimaciones en base a series de tiempo son esencialmente asociables a elasticidades de corto plazo (Koutsoyiannis, 1986). Al estimar la función de captura con una muestra de corte transversal estamos suponiendo que todos los barcos son homogéneos, salvo en el esfuerzo que hace cada uno de ellos y en otros factores que pudiesen ser explícitamente introducidos en la función de corte transversal. Por otro lado, al hacer un análisis de regresión con series de tiempo, se usa el supuesto implícito en cuanto a que los distintos períodos de tiempo son homogéneos excepto por factores que explícitamente aparecen en la función. Como estos factores cambian en el tiempo, las estimaciones obtenidas son consideradas elasticidades de corto plazo. Estas consideraciones han inducido a varios autores a sugerir que funciones estimadas a partir de un panel no son eficientes para hacer predicciones (Schupack, 1962).

En tercer lugar, al estimar modelos de panel existen problemas de precisión en los parámetros estimados. Esto surge en nuestro caso como resultado de diferencias específicas entre los barcos de la muestra. Por lo tanto, aparte de los viajes individuales, habría que considerar otras variables que den cuenta de las diferencias individuales en capturas: tamaño de bodega, calidad de los motores, distintas tecnologías de sonar, etc. Sin embargo, como veremos más adelante, la metodología que empleamos reduce este problema al usar lo que se conoce como el modelo de efectos fijos (*fixed effects model*). Básicamente, esta técnica consiste en hacer explícita la dependencia del coeficiente  $\alpha_0$  respecto del barco  $i$ . Las demás elasticidades ( $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  y  $\alpha_3$ ) se suponen constantes para todos los barcos a lo largo del período bajo estudio.

Antes de estimar la relación (3) usando el modelo de efectos fijos, luego de la tradicional transformación logarítmica, es necesario verificar si las variables que aparecen en (3) son estacionarias en el tiempo. De no ser así, los usuales estadígrafos  $t$  y  $F$  no siguen las distribuciones de Student y Fisher, respectivamente, y poco se podrá inferir de la significancia estadística de los parámetros estimados (Dickey y Fuller, 1979, 1981).

Es a través de los tradicionales tests de raíces unitarias, propuestos inicialmente por Dickey y Fuller (1979, 1981), que se desarrolló de manera consistente una forma de dilucidar este problema. Sea  $X_{it}$  cualquiera de las variables que aparecen en (3), entonces el test de Dickey y Fuller, para el caso en que se incluyen además una constante y una tendencia, corresponde a estimar por mínimos cuadrados la regresión:

$$\Delta X_{it} = \alpha + \beta t + \gamma X_{i,t-1} + \sum_{k=1}^n \delta_k \Delta X_{i,t-k} + \epsilon_{it} \quad (4)$$



$i = N^\circ$  de barco  
 $t =$  período de tiempo

En la expresión (4),  $\Delta X_{it} = X_{it} - X_{i,t-1}$ ,  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  y  $\delta_k$  son parámetros que deben ser estimados,  $\epsilon_{it}$  es un término de error sin correlación serial, y  $n$  representa el máximo número de términos del tipo  $\Delta X_{i,t-k}$  que deben aparecer en (4) para que el término de error sea ruido blanco.

A este test se le llama test de Dickey-Fuller aumentado (DFA). Los estadígrafos usuales  $t$  y  $F$  se cotejan con valores críticos encontrados numéricamente por dichos autores. En la expresión (4), el parámetro  $\gamma$  mide la posible no estacionariedad estocástica (o estacionariedad en diferencias) del proceso  $X_{it}$ , en cambio el coeficiente  $\beta$  mide la no estacionalidad determinística o tendencia del mismo. En el cuadro 3 aparecen los resultados del test DFA para las variables en cuestión.

**CUADRO 3**  
**RESULTADOS DEL TEST DFA PARA LAS VARIABLES EN LA**  
**FUNCION DE PRODUCCION PESQUERA**

Variable	$\beta$	$\gamma$	$\bar{R}^2$	DW	F <sub>n</sub>	
Log V	-3,3	-5,1 (0,0004)	0,14	2,1	15,5	176
Log H	-3,5	-7,1 (0,0000)	0,22	2,1	25,4	176
Log B	-20,6	-36,6 (0,0000)	0,89	2,3	711,8	176
Log A	-10,0	-20,7 (0,0000)	0,72	2,3	227,9	176

**Nota:** La hipótesis nula  $H_0$  que se quiere verificar es  $\gamma = 0$ , que significa que la variable  $X$  en (4) es no estacionaria estocásticamente, y además  $\beta = 0$  que significa que no hay tendencia. Los coeficientes correspondientes a  $\beta$  y  $\gamma$  son los estadígrafos  $t$  que se cotejan con los valores críticos de Dickey y Fuller. Las cifras entre paréntesis corresponden a los valores  $p$  del test DFA.  $\bar{R}^2$  es el coeficiente  $R^2$  ajustado; DW es el estadígrafo Durbin-Watson, F el estadígrafo de Fisher y  $n$  el número de observaciones.

Observando los resultados del cuadro 3 constatamos que las cuatro variables consideradas (en logaritmos) son estacionarias en diferencias, con valores altos de



significancia estadísticas. Sin embargo, las cuatro variables presentan una tendencia marcada. Para eliminar esta última, se puede eliminar la tendencia de cada variable separadamente regresionando ésta contra el tiempo o incluir la variable tiempo en la expresión (3). Nuestro análisis utiliza la primera opción<sup>19</sup>.

Si tomamos logaritmos en (3) y denotamos con letras minúsculas los logaritmos de las variables, obtenemos:

$$h_{it} = k_i + \alpha_1 v_{it} + \alpha_2 b_i + \alpha_3 a_i + \mu_{it}, \quad (5)$$

donde  $k_i = \log \alpha_{0i}$ . Como ya mencionamos, es posible que la relación (5) forme parte de un sistema de ecuaciones simultáneas donde las variables  $v_{it}$  y  $b_i$  son endógenas, y como tal, esta expresión debiera estimarse simultáneamente con las demás ecuaciones para así evitar el conocido sesgo de simultaneidad. La variable  $a_i$ , en estricto rigor, también sería endógena, por tratarse del acarreo agregado de la industria pesquera en el año  $t$  y depende, por tanto, de los viajes. Sin embargo, al estimar (5) con datos en series de tiempo y en cortes transversales, se puede considerar que su influencia endógena es menor que la de  $v_{it}$  y  $b_i$ . Al usar una muestra de panel, donde se mezclan datos en series de tiempo con los de corte transversal, se elimina también en parte la endogeneidad de estas dos variables. La técnica de estimación de mínimos cuadrados con efectos fijos, en la práctica, estima  $\alpha_1$  a partir de cortes transversales, y luego redefine  $h_{it}$  limpiando el efecto que tiene sobre ésta la variable  $v_{it}$ . Hecho esto, se estima (5) con series de tiempo.

Sin embargo, como el procedimiento anterior sólo asegura un éxito parcial en el intento de evitar el sesgo de simultaneidad, usaremos un argumento clásico (Zellner, Kmenta y Drèze, 1966) para estimar funciones de producción del tipo Cobb-Douglas que simplifica aun más el problema de endogeneidad de las variables explicativas.

Debido al hecho de que las variables  $v_{it}$ ,  $b_i$  y  $a_i$  son endógenas, en la relación (5) no podemos usar directamente mínimos cuadrados ordinarios. Debíésemos agregar las ecuaciones para  $v_{it}$  y  $b_i$  ( $a_i$  depende de  $v_{it}$ ), pero esta tarea no tiene una solución trivial. Sin embargo, la ecuación para  $v_{it}$  se puede obtener de la primera condición de maximización de ganancias. Bajo el supuesto que los barcos industriales son neutros frente al riesgo, éstos maximizan su retorno esperado. Si suponemos que en (5)  $\mu_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ , entonces

$$E(e^{\mu_{it}}) = \exp(\sigma^2/2).$$

Por lo tanto,

<sup>19</sup> Los resultados que se obtienen al estimar (3) con ambas alternativas son muy parecidos entre sí.



$$E(H_{it}|E_{it}, B_{it}) = \alpha_{0i} E_{it}^{\alpha_1} B_{it}^{\alpha_2} A_{it}^{\alpha_3} \exp(\sigma^2/2)$$

y maximizando los retornos esperados  $[R_{it} = p_{it}E(H_{it}|E_{it}, B_{it}) - w_{it}E_{it}]$ , donde  $p$  es el precio correspondiente a la unidad de captura y  $w$  es el precio unitario del insumo esfuerzo<sup>20</sup>, obtenemos la siguiente condición de productividad marginal:

$$\frac{\partial R_{it}}{\partial E_{it}} = 0 \rightarrow H_{it} \left[ \frac{\alpha_1}{E_{it}} + \frac{\alpha_3 CB_{it}}{A_{it}} \right] = \frac{w_{it}}{p_{it}} \exp(\mu_{it} - \sigma^2/2).$$

Si tomamos logaritmos a esta expresión y agregamos un término de error  $\epsilon_{it}$  obtenemos:

$$h_{it} + \log \left[ \frac{\alpha_1}{E_{it}} + \frac{\alpha_3 CB_{it}}{A_{it}} \right] = \alpha_{4it} + \mu_{it} + \epsilon_{it}, \quad (6)$$

donde

$$\alpha_{4it} = \log \left( \frac{w_{it}}{p_{it}} \right) - \frac{1}{2} \sigma^2.$$

Podemos suponer que el error  $\epsilon_{it}$  es independiente de  $\mu_{it}$ , ya que estos últimos son errores debido a "actos de la naturaleza" (como el factor tiempo, por ejemplo), en cambio  $\epsilon_{it}$  son básicamente errores "humanos". Si reemplazamos (5) en (6) obtenemos:

$$k_{it} + \alpha_1 e_{it} + \alpha_2 b_{it} + \alpha_3 a_{it} + \log \left( \frac{\alpha_1}{E_{it}} + \frac{\alpha_3 CB_{it}}{A_{it}} \right) = \alpha_{4it} + \epsilon_{it} \quad (7)$$

En (7) aparecen, básicamente, dos variables endógenas,  $e_{it}$  y  $b_{it}$ . Para simplificar esta relación, se usarán tres variables instrumentales para la variable biomasa:  $b_{t-1}$ ,  $b_{t-2}$  y  $b_{t-3}$ . El motivo de usar tres rezagos para esta variable se encuentra en el modelo biológico implícito en nuestro análisis. Así, notamos que la variable esfuerzo (o si se quiere viajes, y, por lo tanto, acarreo) sólo depende del error  $\epsilon_{it}$  y no de  $\mu_{it}$ . Para verificar este resultado se realizó un test de Hausman con la variable instrumental del esfuerzo, es decir viajes, y la variable acarreo; se cercioró si acaso éstas eran exógenas con respecto al error  $\mu_{it}$ . Para implementar este test se usaron como variables instrumentales para las variables  $v_{it}$  y  $a_{it}$  las siguientes variables:  $v_{it-1}$ ,  $b_{t-1}$ ,  $b_{t-2}$ ,  $b_{t-3}$ ,  $a_{t-1}$  y  $h_{it-1}$ . Ni para los barcos pequeños ni

<sup>20</sup> Suponemos ambos precios dados a nivel de barco.



para los grandes, pudo ser rechazada la hipótesis nula que las variables viajes y acarreo eran exógenas. Los tests F fueron, respectivamente, 1,04 y 0,10<sup>21</sup>. Este hecho tiene consecuencias importantes al momento de estimar la ecuación (3). Básicamente, a pesar que el esfuerzo (o su variable instrumental que es viajes de pesca) es una variable endógena en la relación (3), ésta es independiente del error  $\mu_k$  y, por lo tanto, no está correlacionado con ella. Esto deja a la variable  $B_t$  como única variable endógena que está correlacionada con el error. Sin embargo, como ya se mencionó, se usarán los instrumentos  $b_{t-1}$ ,  $b_{t-2}$  y  $b_{t-3}$  para la variable biomasa.

Diversos estudios biológicos (Cushing, 1988; Csirke, 1988) coinciden en señalar que las variaciones en reclutamiento<sup>22</sup> influyen significativamente sobre los niveles de biomasa en especies pelágicas. El caso del jurel es quizás el ejemplo más claro (Ricker, 1954 y 1975). De ser cierto esto, sería esperable que años con cambios importantes en reclutamiento afecten el nivel de capturas incluso con efecto diferido en los años siguientes, mientras las cohortes de reclutas ganan peso y maduran hasta alcanzar adultez reproductiva.

Para el caso de las principales especies pelágicas de la zona norte, anchoveta, jurel y sardina española, las cohortes de reclutamiento corresponden a edades de 1/2, 2 y 3 años, respectivamente. Por lo tanto, una hipótesis a testear es si rezagos de hasta 3-4 años en la variable biomasa presentan significancia estadística al momento de explicar las capturas por barco. En nuestras estimaciones obtenemos que rezagos de 4 años o más en la variable biomasa efectivamente pierden significancia estadística en esta explicación.

De esta manera, y tomando en cuenta las consideraciones anteriores, la ecuación que estimamos en definitiva para calcular el valor de las elasticidades fue:

$$h_{it} = k_i + \alpha_1 v_{it} + \alpha_{21} b_{t-1} + \alpha_{22} b_{t-2} + \alpha_{23} b_{t-3} + \alpha_3 a_i + \mu_{it} \quad (8)$$

Estimando (8) con un modelo de panel de efectos fijos obtenemos estimadores consistentes para todos los parámetros. Si además suponemos que el error es normal, entonces los estimadores son además asintóticamente eficientes.

A partir de (8) como modelo base, estimamos también la misma ecuación omitiendo secuencialmente los diferentes rezagos en la variable biomasa, cuya inclusión en la función de producción pudiera ser cuestionada. Los resultados aparecen en los cuadros 4 y 5 (correspondientes, a los barcos "pequeños" y "grandes", respectivamente).

<sup>21</sup> Para estos valores del test F, no podemos rechazar la hipótesis nula que las variables viaje y acarreo son exógenas, con un error de 1 por ciento.

<sup>22</sup> Los *reclutas* corresponden a las cohortes de peces que se agregan año a año al *stock* económicamente explotable.



**CUADRO 4**

**RESULTADO DE ESTIMAR EL MODELO (7) Y VARIACIONES CON EL PANEL CORRESPONDIENTE A BARCOS PEQUEÑOS**

<b>Variable explicativa</b>	<b>Modelo (1)</b>	<b>Modelo (2)</b>	<b>Modelo (3)</b>
<b>Intercepto</b>	<b>-17,41</b>	<b>-11,08</b>	<b>-10,08</b>
<b>Mínimo</b>	<b>(-6,13)<sup>b</sup></b>	<b>(-7,31)<sup>b</sup></b>	<b>(-7,72)<sup>b</sup></b>
<b>Intercepto</b>	<b>-16,59</b>	<b>-10,24</b>	<b>-9,34</b>
<b>Máximo</b>	<b>(-5,84)<sup>b</sup></b>	<b>(-6,75)<sup>b</sup></b>	<b>(-7,15)<sup>b</sup></b>
<b>v(t)</b>	<b>0,87</b> <b>(16,72)<sup>b</sup></b>	<b>0,81</b> <b>(15,42)<sup>b</sup></b>	<b>0,83</b> <b>(16,53)<sup>b</sup></b>
<b>b(t-1)</b>	<b>0,84</b> <b>(3,62)<sup>b</sup></b>	<b>1,39</b> <b>(8,48)<sup>b</sup></b>	<b>0,83</b> <b>(8,59)<sup>b</sup></b>
<b>b(t-2)</b>	<b>0,92</b> <b>(4,26)<sup>b</sup></b>	<b>0,82</b> <b>(4,59)<sup>b</sup></b>	<b>-</b> <b>-</b>
<b>b(t-3)</b>	<b>0,49</b> <b>(2,69)<sup>b</sup></b>	<b>-</b> <b>-</b>	<b>-</b> <b>-</b>
<b>a(t)</b>	<b>1,62</b> <b>(4,58)<sup>b</sup></b>	<b>0,37</b> <b>(1,14)</b>	<b>0,94</b> <b>(5,40)<sup>b</sup></b>
<b>D.W.</b>	<b>1,83</b>	<b>2,17</b>	<b>1,80</b>
<b>F</b>	<b>49,57</b>	<b>46,44</b>	<b>49,75</b>
<b>R<sup>2</sup></b>	<b>90,60%</b>	<b>88,13%</b>	<b>86,99%</b>
<b>n</b>	<b>132</b>	<b>154</b>	<b>176</b>

**Nota:** Las cifras entre paréntesis son tests t de Student y n es el número de observaciones.

<sup>b</sup>Significativo al 95 por ciento de confianza.

<sup>\*</sup>Significativo al 90 por ciento de confianza.



**CUADRO 5**

**RESULTADO DE ESTIMAR EL MODELO (7) Y VARIACIONES CON EL PANEL CORRESPONDIENTE A BARCOS GRANDES**

<b>Variable explicativa</b>	<b>Modelo (1)</b>	<b>Modelo (2)</b>	<b>Modelo (3)</b>
<b>Intercepto</b>	-9,63	-9,47	-6,60
<b>Mínimo</b>	(-7,35) <sup>b</sup>	(-13,79) <sup>b</sup>	(-11,26) <sup>b</sup>
<b>Intercepto</b>	-9,02	-8,87	-5,96
<b>Máximo</b>	(-6,88) <sup>b</sup>	(-12,91) <sup>b</sup>	(-10,17) <sup>b</sup>
<b>v(t)</b>	1,19	1,19	1,20
	(42,09) <sup>b</sup>	(40,41) <sup>b</sup>	(40,35) <sup>b</sup>
<b>b(t-1)</b>	0,33	0,94	0,53
	(3,08) <sup>b</sup>	(12,85) <sup>b</sup>	(11,20) <sup>b</sup>
<b>b(t-2)</b>	0,16	0,34	-
	(1,62) <sup>a</sup>	(4,24) <sup>b</sup>	-
<b>b(t-3)</b>	0,03	-	-
	(0,31)	-	-
<b>a(t)</b>	1,29	0,55	0,63
	(7,81) <sup>b</sup>	(3,63) <sup>b</sup>	(5,36) <sup>b</sup>
<b>D.W.</b>	2,20	2,19	1,99
<b>F</b>	62,46	54,97	52,06
<b>R<sup>2</sup></b>	91,57%	88,96%	86,81%
<b>n</b>	414	483	552

**Nota:** Las cifras entre paréntesis son tests t de Student y n es el número de observaciones.

<sup>b</sup>Significativo al 95 por ciento de confianza.

<sup>a</sup>Significativo al 90 por ciento de confianza.

Observando los cuadros 4 y 5 comprobaremos antes que nada que la determinación de separar la flota pesquera en barcos "grandes" y "pequeños" fue acertada. Si comparamos los modelos correlativamente en los dos cuadros, vemos



que efectivamente los coeficientes estructurales difieren significativamente entre sí. Por lo tanto, no es válido agrupar los barcos en un solo panel de 91 barcos. Por otra parte, la técnica de estimación de efectos fijos se ve validada en los dos cuadros, por cuanto la hipótesis nula que todos los interceptos son iguales es rechazada significativamente para todos los casos. A pesar de que a primera vista en cada uno de los modelos (para los dos paneles) aparentemente el intercepto no varía mucho, no se puede suponer que éstos sean iguales. Esto lleva a pensar que, efectivamente, existen características diferenciadoras entre los barcos (tamaño y potencia de los motores, tecnología de sonar, etc.)<sup>23</sup>

Al examinar el modelo uno del cuadro 4 observamos que todas las elasticidades son fuertemente significativas. Esto último está en concordancia con los hechos estilizados en la literatura especializada. El hecho de que la elasticidad captura-esfuerzo resulte ser menor que uno indica que los barcos pequeños tienen un rendimiento decreciente a escala en el uso del factor<sup>24</sup>. Se puede interpretar esto diciendo que, *ceteris paribus*, a mayor esfuerzo los barcos pescan más pero que el barco marginal pesca cada vez menos. El hecho de que los coeficientes correspondientes a los diferentes rezagos de la variable biomasa sean significativos, además de positivos, significa que los barcos pequeños son vulnerables frente a variaciones en los niveles de biomasa; esto es así pues no tienen una capacidad de maniobra lo suficientemente desarrollada como para ir en persecución de niveles mayores de biomasa. Si examinamos los modelos 2 y 3, verificamos que los tres rezagos necesariamente tienen que ser incluidos en el modelo final para este tipo de barcos, por lo que nos quedamos con el modelo 1 por sobre los modelos 2 y 3.

Por otra parte, la elasticidad captura-acarreo es positiva y significativa, lo que significa que sobre los barcos pequeños predomina el efecto positivo asociado a la búsqueda de los peces por sobre la congestión de los barcos. Además, el valor de esta elasticidad es significativo en dos de los tres modelos analizados.

Si ahora tomamos en cuenta los barcos *grandes* obtenemos resultados que contrastan fuertemente con los del cuadro 4. En primer lugar, la elasticidad captura-esfuerzo es mayor que uno y fuertemente significativa<sup>25</sup>. Esto dice que, contrariamente al caso de los barcos pequeños, el barco marginal *grande*, a mayor esfuerzo, cada vez captura más, *ceteris paribus*. La implicancia económica de esto es que el barco *grande* debería tratar de capturar lo que más pueda. Esto es una señal fuerte a favor de tener barcos *grandes* en vez de pequeños. Esto es lo que se ha venido observando en el último tiempo en la zona norte de Chile.

<sup>23</sup> La hipótesis nula que todos los barcos eran idénticos, fue rechazada significativamente al 95 por ciento y 99 por ciento, con un test F igual a 8,83 y 4,46 para los barcos pequeños y grandes respectivamente.

<sup>24</sup> El test t para la hipótesis nula que la elasticidad captura-esfuerzo es igual a uno, resultó ser igual a -2,50, y por lo tanto es significativo a un 99 por ciento de confianza.

<sup>25</sup> Para el modelo 1 en el cuadro 5, el test t para la hipótesis nula que la elasticidad captura-esfuerzo es uno, 6,72, siendo significativo al 99,5 por ciento de confianza.



Por otra parte, vemos que la biomasa también es significativa en explicar la captura. Aparentemente, sólo el primer rezago es significativo. Sin embargo, al eliminar  $b(t-3)$  observamos que algunos parámetros se alteran fuertemente junto con la significancia de la regresión como un todo. Esto nos advierte de la presencia de multicolinealidad entre los rezagos, y de la existencia de elementos dinámicos no triviales en nuestro problema. Por lo tanto, nuestro modelo final es el 1, al igual que con los barcos pequeños. El hecho de que los coeficientes asociados a los rezagos de la biomasa sean considerablemente más pequeños que en el caso de los barcos menores, está indicando que el tamaño modal es bastante menos vulnerable frente a variaciones de biomasa, lo que está directamente relacionado con su mayor capacidad de maniobra y búsqueda.

Finalmente, se observa que el acarreo también afecta la captura en forma significativa, predominando, al igual que con los barcos pequeños, la externalidad positiva asociada a capacidad de búsqueda.

## 5. CONCLUSIONES

Nuestros resultados son robustos en mostrar una correlación positiva y significativa entre el nivel de biomasa agregada y los niveles de capturas anuales por barco, especialmente para el caso de las embarcaciones más pequeñas. Este tipo de resultado no es trivial, sobre todo por el carácter *pelágico* de la pesquería analizada. Para este tipo de pesquerías se suele argumentar que la dependencia de las capturas individuales respecto de los niveles de biomasa es más tenue, incluso casi inexistente para rangos iniciales e intermedios de explotación industrial, que en el caso de otras variedades de peces. Basta recordar algunos de los argumentos esgrimidos en Chile durante el trienio 1989-91 mientras se discutía la implementación de una nueva ley pesquera. Parte del sector empresarial involucrado argumentó que en este tipo de pesquería era muy discutible hablar de una situación de *sobreexplotación* del recurso marino, pues (entre otras razones) el ecosistema involucrado permitía sustituir la presencia de la(s) especie(s) más intensamente explotadas, mediante el crecimiento en biomasa y luego en capturas de especies competidoras, sin sufrir "demasiado" los rendimientos de captura total en el intertanto. La hipótesis más citada era la posible relación contra-cíclica entre las biomazas de sardina española y anchoveta. Los biólogos marinos todavía no logran acuerdo definitivo sobre esta hipótesis.

Aun cuando nuestros resultados no proveen evidencia a favor o en contra de la hipótesis de competencia contra-cíclica entre sardinas y anchovetas, nuestras estimaciones sugieren que, al menos para los niveles de explotación industrial vigentes entre 1985-93, las capturas por barco sí son sensibles a variaciones en los niveles de biomasa *agregada* disponible. La creciente escasez del recurso marino en la pesquería bajo estudio ha llevado, sin duda, a una creciente internalización de este tipo de efectos por parte de los industriales pesqueros. Así lo insinúan los ajustes en las estructuras administrativa y de operación, orientados a reducir costos,



que han implementado en los últimos años las principales empresas en esta pesquería (Peña, 1996c, cap.3). Los diagnósticos actuales sobre niveles "delicados" de biomasa y reclutamiento en la zona llevan incluso a anticipar más ajustes de este tipo en esta pesquería, reduciendo con ello aun más la participación de mercado de pequeños pescadores industriales.

Por sobre este tipo de especulación, nuestros ejercicios de estimación sugieren que para entender más cabalmente la *magnitud* de los efectos *captura/stock* se requieren esfuerzos adicionales para describir con más precisión la relación dinámica que subyace en este tipo de efectos.

En términos de rendimientos a escala en el uso de factores variables, nuestros resultados son robustos en mostrar indicios de mayores rendimientos a escala a medida que crece el tamaño de la embarcación pesquera. Esto aparece como directamente intuitivo. Más interesante aun es nuestra evidencia preliminar sobre la existencia de rendimientos *crecientes* en esfuerzo de pesca para el tamaño *modal* de barco industrial en esta pesquería. De ser válido tal diagnóstico, este tipo de barco (y, si especulamos con la intuición, también aquéllos con mayor tamaño) enfrentaría incentivos directos para realizar esfuerzos pesqueros al límite de su capacidad tecnológica. Se podría argumentar, en principio, que esta característica tecnológica hace más vulnerable a las principales especies explotadas. Esta deducción no es del todo novedosa, pues presenta, desde otro ángulo, el tradicional argumento sobre riesgos significativos de colapso en el caso de pesquerías pelágicas. No obstante, se debe ser cauto en apoyarse demasiado en deducciones intuitivas. Para argumentar con más propiedad sobre vulnerabilidad y riesgos de colapso, el análisis requiere incorporar más estructura respecto de las funciones biológicas involucradas y sobre la magnitud y tipo de la(s) indivisibilidad(es) en tecnología que justifica(n) la aparente existencia de economías de escala en el uso de los factores variables. Estas son tareas que quedan aún por realizar.

Por último, nuestros resultados revelan la presencia de una externalidad tecnológica *positiva* estadísticamente significativa a nivel de barco. Esto parecería indicar el predominio de economías externas en los esfuerzos de búsqueda por cardúmenes de peces. La búsqueda por parte de los barcos más grandes beneficiaría a embarcaciones con menor capacidad de búsqueda. El signo obtenido para la variable acarreo agregado no implica deducir la inexistencia de efectos congestión durante el período estudiado; simplemente sería un indicio de una mayor fuerza relativa del primer tipo de externalidad (economías en búsqueda).



## REFERENCIAS

- BALTAGI, B.H. (1995): *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons.
- BARRIA, P. y R. SERRA (1991a): "Estado de situación de la sardina y estimación de una captura total permisible para 1992", *Reporte Técnico*, Instituto Fomento Pesquero (IFOP).
- (1991b): "Estado de situación del jurel y estimación de una captura total permisible para 1992", *Reporte Técnico*, Instituto Fomento Pesquero (IFOP).
- (1991c): "Estado del stock de anchoveta", *Reporte Técnico*, Instituto Fomento Pesquero (IFOP).
- BERCK, P. (1979): "Open Access and Extinction," *Econometrica*, Vol. 47, 877-882.
- BJORNDAL, T. (1989): "Production in a Schooling Fishery: the Case of the North Sea Herring Fishery," *Land Economics*, Vol. 65, pp.49-56.
- BJORNDAL, T. y J. CONRAD (1987): "The Dynamics of an Open Access Fishery," *Canadian Journal of Economics*, Vol. XX, 74-85.
- CALFUCURA, E. y J. JILES (1994): "La regulación pesquera chilena en pesquerías pelágicas", *Políticas Económicas para el Desarrollo Sustentable de Chile*, editado por Eugenio Figueroa B., Universidad de Chile.
- CAMPBELL, H.F. y R.B. NICHOLL (1994): "Can Purse Seiners Target Yellowfin Tuna?," *Land Economics*, Vol. 70, 345-353.
- CLARK, C. (1976): *Mathematical Bioeconomics. The Optimal Management of Renewable Resources*, John Wiley & Sons.
- CORNES, MASON y SANDLER (1986): "The Commons and the Optimal Number of Firms," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, 641-646.
- CSIRKE, J. (1988): "Small Shoaling Pelagic Fish Stocks," cap.11 en J.A. Gulland, (ed) *Fish Population Dynamics* (2° ed), John Wiley and Sons.
- CUSHING, D.H. (1988): *The Provident Sea*, Cambridge University Press.
- DICKEY, D.A., y FULLER, W.A. (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit-root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 427-431.
- (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit-root," *Econometrica*, Vol. 49, 1057-1072.



- GREENE, W. (1993): *Econometric Analysis*, Macmillan Publishing Company, (2<sup>o</sup> ed.).
- GULLAND, J.A., ed. (1988): *Fish population dynamics* (2<sup>o</sup> ed), John Wiley and Sons.
- FAO (1993): *Anuario*, Vol. 76.
- HANNESSON, R. (1983): "Bioeconomic Production Function in Fisheries: Theoretical and Empirical Analysis," *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, Vol. 40, 968-982.
- HEATHFIELD, D.F. y W. SÖREN (1987): *An Introduction to Cost and Production Functions*. Macmillan, Publishing Company.
- IFOP (1988): *Sistema de Información Pesquera. (Pesquerías Pelágicas)*.
- KOUTSOYIANNIS, A. (1986): *Theory of Econometrics*, Macmillan Education Ltd., Second Edition.
- LEWIS, T. y R. SCHMALENSEE (1979): "Nonconvexity and Optimal Harvesting Strategies for Renewable Resources," *Canadian Journal of Economics*, Vol. XII, 677-691.
- \_\_\_\_\_ (1982): "Optimal Use of Renewable Resources with Nonconvexities in Production," en L. Mirman y D. Spulber (eds.), *Essays in the Economics of Renewable Resources*, North Holland, 95-111.
- MASON, SANDLER y CORNES (1988): "Expectations, the Commons, and Optimal Group Size," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 15, 99-110.
- MOREY, E. (1986): "A Generalized Harvest Function for Fishing: Allocating Effort Among Common Property Cod Stocks". *Journal of Environmental Economics and Management*. Vol. 13, 30-49.
- PEÑA, J. (1996a): "Sustainability Versus Fishing Collapse: A Review of Causes and Welfare Prescriptions," *Estudios de Economía*, Vol. 23, este número.
- \_\_\_\_\_ (1996b): "Regulación pesquera en Chile: una perspectiva histórica", *Cuadernos de Economía*, diciembre (por publicarse).
- \_\_\_\_\_ (1996c): *Economic Analysis of Marine Industrial Fisheries*, Ph.D. thesis in Economics, University of London, QMW College, Department of Economics.
- RICKER, W. (1954): "Stock and Recruitment," *J. Fish. Res. Board. Can.* 11, 559-623.
- \_\_\_\_\_ (1975): "Computation and Interpretation of Biological Statistics of Fish Populations." *Bull. Fish. Board. Can.* 191, 1-382.
- SALVANES, K. y F. STEEN (1994): "Testing for Relative Performance Between Seasons in a Fishery," *Land Economics*, Vol. 70, 431-47.



SERNAP (1992): Anuario Estadístico Pesquero.

————— (1993): Anuario Estadístico Pesquero.

SCHUPACK, J. (1962): "The Predictive Accuracy of Empirical Demand Analysis," *Economic Journal*. Vol. 72, 550-575.

YÁÑEZ, E., M.A. BARBIERI y O. BARRA (1986): "Evaluación de los principales recursos pelágicos explotados en la zona norte de Chile entre 1957 y 1985", en P. Arana (ed.), *La pesca en Chile*, Escuela de Ciencias del Mar, Universidad Católica de Valparaíso.

ZELLNER, A., J. KMENTA y J. DRÉZE (1966): "Specification and Estimation of Cobb-Douglas Production Function Models", *Econometrica*. Vol. 34, 784-795.