

**Eficiencia Técnica y Escalas de Operación en Pesca Pelágica: Un análisis de
Fronteras Estocásticas
(Pesquería Centro – Sur en Chile)**

Julio Peña Torres
Michael Basch
Sebastian Vergara

Documento de Trabajo N° 179

Marzo 2002

Departamento de Economía
Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas
Universidad de Chile

EFICIENCIA TÉCNICA Y ESCALAS DE OPERACIÓN EN PESCA PELÁGICA: UN ANÁLISIS DE FRONTERAS ESTOCÁSTICAS* (Pesquería Centro-Sur en Chile)

JULIO PEÑA TORRES

*Profesor Adjunto, Departamento de Economía y Administración,
Universidad Jesuita Alberto Hurtado/ILADES, Erasmo Escala 1835, Santiago, Chile
E-mail: jpena@uahurtado.cl*

MICHAEL BASCH

*Profesor Asociado, Departamento de Economía,
Universidad de Chile, Diagonal Paraguay 257, Santiago, Chile.
E-mail: mbasch@decon.facea.uchile.cl*

SEBASTIAN VERGARA

*Consultor, División de Desarrollo Productivo y Empresarial,
Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL),
Dag Hammarskjold s/n, Santiago, Chile.
E-mail: severgara@eclac.cl*

Abstract

Este trabajo presenta estimaciones de eficiencia técnica en labores de pesca de la flota industrial en la pesquería pelágica Centro-Sur de Chile (regiones V hasta la X), con datos para 204 barcos a lo largo de 11 años (1985-95). Usamos un enfoque de fronteras estocásticas, según un modelo de estimación de efectos aleatorios a la Battese-Coelli (1995). Los resultados de estimación rechazan la validez de la función Cobb-Douglas, a favor de una tipo Translog. La antigüedad y escala de operación (horas anuales de pesca) de cada barco obtienen significancia estadística al explicar los scores estimados de eficiencia al nivel de cada barco. Variables agregadas al nivel de empresa controladora, buscando controlar por efectos asociados a la escala de operación de cada empresa, también logran significancia estadística como variables explicativas de las eficiencias estimadas en el rendimiento de captura de cada barco. Un mayor número de barcos bajo control de una misma empresa induciría economías externas de búsqueda a cada barco. No obstante, aumentos en la intensidad de uso de la flota bajo control de una misma empresa podrían generar el efecto opuesto (deseconomías externas al nivel de cada barco). Resultados con signo similar, aunque menos robustos, se obtienen respecto de variables agregadas según la escala de operación de la flota industrial en su conjunto. Por último, nuestros resultados de estimación avalan la existencia de grados significativos de heterogeneidad productiva en esta flota industrial, en términos de diferencias no triviales en los rendimientos de pesca logrados por barcos de distinto tamaño y capacidad de desplazamiento. Los barcos más grandes obtienen en promedio los mayores scores estimados de eficiencia, y a la vez muestran la menor dispersión en las eficiencias estimadas para barcos en una misma categoría de tamaño.

* Agradecemos el financiamiento provisto por el Proyecto Fondecyt #1000764, como asimismo el acceso a datos e información ofrecido por personal de IFOP y SUBPESCA. También agradecemos las valiosas sugerencias de Gustavo Crespi. Cualquier error que pudiese existir en este trabajo es de exclusiva responsabilidad de los autores.

1. Introducción

En este trabajo efectuamos estimaciones de eficiencia técnica para los barcos industriales que realizaron faenas de pesca extractiva durante el período 1985-95 en la unidad de pesquería pelágica Centro-Sur, la que incluye áreas de pesca desde la V hasta la X región. Usamos como metodología de estimación el enfoque de fronteras estocásticas de producción, en particular el algoritmo de estimación propuesto en Battese y Coelli (1995). Este modelo calcula scores de eficiencia al nivel de cada barco, expresándolos como porcentajes del nivel de ‘mejor práctica’, el que se asocia al barco con más alto ‘rendimiento de captura’ en la base muestral. El concepto de ‘rendimiento de captura’ queda definido en términos relativos respecto del *conjunto de regresores* que usamos como variables de control en nuestro ejercicio de estimación.¹

La ‘eficiencia técnica’ por estimar se refiere a un concepto exclusivamente tecnológico. La frontera eficiente de producción se define como la cantidad máxima de producto (toneladas de captura anual) posible de lograr a partir de un conjunto dado de insumos productivos. La ‘ineficiencia técnica’ corresponde a diferencias que surjan entre ese máximo teórico (por estimar) y lo que realmente haya capturado cada barco con esos insumos. En consecuencia, los resultados de estimación de este trabajo excluyen argumentos de *eficiencia asignativa*, i.e. excluyen información respecto del valor de la producción y de los precios de escasez de los insumos relevantes al proceso productivo.

Existe, en general, escaso análisis económico-empírico referido a industrias de pesca extractiva. Esto se relaciona a dificultades de acceso a información empírica relevante. En el caso de estimaciones de eficiencia extractiva en faenas de pesca, escasas excepciones a nivel mundial escapan a esta regla general (e.g. Kirkley, Squires y Strand, 1995; Squires et al., 1998). A nivel latinoamericano y de Chile, no sabemos de estimaciones previas respecto de conceptos de eficiencia técnica en industrias pesqueras.

En el caso específico de Chile, fortalecer la contribución de economistas a esta área de análisis aplicado tiene clara relevancia actual. Desde mediados de los años 1980s, distintas pesquerías en Chile (industriales y artesanales) han comenzado a mostrar tendencias de creciente escasez en sus bases de recurso pesquero. Con urgencia creciente, esto ha

¹ Este es un concepto diferente al de “captura por unidad de esfuerzo” (tons./horas de pesca), de uso frecuente entre analistas pesqueros. Nuestro concepto de ‘eficiencia técnica’ es también una medida de rendimiento en términos de capturas, pero considerando el *conjunto de insumos* que se estiman relevantes y que sean posibles de usar como variables de control, para explicar los niveles de captura desembarcada. Este concepto de eficiencia se asocia a medidas de productividad factorial denominadas “Total Factor Productivity” (véase Fried, Lovell y Schmidt, 1993). El conjunto de insumos relevantes puede incluir variables que aproximen ‘esfuerzo pesquero’

demandado medidas de regulación destinadas a lograr ordenamientos socialmente más racionales de los esfuerzos productivos individuales, que se asocien a usos económicamente más eficientes para recursos productivos escasos. Los desafíos de política envueltos son diversos. Incluyen desde consolidar reglas de acceso más eficientes, hasta permitir oportunidades económicamente eficientes de desarrollo sectorial, bajo entornos de relativa equidad para la diversidad de actores que operan en estos sectores productivos.

En la búsqueda de soluciones políticamente factibles, la presencia de heterogeneidad productiva en sectores de pesca extractiva suele derivar en condicionamientos de importancia. Un ejemplo se observa en controversias actuales relacionadas a intentar compatibilizar una mejor racionalización económica para los esfuerzos de pesca de sectores industriales y artesanales, y a la vez permitir espacios para desarrollos eficientes y con oportunidades justas para ambos sectores. Avances duraderos en estos desafíos requieren un mejor entendimiento de las razones para que estos espacios de heterogeneidad productiva se mantengan a través del tiempo. Nuestro análisis se motiva como partícipe de este objetivo genérico. Estimar y analizar las diferencias en eficiencias técnico-extractivas logradas por barcos con diferentes capacidades de pesca y de desplazamiento, provee información de relevancia respecto de *trade-offs* económicos que condicionan el lograr ordenamientos más eficientes para la pesca extractiva.

La pesquería pelágica Centro-Sur es hoy en Chile la pesquería con mayor volumen de desembarques. Hacia fines de la década estudiada en este trabajo, esta pesquería alcanzó su peak de captura total anual (4,5 millones de toneladas), siendo el jurel la especie predominante. En este peak la captura regional de jurel alcanzó 4,1 millones de tons/año. Desde entonces esta pesquería ha sufrido una merma importante en el nivel de capturas. Hoy la captura de jurel en esta pesquería está en torno a 1,5 mills. de tons/año (bienio 2001-02). Por otro lado, esta pesquería tiene clara relevancia regional, tanto como fuente de empleos como de ingresos por exportación. Esta relevancia regional es particularmente manifiesta en el caso de la VIII región.²

(incluyendo insumos fijos y variables), como también variables de estado que controlen por el nivel de abundancia del recurso pesquero, o por cambios en reglas relevantes de regulación.

² La pesquería Centro-Sur del jurel genera anualmente en torno a US\$200-250 mills., en términos de valor exportado y de ventas nacionales al por mayor (a los niveles de precios de los últimos años). Para ilustrar la importancia del empleo pesquero regional, si consideramos el total nacional de empleos *directos* generados por el sector pesquero (incluyendo: pesca extractiva industrial y artesanal, empleos en plantas de procesamiento de pesca extractiva y de producción acuícola), este total se estima hoy en torno a unos 85.000 puestos de trabajo; 22.000 de éstos son empleos generados en la región VIII, de los cuales una proporción mayoritaria están ligados a industrias de pesca extractiva (fuente: Sernapesca).

Nuestra discusión se organiza como sigue: La sección 2 describe aspectos relevantes de la pesquería bajo estudio. La sección 3 presenta y discute el modelo teórico de frontera estocástica de producción. La sección 4 describe nuestro modelo econométrico y las variables que utilizamos para estimar *scores* de eficiencia técnica para cada barco en la base muestral. La sección 5 analiza los resultados del modelo de estimación. La sección 6 presenta un ejercicio que contribuye a evaluar el poder predictivo de nuestras estimaciones. Este ejercicio compara el ranking de barcos que resulta según los scores de eficiencia estimados por nuestro modelo, con el ordenamiento de barcos implícito en la selección real de un subconjunto de estos barcos, efectuada a inicios del año 2001 por los dueños de barcos industriales en esta pesquería, para efectos de hacer uso de las cuotas individuales de captura asignadas para el año 2001. La sección 7 presenta conclusiones y consideraciones finales. Los Anexos 1-4 presentan información complementaria.

2. La pesquería pelágica zona Centro-Sur

Esta pesquería se desarrolla entre las regiones V^a a X^a, aunque su corazón productivo se mantiene en la VIII región, zona donde se inició como pesquería industrial a mediados de los años 1940s. La pesca industrial se concentra en especies pelágicas, destinadas en forma dominante a la industria de reducción. Siendo una industria en esencia exportadora de un *commodity* con alta sustitución por el lado de demanda, las empresas productoras actúan en lo fundamental como tomadoras de precios. Aunque en sus inicios las principales especies eran la anchoveta y sardina común, desde inicios de los 1980s el jurel se transforma crecientemente en la especie dominante en los desembarques industriales. La captura industrial de las tres especies dominantes ha fluctuado durante 1985-95 entre 86% y 98% de la captura industrial total.³

La década bajo estudio coincide con una fase de explosiva inversión, iniciada en 1981-82, en capacidad de pesca industrial y de procesamiento (ver Cuadro #1). Entre 1980 y 1985 el número de barcos industriales se duplica, mientras la capacidad de bodega se cuadruplica. En la década siguiente la capacidad de bodega nuevamente aumenta 4 veces. Esto coincide con una creciente participación de barcos de mayor tonelaje (y con mayor capacidad de desplazamiento) dentro de la flota industrial en operación.⁴ En términos del esfuerzo de pesca

³ Los peces pelágicos suelen desplazarse en cardúmenes de alta densidad, en los cuales a menudo distintas especies comparten espacio marino, compitiendo por alimento.

⁴ Los primeros barcos por sobre 800 m³ de capacidad de bodega inician operaciones en esta pesquería durante 1989. En 1995 esta categoría de tamaño de barco representó un 44% de la disponibilidad total de bodega desplazada por esta flota industrial.

resultante, medido por el acarreo agregado anual de la flota industrial⁵, el aumento es de 6,5 veces en la década 1985-95.

Esta expansión redundó en capturas anuales que crecen en forma ininterrumpida, hasta alcanzar peaks de 4–4,5 millones de toneladas en 1994 y 1995. Desde entonces se inicia una dinámica de capturas anuales en caída, la que se agrava hacia fines de los años 1990s producto de un fenómeno El Niño de gran intensidad, con sus inicios en 1997 y vigente hasta al menos fines de 1999.⁶ Si consideramos las 3 principales especies capturadas, los niveles actuales de captura son menos de la mitad del peak de 1994-95; en el caso del jurel la caída es aún mayor. Esta dinámica en la captura anual es antecedida, con algunos años de desfase, por una evolución similar en estimaciones oficiales respecto de los niveles de disponibilidad anual de las tres principales especies capturadas en esta pesquería. El Gráfico 1 ilustra la relación temporal entre la captura industrial anual y tres conceptos de dinámica poblacional, todos para la especie jurel.

⁵ El concepto de Acarreo aproxima el nivel de uso dado a la capacidad disponible de pesca. Se define como la sumatoria de los m³ de bodega de cada barco industrial, ponderando los m³ de cada barco por el total de horas anuales que ese barco destina a pescar en el mar.

⁶ Es el 'El Niño' de mayor intensidad de los ocurridos durante el siglo XX. Sin embargo, es opinión consensuada dentro del sector pesquero que sobreinversión y esfuerzos de pesca excesivos también han sido contribuyentes a la dinámica de caída en las capturas.

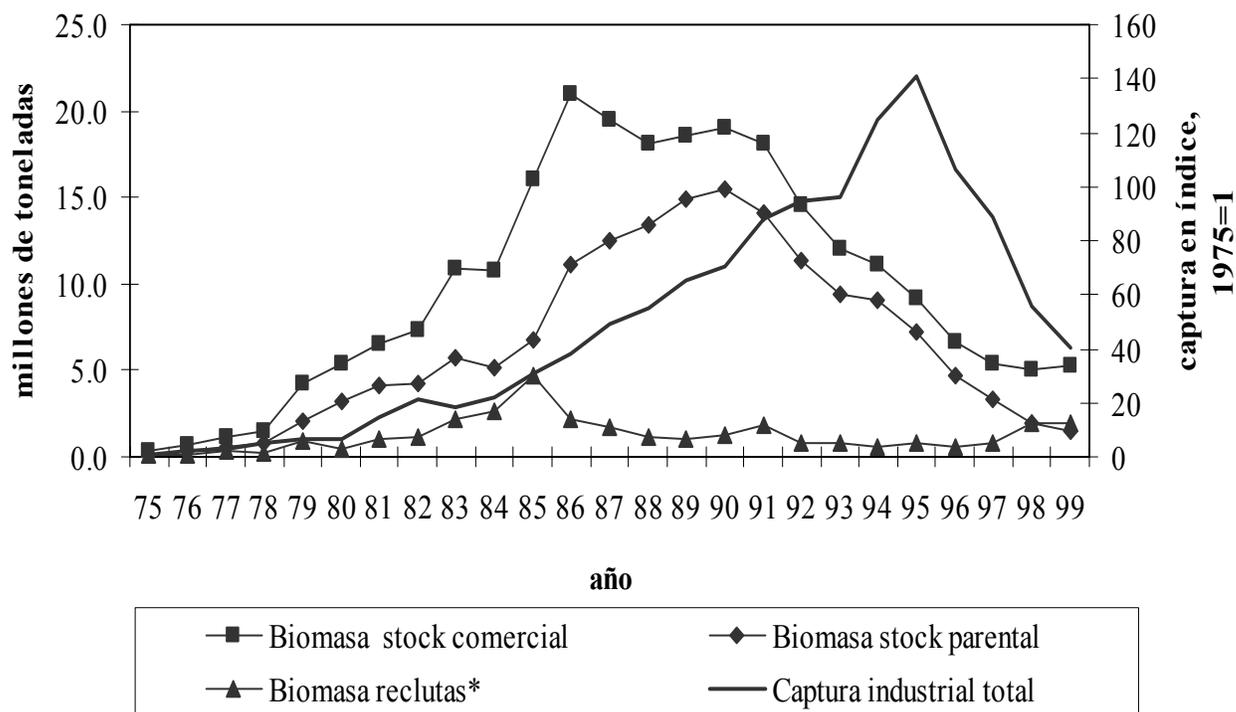
Cuadro #1: Pesquería Pelágica zona Centro-Sur

Año	Flota Industrial			Captura, Industrial y Artesanal (mills. de tons)		Biomasa Explotable (IFOP, mills. de tons)	
	Esfuerzo de pesca (índice) (1)	Nº de barcos (2)	Capacidad bodega, (miles m ³) (3)	3 especies principales (4)	Jurel (5)	Agregada: 3 especies principales (6)	Jurel (7)
1975		37	4,3		0,023		
1980		47	6,3		0,274		
1985	100,0	97	27,8	0,960	0,870	17,25	15,42
1986	142,4	93	29,5	1,158	1,075	21,97	20,47
1987	157,0	93	32,7	1,518	1,391	20,96	18,42
1988	192,7	105	40,0	1,714	1,644	20,33	17,32
1989	231,6	108	48,4	2,296	1,861	21,84	18,51
1990	302,3	140	60,3	2,412	1,983	21,95	17,93
1991	356,0	174	76,3	3,342	2,517	20,89	15,89
1992	412,7	173	78,7	3,445	2,735	15,82	12,54
1993	440,8	172	90,8	3,208	2,759	14,34	11,18
1994	511,8	167	97,2	4,507	3,691	13,02	9,94
1995	640,3	177	110,4	4,472	4,089	12,06	7,50
1999*		153	122,8	3,115	1,267		
2000*				2,072	1,065		

(1) Acarreo anual total de la flota Industrial. (2) Número total de barcos en flota industrial. (3) capacidad de bodega agregada (miles de m³) de la flota industrial. (4) captura 3 principales especies (Sardina Común y Anchoveta: regiones V y VIII; Jurel: regiones V a IX). (5) *: regiones V a X; otros años: regiones V a IX. (6) y (7): Biomosas promedio año estimadas por IFOP. Disponibilidad del stock comercialmente explotable (reclutas + cohortes de edades superiores) en zona Centro-Sur. Fuentes: datos IFOP y Anuarios de Pesca (Sernapesca).

Las columnas 6 y 7 del Cuadro #1 resumen estimaciones de IFOP respecto de las biomosas disponibles de jurel, sardina común y anchoveta en la pesquería Centro-Sur, definidas como la suma (en peso) de los especímenes de distintas edades de cada especie, estimados como desplazándose dentro de zonas en esta unidad de pesquería. En la columna (6) hemos sumado en forma directa las toneladas agregadas resultantes para cada una de las tres principales especies. En el caso del jurel, las estimaciones oficiales de biomasa señalan un peak de disponibilidad hacia fines de los 1980s, siguiéndole una fase de clara declinación. Tendencia similar se observa en la suma de las biomosas estimadas para las tres especies principales.

**Gráfico #1: Biomasa y captura industrial total de jurel, zona Centro-Sur
(Biomasa en millones de toneladas y captura en índice base 1975=1)**



Fomento Pesquero (IFOP).

* Biomasa de reclutas: grupo etéreo que por primera vez se agrega al stock comercial.

Respecto del contexto regulatorio, el boom de inversión en esta pesquería se inicia bajo condiciones de libre acceso, lo que prevalece entre 1978 y 1986.⁷ Desde entonces, y durante el resto del período bajo estudio, rige una regulación de acceso que intenta ‘congelar’ la capacidad de bodega de la flota industrial existente en 1986. Sin embargo esta regulación dejó espacios legales que permitieron continuar expandiendo la capacidad de pesca de la flota industrial.⁸ El resultado lo muestra la columna (3) del Cuadro #1. En la práctica, durante la década bajo estudio no se usan otros instrumentos de regulación, salvo ‘tallas mínimas’ que rigen desde mediados de los 1980s. El uso sistemático de vedas biológicas sólo se consolida a partir de 1997, respondiendo al inicio del fenómeno El Niño. A partir de 1998, el uso de vedas comienza a ser complementado por un uso ‘de facto’ de cuotas de captura, definidas a nivel de barco industrial (mediante la figura jurídica de ‘pesca de investigación’).

⁷ Para mayores antecedentes históricos, véase Peña-Torres (1996 y 1997).

⁸ Por ejemplo, se permite sustituir dos o más barcos pequeños por uno más grande, si se mantiene constante la capacidad de bodega resultante. En la práctica esto permite introducir naves con mayor capacidad de pesca. También se agregan nuevos barcos en las regiones limítrofes de esta unidad de pesquería (regiones V y X), durante periodos en los que aún no regía una regulación de congelamiento en estas regiones, respecto de una cota máxima para la capacidad agregada de bodega.

Respecto a shocks de carácter temporal, durante 1985-95 ocurren dos eventos de interés. El primero, presencia del fenómeno El Niño durante 1987, aunque de clara menor intensidad que el observado una década después. De hecho, en estudios previos para esta pesquería (Peña-Torres, Basch y Vergara, 2002) este efecto no resulta estadísticamente significativo como factor explicativo de variaciones en la captura anual de la flota industrial. El segundo evento se refiere a expectativas creadas por las discusiones que rodearon la promulgación de una nueva ley de pesca, discusiones que se inician hacia fines de 1987 y que continúan bajo intensa polémica hasta 1990 inclusive, previo a la aprobación final de una nueva ley en Septiembre de 1991. Durante estos años se discutió la posibilidad de asignar cuotas individuales de captura en base a récords de ‘captura histórica’. Será sujeto de testeo si expectativas asociadas a esta discusión pudieron haber aumentado la captura durante los años de vigencia de esta polémica.

3.- El modelo teórico

El análisis de frontera eficiente fue planteado por primera vez por Farrell (1957). La frontera eficiente de producción $f(x)$ define la cantidad máxima del producto que una determinada firma puede producir a partir de un conjunto dado de insumos x . La ineficiencia técnica corresponde a diferencias que surjan entre ese máximo teórico y lo que realmente produce la firma con esos insumos. Estas diferencias reflejarían que la firma no ha minimizado del todo sus costos, por ejemplo al optar por proporciones inadecuadas en el uso relativo de distintos insumos. Por tanto, estimando esta frontera teórica de producción es posible definir indicadores de eficiencia para la unidad de producción bajo estudio.

En este trabajo seguimos la literatura que estima fronteras de producción eficiente usando datos de panel (ver Fried, Lovell y Schmidt, 1993). Modelos de panel presentan algunas ventajas respecto de aquellos que usan datos de corte transversal. Primero, paneles con frecuencia permiten contar con un mayor número de observaciones, lo que posibilita estimaciones más eficientes. Segundo, modelos de panel permiten estimar en forma simultánea el proceso tecnológico subyacente a una determinada industria (función de producción y/o de costos de producción), junto con los determinantes de la eficiencia productiva. Esto incrementa las opciones para testear hipótesis de interés.

Siguiendo el formulismo tradicional de la literatura (e.g. Aigner, Lovell y Schmidt, 1977, Schmidt y Sickles, 1984), podemos plantear el modelo más sencillo de panel como:

$$\ln(y_{it}) = x_{it}\beta + v_{it} - u_{it} \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

Aquí y_{it} denota el producto de la i -ésima unidad en el período t ; x_{it} representa un vector con los valores correspondientes a los insumos (caso de una función de producción) y otras variables relevantes, y β corresponde a un vector de parámetros por estimar. Los términos v_{it} corresponden a errores aleatorios iid -independientes e idénticamente distribuidos- del tipo $N(0, \sigma_v^2)$, a lo largo de todas las unidades y del tiempo, además de ser independientes de los errores u_{it} como también de las variables explicativas x_{it} . Este último supuesto implica que los valores de v_{it} que efectivamente se realizan no son anticipables por los administradores responsables de elegir los insumos (Zellner et al., 1966).

Los valores u_{it} dan cuenta de la ineficiencia técnica en el modelo de producción, también son iid pero a diferencia de los primeros son variables no-negativas que generalmente corresponden a la truncación positiva de $N(0, \sigma_u^2)$. Los valores u_{it} pueden estar correlacionadas con las variables explicativas. El elemento estocástico de este modelo, y de todos los que se explicitarán a continuación, permite que algunas observaciones se encuentren por encima de la función de producción, lo cual los hace menos vulnerables a la influencia de observaciones *outliers*, versus el caso de modelos determinísticos para fronteras de producción eficiente.

La ecuación (1) se puede modificar de forma de ajustarla al modelo de intercepto variable de la literatura de modelos de panel. Se puede reescribir esta ecuación como:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta + v_{it} \quad (2)$$

donde $\alpha_i = (\alpha - u_i)$. Aquí, α es una constante, y donde hemos supuesto que las ineficiencias son invariantes en el tiempo, es decir $u_{it} = u_i$

Para estimar la expresión (2) existen dos métodos tradicionales:

Modelos de efectos fijos.

La ecuación (2) corresponde a un modelo de efectos fijos en donde α_i es definido como una constante invariante en el tiempo; de ser así, se puede usar el método de mínimos cuadrados ordinarios con variables dicotómicas (LSDV). El estimador LSDV para β es BLUE (mejor estimador lineal e insesgado) y consistente cuando ya sea N o T tienden a infinito. Este estimador recibe también el nombre de “within”, ya que se basa exclusivamente en las desviaciones de las variables- dependiente y explicativas- con respecto a sus medias

temporales. Los estimadores de α_i corresponden a las diferencias entre lo que efectivamente producen las firmas i -ésimas, promediadas a lo largo el tiempo, y sus valores predichos dados los insumos usados por la unidad productiva, también promediados en el tiempo. Las diferencias entre los interceptos de las distintas unidades de producción, revelan diferencias de eficiencia relativa entre las mismas. Una limitación de los estimadores del tipo LSDV es que son incapaces de recuperar estimaciones del efecto de variables explicativas que sean específicas a la unidad productiva y a la vez invariantes en el tiempo. No obstante, el método LSDV sigue siendo robusto frente a la omisión de cualquier regresor relevante de este tipo. Además, a pesar que los efectos individuales α_i en (2) puedan estar correlacionados con las variables explicativas del modelo, el estimador LSDV seguirá siendo consistente.

Modelos de efectos aleatorios

En forma alternativa, las variables u_{it} pueden ser consideradas como si fuesen variables aleatorias. En este caso, la ecuación (2) se ajusta a un modelo de efectos aleatorios, acorde con la literatura de modelos de panel. Tradicionalmente estos modelos se estiman usando la metodología de los componentes de varianzas, que es una versión del método de mínimos cuadrados generalizados factibles. El vector de ineficiencias \mathbf{u} tiene componentes aleatorios que son iid con una varianza constante σ_u^2 . En este caso las variables explicativas se asumen no correlacionadas con las ineficiencias tecnológicas; en caso contrario los estimadores serán inconsistentes.

En forma sucinta, los resultados fundamentales que se desprenden de la literatura de modelos de panel son: (i) Cuando N o T tienden a infinito, los estimadores MCG (mínimos cuadrados generalizados) de α y β , con valores de σ_u^2 y σ_v^2 conocidos, son consistentes y más eficientes que los estimadores “within”. Para un T fijo, en la medida que N tiende a infinito se mantiene la propiedad de eficiencia. Cuando T tiende a infinito el estimador MCG es equivalente al estimador LSDV. En el caso más realista donde no se conocen las varianzas de \mathbf{u} y \mathbf{v} , se requiere que N tienda a infinito para obtener un estimador consistente de σ_u^2 . Así el caso más favorable para MCG, versus el estimador LSDV, sucede cuando N es grande y T pequeño, y los insumos no están correlacionados con las ineficiencias técnicas.

La ventaja más obvia que tiene el método LSDV por sobre el MCG, es que no requiere que los regresores y las ineficiencias tengan correlación nula entre sí. Las desventajas son que los estimadores LSDV son menos eficientes que los MCG, y que no se pueden incluir dentro del modelo regresores que sean invariantes en el tiempo y que a la vez estén relacionados a características específicas a la unidad productiva; de lo contrario se cae en un problema de

multicolinealidad perfecta. Ejemplos de este tipo de regresores pueden ser variables atinentes a la pertenencia de las firmas productoras o a su ubicación física. Una forma de superar este problema es regresionar respecto a estos atributos las ineficiencias estimadas en la ecuación (2). Si los insumos no están correlacionados con la eficiencia técnica, entonces el modelo de efectos aleatorios es superior ya que los estimadores MCG son más eficientes. Para testear la validez relativa entre un modelo de efectos aleatorios y uno de efectos fijos se puede usar un test de Hausman (Hausman, 1978).

Modelos para explicar la ineficiencia técnica

Una línea de estudios empíricos (e.g. Pitt y Lee, 1981; Kalirajan, 1990) han investigado hipótesis sobre los determinantes de las ineficiencias técnicas de las unidades productivas en cuestión, regresionando las ineficiencias predichas (obtenidas de la frontera estimada) respecto a un vector de factores específicos a la unidad, por ejemplo variables de tamaño, antigüedad, o educación del administrador. Sin embargo, existe un problema de consistencia no menor en este procedimiento en “dos etapas”. En la primera etapa se supone que las ineficiencias son errores iid, mientras que en la segunda etapa las ineficiencias se plantean como una función de factores específicos a la unidad.

Kumbhakar, Ghosh y McGuckin (1991) y Reifschneider y Stevenson (1991), notando esta inconsistencia, especifican modelos de frontera estocástica en los que las ineficiencias se definen explícitamente como funciones de factores específicos a la unidad productiva. Huang y Liu (1994) presentan un modelo donde las ineficiencias se especifican como función de factores i-específicos, y además como función de interacciones entre factores i-específicos y variables que representan insumos en la frontera de producción.

Más tarde, Battese y Coelli (1995) –que es el enfoque que empleamos en este paper-, especifican que las ineficiencias técnicas, definidas como variables aleatorias no-negativas, se distribuyen en forma independiente entre sí, aunque no idénticamente entre sí. Para la i -ésima unidad productiva en el período t , la ineficiencia técnica u_{it} se obtiene a través del truncamiento de la distribución $N(\mu_{it}, \sigma_{\mu}^2)$, y donde el valor medio de esta distribución (μ_{it}) se modela como:

$$\mu_{it} = z_{it} \delta \quad (3)$$

con z_{it} representando un vector de variables explicativas observables, y δ un vector de parámetros escalares por estimar. La expresión (3) postula que los valores medios correspondientes a las distribuciones normales truncadas no son idénticos para todas las unidades, aunque sí son funciones de las mismas variables y parámetros. Esta forma de plantear el modelo permite encontrar la eficiencia técnica de la unidad i -ésima en el período t a través de:

$$ET_{it} = \exp(-u_{it}) \quad (4)$$

La eficiencia técnica de i tiene un valor igual a uno si la embarcación i obtiene una ineficiencia estimada igual a cero. En el resto de los casos, ET será menor a uno.

El enfoque de Battese y Coelli (1995) utiliza Máxima Verosimilitud como algoritmo de estimación para su modelo de efectos aleatorios.⁹ Su modelo de estimación no considera la posible existencia de una estructura de correlaciones entre los errores aleatorios, asociados con unidades productivas particulares o períodos de tiempo, ni tampoco la posible heterocedasticidad de los errores v_{it} y de las ineficiencias u_{it} .

La función de verosimilitud para este modelo de frontera estocástica aparece en Battese y Coelli (1992), junto a las condiciones de optimización de primer orden, correspondientes a los diferentes parámetros del modelo. Estos últimos están dados en función de los parámetros de las varianzas de los errores:

$$\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 \quad ; \quad \gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_s^2} \quad (5)$$

Aquí γ corresponde a un parámetro que tiene un valor entre 0 y 1. Si todos los parámetros de δ y el parámetro γ son iguales a cero, entonces el modelo es equivalente a una función tradicional de producción (o de “respuesta media”), estimable en forma eficiente a través de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Por otro lado, si todos los parámetros de δ (excepto el intercepto) son iguales a cero, entonces el modelo es equivalente al modelo de panel de Aigner, Lovell y Schmidt (1977).

Las hipótesis paramétricas con interés de ser estudiadas, por ejemplo que todos los coeficientes de segundo orden en una función de frontera de producción Translog sean iguales a cero (función Cobb-Douglas), pueden ser testeadas usando el estadígrafo de razón de verosimilitud generalizada (RV).

⁹ Una ventaja de estimar un modelo de panel mediante una función de Máxima Verosimilitud (MV), respecto a los métodos tradicionales de estimación para paneles, es que al usar MV las unidades más eficientes adquieren mayor influencia en los resultados de estimación que las menos eficientes. En los métodos tradicionales de estimación todas las observaciones tienen influencia equivalente.

4.- El modelo econométrico: forma funcional y variables

La metodología introducida por Battese y Coelli (1995) plantea la estimación de una frontera de producción como función de diversos insumos, en conjunto con la estimación de la ineficiencia técnica asociada. Simultáneamente se regresionan las ineficiencias resultantes al estimar la frontera estocástica de producción, respecto de un conjunto de otras variables explicativas. Un sub-set de estas últimas pueden coincidir con los regresores usados en la función de producción.

En nuestro ejercicio modelamos la tecnología que describe el proceso de captura de barcos industriales mediante una función de producción del tipo Translog. El modelo en cuestión es:

$$\ln(C_{it}) = \beta_0 + \sum_j \beta_j x_{jit} + \sum_j \sum_k \beta_{jk} x_{jit} x_{kit} + v_{it} - u_{it} \quad (6)$$

donde los subíndices i y t indican la observación para el barco i ($i=1, \dots, N$, donde N es el número total de barcos en la pesquería) y el año t ($t= 1985, \dots, 1995$). Las variables que se consideran son las siguientes:

$\ln(C_{it})$: c_{it} = log natural de la captura (total especies) en toneladas¹⁰, del barco i en el año t .

x_1 : h_{it} = log natural de la capacidad de bodega (medida en m^3) del barco i en el año t .¹¹

x_2 : e_{it} = log natural de las horas totales de pesca del barco i en el año t

x_3 : g_{it} = log natural de los años de antigüedad del barco i en el año t

x_4 : x_{it} = log natural de la ‘experiencia pesquera’ del barco i en el año t

x_5 : b_t = log natural de la variable biomasa agregada, rezagada en un año

x_6 : T = variable de tendencia ($T=1$ para 1985... hasta $T=11$ para 1995)

La variable antigüedad (G_{it}) se define como la diferencia entre el año t y el año de construcción del barco i . La variable ‘experiencia pesquera’ se define como $X_{it}=(M_{it})(G_{it})$, donde M_{it} es una variable que suma las horas totales de pesca acumuladas desde el año 1985 hasta el año t , para cada embarcación i . De este modo, X_{it} incluye una medida del nivel

¹⁰ La captura por barco (C_{it}) considera la totalidad de las especies capturadas por cada embarcación i en cada año t . Las capturas corresponden principalmente a jurel, anchoveta y sardina común, además de un remanente de otras especies de menor importancia como caballa, merluza de cola, sardina española y merluza común.

¹¹ Existen barcos para los cuales la capacidad de bodega varía en el tiempo (i.e. embarcaciones que amplían su bodegaje).

acumulado de actividad pesquera durante el período bajo estudio, vinculable a efectos tipo *learning by doing*, ponderando por los años de existencia de cada barco.

Los datos originales se obtuvieron del Instituto de Fomento Pesquero (IFOP), y corresponden a la pesquería pelágica industrial zona Centro-Sur de Chile (desde la Vª región hasta la Xª región inclusive), con sus principales puertos de desembarque en San Antonio, Talcahuano y Valdivia. Corresponden a datos anuales para el período 1985-1995 e incluyen: (i) captura para cada barco (medida en tons.), (ii) biomasa correspondiente a las tres principales especies capturadas (medida en tons.), (iii) capacidad de bodega de cada barco (en metros cúbicos), (iv) esfuerzo pesquero por embarcación (horas totales de operación por año), (v) año de construcción de cada embarcación, y (vi) empresa propietaria de cada embarcación.

Nuestro modelo de frontera estocástica controla por dos tipos de efectos. Por un lado, efectos directamente asociados a la dimensión temporal de nuestros datos. Por otro, factores específicos a la unidad productiva en nuestro estudio (barco). En el primer grupo, consideramos una variable de tendencia (T), buscando controlar por posibles desplazamientos de la frontera tecnológica durante el período bajo estudio. Además, usamos una variable *proxy* para controlar por cambios en la disponibilidad promedio año del recurso pesquero: la denominamos biomasa agregada y la denotamos como B_t para cada año t .

Las estimaciones usadas de biomasa promedio año son realizadas por el IFOP, usando la metodología conocida como Análisis de Población Virtual (Gulland, 1988). Este método se basa en la estimación de la distribución etárea de una población de peces, a partir de información histórica sobre la composición de las capturas de los mismos. Haciendo una reconstrucción hacia atrás en el tiempo de estas estimaciones (calculadas como número de especímenes por cohorte de edad), junto con estimaciones de las tasas de mortalidad natural y de muerte por captura, es posible calcular la distribución por edades de la población. Posteriormente, la distribución es ajustada ponderando según pesos estimados para cada grupo de edad, de lo cual se obtienen finalmente las estimaciones de biomasa (e.g. Serra y Barría, 1992).

Por tratarse de una pesquería multi-especie en donde no se observan diferencias fundamentales entre los valores económicos de las principales especies capturadas, hemos definido la disponibilidad promedio año del recurso pesquero como la suma de las biomásas explotables comercialmente, estimadas como promedios anuales por IFOP, de las tres especies más importantes (jurel, sardina común y anchoveta), además de sumarle una estimación

residual de biomasa vinculada al resto de las especies.¹² Los valores de biomasa utilizados en nuestro estudio corresponden a estimaciones efectuadas por el IFOP en Octubre del año 2000.¹³

Respecto de las variables específicas a cada barco, en primer lugar usamos capacidad de bodega (H_{ii}) como una variable *proxy* de diversos factores fijos que inciden en los rendimientos de pesca. No disponemos de información sobre otros factores fijos (e.g. tecnologías de búsqueda como sonar; potencia del motor; equipos de pesca; o la experiencia pesquera del capitán). Como un esfuerzo complementario de control respecto de la influencia de otros factores fijos, realizamos estimaciones para tres subpaneles diferenciados según categorías de tamaño de embarcación, aproximando esto último por el tamaño de bodega. Asumimos por tanto que el efecto conjunto de otros factores fijos se relaciona monótonicamente con el tamaño de bodega de cada barco.

Los subpaneles definidos son: subpanel 1 (P1: 0-300 m³); subpanel 2 (P2: 301-800 m³); y subpanel 3 (P3: 801 y más m³). El cuadro #2 indica el número de barcos en nuestra muestra de estimación, según los barcos que operaron por subpanel en cada año. Dado que a lo largo del período bajo estudio existen barcos que salen de la pesquería, como también otros que entran, el número total de barcos que operaron al menos un año durante 1985-95 es de 61 para P1, 100 para P2 y 43 para P3. El Cuadro #3 provee información sobre las diferentes escalas de operación (promedio año) de los barcos que pertenecen a uno y otro subpanel.

Esta categorización en tres subpaneles fue decidida considerando caracterizaciones que realiza el IFOP, respecto de diferencias tecnológicas en la capacidad de pesca de barcos de distinto tamaño que operan en la flota industrial de la zona Centro-Sur. Por ejemplo, parte importante de esta flota tiene capacidad técnica para pescar más allá de las 200 millas (límite de la zona de pesca exclusiva de Chile). Sin embargo, son los barcos de mayor tamaño (panel P3) los que realizan con mayor frecuencia viajes de pesca más prolongados y más alejados del litoral costero, mientras que los de menor tamaño (panel P1) tienden a efectuar esfuerzos de pesca claramente más costeros.¹⁴

¹² Debido a la carencia de estimaciones oficiales para la biomasa de las especies, calculamos una variable *proxy* a partir de la información sobre capturas. En este cálculo asumimos para el remanente de las especies, que la relación (captura/biomasa) es equivalente, en cada año, a las razones obtenidas usando la suma de las biomásas estimadas por IFOP para las tres especies principales.

¹³ Las estimaciones de IFOP para la biomasa promedio año del recurso jurel se definen para un área marina más extensa que el área considerada en nuestro estudio. Como ajuste frente a esto, nuestra *proxy* para la biomasa de jurel en la zona Centro-Sur pondera la estimación original de IFOP, multiplicándola por la razón entre (a) las capturas anuales de jurel dentro la regiones V^a a X^a y (b) las capturas anuales totales de jurel en la zona más extensa que IFOP considera.

¹⁴ Según opinión de expertos de IFOP, en años recientes los barcos industriales de mayor tamaño han realizado en torno al 50% o más de su esfuerzo de pesca más allá de las 200 millas náuticas.

Cuadro #2
Número de barcos en la flota industrial, pesquería Centro-Sur
(datos muestrales usados en estimaciones)

<i>Año</i>	<i>P1</i>	<i>P2</i>	P3	<i>Total</i>
1985	48	24	.	72
1986	47	39	.	86
1987	40	47	.	87
1988	31	58	.	89
1989	31	62	4	97
1990	42	71	8	121
1991	43	78	13	134
1992	33	77	17	127
1993	30	85	25	140
1994	26	79	39	144
1995	20	84	38	142
Total barcos*	61	100	43	204

*: con operaciones de pesca durante al menos 1 año durante 1985-95

Fuente: elaboración propia sobre la base de información proveniente del IFOP.

Cuadro #3: Escalas de Operación a nivel de barco industrial
(promedios por barco, período 1985-95; datos muestrales)

Panel	(1) Captura Anual (miles de tons)	(2) # viajes totales, promedio anual	(3) # viajes con éxito de pesca, prom. anual	(4) Días totales de pesca, prom. anual	(5) Pesca anual/ Cap. bodega (# veces)
P1	7,7	145,0	98	97.2	35,9
P2	22,2	133,0	98	144.7	42,3
P3	38,9	90,7	76	165.5	39,2

(1): captura 3 especies principales; (2): viajes con y sin éxito de pesca; (5) Número de veces (promedio anual) que la capacidad de bodega del barco se completa con captura. Fuente: cálculo propio en base a datos IFOP, flota industrial pesquería pelágica, unidad de pesquería Centro-Sur.

El resto de las variables específicas a cada barco son: (1) el número de horas totales (E_{it}) que la embarcación i estuvo en alta mar durante el año t . Las horas totales contemplan el tiempo en que el barco estuvo efectivamente realizando maniobras de pesca, como también el tiempo de búsqueda para encontrar cardúmenes. Con esta variable intentamos aproximar el esfuerzo pesquero efectuado por cada nave, y esto como *proxy* del nivel de uso de insumos variables en la faena de pesca; (2) la antigüedad del barco (G_{it}), que intenta controlar por posibles efectos de obsolescencia tecnológica. En la medida que hayan ocurrido innovaciones tecnológicas en la tecnología de captura o en los insumos usados, permaneciendo todo lo demás constante, el efecto esperado *a priori* sería una correlación negativa entre G_{it} y la eficiencia en la captura. Sin embargo, años de antigüedad también podrían estar asociados a efectos de aprendizaje acumulativo en la faena pesquera, del tipo *learning by doing*. Buscando

aislar efectos de este tipo, presumiblemente con impacto positivo en la eficiencia técnica del esfuerzo de pesca, usamos (3) la variable Experiencia (X_{it}), la que incluye una medida del nivel acumulado de actividad pesquera a través del tiempo, ponderando esto por los años de existencia de cada barco.

Las desviaciones de los datos respecto de la frontera definida por (6), son capturadas por dos términos de error. El error v_{it} pretende absorber errores de medición de variables y/o errores de especificación de la frontera tecnológica de producción. Mientras que el error u_{it} (que siempre será no negativo) se construye como una medida de la ineficiencia técnica en los esfuerzos de pesca, i.e. desvíos por debajo del máximo posible de producción.

El modelo que usamos para especificar los errores u_{it} , estimados en la primera etapa como función de variables explicativas observables, está definido por:

$$M_{it} = \delta_0 + Z_{it}\delta \quad (7)$$

donde M_{it} corresponde a la media de las variables normales no negativas u_{it} . Los errores \hat{u}_{it} que se estiman en la primera etapa se usan como *proxy* de M_{it} . Z_{it} es un vector de variables que pueden influir en la eficiencia de las embarcaciones, y δ es el vector correspondiente a los parámetros por estimar.

Las variables que consideramos son:

Z_1 : $a_t^j = \log$ natural del acarreo anual total de barcos pertenecientes a la empresa j en el año t

Z_2 : $n_t^j = \log$ natural del número de barcos bajo propiedad de la empresa j en el año t

Z_3 : $a_t^I = \log$ natural del acarreo agregado de la flota industrial en el año t

Z_4 : $n_t^I = \log$ natural del número total de barcos industriales que operaron durante el año t

Z_5 : $e_{it} = \log$ natural de las horas totales de pesca del barco i en año t

Z_6 : $g_{it} = \log$ natural de los años de antigüedad del barco i en año t

Z_7 : $x_{it} = \log$ natural de la experiencia del barco i en año t

Z_8 : $b_t = \log$ natural de la variable biomasa agregada, rezagada en un año

$D(t)$ = variable dummy para el año t (para $t=1987, 1988, 1989$ y 1990)

La variable acarreo del barco i en el año t se define como $A_{it}=(H_{it})(E_{it})$, variable que mide la intensidad de uso (horas totales de pesca, E_{it}) dada a la capacidad de bodega del barco i (H_{it}). Así, el acarreo de la empresa j en el año t , se define como $A_t^j = [\sum_i A_{it}], \forall i \in j$. A_t^j incluye tanto la capacidad de bodega como las horas totales de esfuerzo pesquero de todas las

embarcaciones pertenecientes a la empresa j en el período t . De forma similar, el acarreo agregado industrial a nivel de toda la pesquería, queda definido por $A_t^I = \sum_i A_{it}$, $\forall i$ en cada año t . El cálculo del acarreo industrial agregado abarca la totalidad de la flota industrial que opera en cada año.

En la especificación (7) se introducen una serie de variables que aproximan factores externos a la embarcación en cuestión. Primero, hay tres variables que se agregan al nivel de las empresas que controlan las flotas de barcos en operación: (a) La variable acarreo por empresa (A_t^j) busca capturar el posible impacto, sobre la ineficiencia técnica, del nivel de utilización dado a la capacidad de pesca de todos los barcos bajo control de la empresa j . Esto podría interpretarse como una *proxy* del nivel de complejidad de la actividad pesquera que la empresa j debe administrar y coordinar. Por otro lado, la definición de A_t^j también incluye efectos asociados a la intensidad o escala del esfuerzo de pesca (horas totales anuales de pesca). (b) Intentando aislar más directamente los efectos asociados al nivel de complejidad de las operaciones agregadas de pesca de la firma j , incluimos además como variable explicativa la capacidad de bodega acumulada de todos los barcos operando en el año t y que son propiedad de la empresa j (H_t^j). (c) La variable N_t^j intenta controlar por efectos sobre la eficiencia que pudiesen estar más directamente asociados al número de unidades extractivas bajo control de la empresa j . Por ejemplo, que al número total de barcos en operación de la empresa j se asocien economías externas al barco, tal vez relacionadas con esfuerzos de búsqueda de nuevos cardúmenes.

Segundo, incluimos dos variables de control que se agregan a nivel de toda la pesquería industrial bajo estudio. El acarreo agregado industrial (A_t^I) pretende capturar posibles efectos externos al barco, que estén relacionados al nivel de esfuerzo pesquero total en la pesquería. Por ejemplo, podrían prevalecer en la pesquería efectos congestión, con impacto negativo sobre la eficiencia en la captura, o bien externalidades positivas asociadas a esfuerzos colectivos de búsqueda por cardúmenes. La variable N_t^I (número total de barcos operando en la flota industrial en el año t), intenta capturar en forma más directa esta última posibilidad.

Tercero, incluimos la variable biomasa (rezagada en un año) para controlar por la posibilidad que la abundancia del recurso pesquero también pudiese afectar el nivel de eficiencia técnica alcanzado en la pesca, más allá de su impacto directo como variable de estado en la frontera tecnológica de producción (6). Además, incluimos cuatro variables dicotómicas que controlan por efectos temporales como cambios legislativos o fenómenos naturales como ‘El Niño’ del año 1987. Hemos incluido variables *dummy* aditivas sólo para

aquellos años que han demostrado tener mayor significancia estadística en estudios previos sobre funciones de captura en esta pesquería (ver Peña-Torres, Basch y Vergara, 2002). El periodo 1988-90 está asociado a expectativas sobre importantes cambios legislativos, consolidados finalmente en la Ley de Pesca promulgada hacia fines de 1991.

Por último, hemos incluido tres de las variables específicas al nivel de barco que ya consideramos en la primera etapa (ecuación 6). Las horas totales de pesca del barco i controlan por la posibilidad de efectos directos de la escala de operación del barco, sobre el grado de eficiencia alcanzado en sus faenas de pesca. Con similar motivación incluimos las variables antigüedad y experiencia del barco i en el año t . Todo lo demás constante, *a priori* esperaríamos una correlación positiva entre antigüedad y los niveles de ineficiencia estimados en la primera etapa para el barco i ; y una correlación negativa entre la experiencia pesquera acumulada por la tripulación del barco i y la ineficiencia técnica estimada para ese barco.

Para efectos de simplificar la notación que seguiremos usando, definimos de aquí en adelante las siguientes convenciones: letras minúsculas para denotar el logaritmo natural de la variable correspondiente (e.g., $x = \ln X$); además eliminamos el uso del subíndice de tiempo t .

Para llevar a cabo las diferentes pruebas de hipótesis respecto de parámetros del modelo (6)-(7), se utiliza el test de razón de verosimilitud generalizado, definido por:

$$\lambda = -2[l(H_0) - l(H_1)] \quad (8)$$

donde $l(H_0)$ corresponde al valor del logaritmo de la función de verosimilitud para el modelo restringido (especificado en la hipótesis nula), y $l(H_1)$ es el valor del logaritmo de la función de verosimilitud del modelo general estipulado en la hipótesis alternativa. Este test se distribuye asintóticamente como una distribución chi-cuadrada con grados de libertad igual a la diferencia entre el número de parámetros estimados bajo ambas hipótesis.

Para probar la hipótesis nula de ausencias de ineficiencias en el proceso de captura, por ejemplo, se especifica la hipótesis, $H_0 : \gamma = \delta_0 = \dots = \delta_8 = 0$. En este caso, el estadígrafo λ se distribuye aproximadamente como una distribución chi cuadrada mixta. Para este caso, los valores críticos se obtienen de Kodde y Palm (1986). Si esta hipótesis nula no se rechaza estadísticamente, entonces la función por estimar es equivalente a una función de producción tradicional (e.g. Peña-Torres y Basch, 2000).

5.- Resultados empíricos

Los parámetros del modelo definido por las expresiones (6) y (7) son estimados en forma simultánea, usando la metodología de máxima verosimilitud del algoritmo FRONTIER versión 4.1 diseñado por Coelli, el cual provee además de las estimaciones puntuales de los parámetros, las ineficiencias técnicas para cada barco, en cada uno de los años en que dicha embarcación operó.¹⁵ Nuestra muestra de estimación corresponde a un panel no-balanceado, dado que el número de barcos incluidos varía de un año a otro (Cuadro #2).¹⁶

Previo a realizar las estimaciones, se eliminaron los *outliers* extremos que existían en la base de datos. Para estos efectos, estimamos inicialmente la relación (6) usando una metodología robusta¹⁷, con el propósito de identificar *outliers* extremos. Luego de eliminar de la base de estimación las observaciones de *outliers* extremos, se estimaron simultáneamente las ecuaciones (6) y (7).¹⁸

El Cuadro #4 detalla los resultados de estimación final para el modelo representado por las ecuaciones (6) y (7). En las columnas aparecen las estimaciones de los parámetros correspondientes a los tres subpaneles (P1, P2 y P3), además del panel completo que reúne a la totalidad de las embarcaciones.¹⁹ En el extremo inferior del Cuadro #4 aparecen algunos estadígrafos como σ^2_s , γ , los logaritmos de las verosimilitudes, y la eficiencia técnica media para cada subpanel (ETM).

Para llegar a la estimación final de nuestro modelo, consideramos las variables explicativas descritas y estimamos diversas alternativas de modelos. Los que reportamos en este trabajo (Cuadro #4 y Anexo #1) son los que mostraron mejor ajuste y comportamiento,

¹⁵ El programa *Frontier 4.1* sigue un proceso de tres etapas en la estimación de máxima verosimilitud de una frontera estocástica. Primero realiza una estimación MICO de la función a estimar. Luego realiza una búsqueda de grilla del parámetro γ , utilizando los valores de β estimados en la primera etapa (excepto β_0), y los parámetros β_0 y σ ajustados de acuerdo a la fórmula corregida de mínimos cuadrados presentada en Coelli (1995). Los otros parámetros (μ, η, δ) se fijan en 0. La tercera etapa es un procedimiento iterativo, utilizando como valores iniciales los valores encontrados en la *búsqueda de grilla*, para obtener las estimaciones finales de máxima verosimilitud. En esta etapa se utiliza el método de Davidson-Fletcher-Powell Quasi-Newton, sugerido en Pitt y Lee (1981) para la estimación de fronteras estocásticas.

¹⁶ Este fenómeno se conoce en la literatura como “attrition”. Si éste no es demasiado marcado, como es el caso del ejercicio actual, su inclusión permite obtener estimadores más eficientes que con un panel balanceado donde se han dejado fuera todas las observaciones que no se repiten en todos los períodos (Mátyás y Sevestre, 1996 ; Baltagi, 1995).

¹⁷ La metodología empleada fue una combinación de los métodos de Cook, Huber, y Beaton y Tukey (Beaton y Tukey, 1974; Huber, 1964; Cook, 1977). Específicamente, eliminamos todas aquellas observaciones para las cuales, luego de estimar la ecuación (6), se obtuvieron como resultado ponderadores de las observaciones iguales a cero.

¹⁸ El programa FRONTIER estima estas dos ecuaciones en forma simultánea, usando la metodología de máxima verosimilitud iterativamente hasta lograr la convergencia de los parámetros estimados.

¹⁹ Los tests t que aparecen entre paréntesis, debajo de los coeficientes estimados, tienen validez asintótica en N (número de barcos).

para lo cual usamos tests de razón de verosimilitud generalizada. El Anexo #1 reporta los resultados de estimación para nuestro segundo mejor modelo, que se diferencia del Cuadro #4 porque excluye ‘*Capacidad de bodega al nivel de empresa*’ en la ecuación (7). En el proceso de selección hacia nuestro modelo final, optamos por mantener las mismas variables en cada uno de los paneles estudiados, dado que todas nuestras observaciones usan la misma tecnología de captura (barcos *cerqueros*), actúan en la misma unidad de pesquería industrial, y además enfrentan escasa heterogeneidad respecto del producto final generado.

En el cuadro #4 existen variables explicativas que se repiten en las estimaciones de las ecuaciones (6) y (7). El uso reincidente de variables explicativas tiene precedentes en modelos de estimación de efectos aleatorios para fronteras eficientes (e.g. Lundvall y Battese, 1998). No obstante, esta situación implicaría que parte de los parámetros estimados en la ecuación (6) ya no serían consistentes, dado que los residuos estimados de ineficiencia aparecen correlacionados con algunas de las variables explicativas que son repetidas en la ecuación (7). Una línea de defensa frente a esta interpretación (ver Griliches y Mairesse, 1998; Olley y Pakes, 1996) plantea que lo correcto es interpretar esta situación como la estimación simultánea de un sistema de dos ecuaciones, con una estructura dada de errores poblacionales (la misma que se supone en el modelo de efectos aleatorios), y donde el vector de residuos estimados \hat{u}_{it} está condicionado a las variables presentes en la ecuación (7). Bajo esta lógica, para que los parámetros estimados para las variables repetidas sean consistentes, siendo estas estimaciones condicionadas por los valores que toman las variables explicativas en la relación (7), sólo se precisa que los errores *poblacionales* de las ecuaciones (6) y (7) sean variables aleatorias.

El Cuadro #5 reporta los valores de tests de razón de verosimilitud respecto de restricciones paramétricas asociadas a 9 hipótesis nulas, las 4 últimas relacionadas con el modelo propuesto para explicar las ineficiencias estimadas:

Cuadro # 5: Tests de razón de verosimilitud generalizada

Hipótesis Nula (Ho):	P1	P 2	P3	Panel completo	Valor crítico (95%)
<i>Tests respecto frontera de producción:</i>					
1. Ho: función Cobb Douglas	55.4	112.0	39.8	210.6	32.67
2. Ho: No existen efectos tendencia (T)	164.5	54.50	18.7	160.6	14.07
3. Ho: efectos cap. bodega barco (h_i) =0	150.2	88.2	118.3	155.9	14.07
4. Ho: efectos antigüedad barco (g_i) =0	55.4	33.9	95.3	66.8	14.07
5. Ho: efectos experiencia barco (x_i) =0	10.8	104.8	16.8	3.9	14.07
<i>Tests respecto modelo de ineficiencias:</i>					
6. Ho: efectos D88=D89=D90= 0	44.0	215.9	3.6 ^a	43.4	7.81
7. Ho: $\gamma = \delta_1 = \dots = \delta_{13} = 0$	100.6	147.1	15.35	257.5	21.74 ^b
8. Ho: efectos empresa ($n^j=a^j=h^j=0$)	13.5	15.68	16.7	16.8	5.99
9. Ho: efectos industria ($n^l=a^l=0$)	10.2	2.56	2.11	14.4	5.99

^{a/} El test corresponde a Ho: D89=D90=0. El valor crítico correspondiente es 5.99.

^{b/} El test generalizado de la razón de verosimilitud para $\gamma = \delta_1 = \dots = \delta_{13} = 0$ sigue una distribución chi-cuadrado mixta (Kodde y Palm, 1986). El valor crítico para el panel 3 al 95% es 17.67, mientras que al 90% es 16.67.

Análisis de los tests de hipótesis:

(1): La forma funcional Cobb Douglas se rechaza categóricamente en los 4 casos. Esto implica que los valores de las elasticidades insumo en la frontera de producción son dependientes de la escala de producción; es decir, el grado de sensibilidad de los niveles obtenibles de captura, respecto a cambios marginales en los niveles de uso de insumos productivos y/o en variables de estado (abundancia de biomasa), resulta ser función de la escala de explotación en que se encuentre la pesquería. El cuadro #6 reporta los valores estimados para las elasticidades Biomasa y Esfuerzo Pesquero, usando los valores anuales medios de las variables que determinan su valor.²⁰

Las estimaciones para la elasticidad captura-esfuerzo resultan consistentemente superiores al valor unitario.²¹ Los valores estimados para P1 y P2 se mueven en órdenes muy similares de magnitud, mostrando estabilidad a lo largo del período muestral. Los valores estimados para P3 son superiores en magnitud, aunque declinan entre 1989 y 1995. Valores superiores a la unidad en esta elasticidad insinúan retornos crecientes en el uso de factores variables, cuyo nivel de uso aproximamos mediante la variable *Horas de Pesca*. Las diferencias obtenidas entre paneles son consistentes con la sustitución (salida) de naves en el

²⁰ Para su fórmula de cálculo, ver Battesse y Broca (1997).

²¹ La hipótesis nula de elasticidad-esfuerzo igual a la unidad se rechaza en los 4 paneles, testeando sobre los valores promedio de esta elasticidad durante 1985-95. Los valores del estadístico t son 4.88, 7.57, 8.55 y 15.35 para P1, P2, P3 y el panel completo respectivamente (el valor crítico al 95% de confianza es 1.96).

grupo P1 a favor de naves tipo P3. Asimismo, la declinación temporal en los valores de esta elasticidad, en el caso del panel P3, podría ser reflejo de un paulatino aprovechamiento de estas economías de escala, vía los mayores niveles de extracción que permiten barcos de mayor capacidad de transporte y desplazamiento. Podríamos además conjeturar que restricciones regulatorias han condicionado la intensidad de esta sustitución tecnológica.²²

Respecto de los valores estimados para la elasticidad captura-biomasa: (a) durante la mayoría de los años en nuestra muestra los valores estimados para esta elasticidad son estadísticamente distintos de cero.²³ (b) Los valores estimados para el panel P1 tienden a superar en forma consistente los valores para P2; mientras ambos grupos de estimaciones muestran relativa estabilidad durante 1987-92. Para el trienio 1993-95 se obtiene un patrón común de declinación en los promedios anuales para esta elasticidad (en todos los paneles). En los casos de P1 y P2, este período coincide con uno de declinación en sus eficiencias anuales estimadas (ver Gráfico 2). El trienio 1993-95 coincide con una fase de declinación en la abundancia del recurso pesquero; esto último asociado a un incremento sostenido en la captura anual agregada, que alcanza su máximo absoluto en 1995 (Gráfico 1).

Cuadro #6. Estimación de Elasticidades Insumo: Biomasa y Esfuerzo Pesquero

	<i>Panel 1</i>		<i>Panel 2</i>		<i>Panel 3</i>		<i>Panel Completo</i>	
	B_t	E_{it}	B_t	E_{it}	B_t	E_{it}	B_t	E_{it}
1985	-1.14	1.41	-1.23	1.12	-	-	-1.10	1.71
1986	0.56	1.24	0.00	1.19	-	-	0.50	1.48
1987	1.73	1.10	0.91	1.20	-	-	1.64	1.32
1988	1.52	1.09	0.81	1.19	-	-	1.32	1.34
1989	1.27	1.07	0.64	1.17	-2.10	2.11	0.98	1.33
1990	1.49	1.10	0.82	1.15	-0.01	1.71	1.12	1.24
1991	1.65	1.06	0.97	1.15	1.78	1.29	1.21	1.15
1992	1.34	1.00	0.77	1.16	1.93	1.07	0.82	1.13
1993	0.29	1.07	0.02	1.12	-1.36	1.22	-0.28	1.24
1994	-0.26	1.10	-0.35	1.09	-2.64	1.11	-0.97	1.26
1995	-0.78	1.03	-0.64	1.08	-3.71	0.87	-1.55	1.21
<i>Prom. 85-95*</i>	<i>0.70</i>	<i>1.12</i>	<i>0.25</i>	<i>1.15</i>	<i>-0.87</i>	<i>1.34</i>	<i>0.34</i>	<i>1.31</i>
<i>(desv. St.)</i>	<i>(0.15)</i>	<i>(0.02)</i>	<i>(0.09)</i>	<i>(0.01)</i>	<i>(0.11)</i>	<i>(0.04)</i>	<i>(0.09)</i>	<i>(0.02)</i>

*: valores calculados a partir del promedio 1985-95 de las variables que determinan cada elasticidad.

²² Desde 1986 a la fecha, esta pesquería ha estado sujeta a cotas regulatorias respecto de incrementos en la capacidad de pesca de la flota en su conjunto, lo que ha limitado (parcialmente) las opciones de sustitución tecnológica vía la entrada de naves de mayor capacidad de pesca.

²³ La hipótesis nula de la elasticidad-biomasa igual a cero se rechaza en los tres subpaneles, testeando sobre los valores promedio de esta elasticidad durante 1985-95. Los valores del estadístico t son 4.43, 2.63 y -7.83 para P1, P2 y P3 respectivamente, mientras que para el panel completo el valor es de 3.77. El valor crítico al 95% de confianza es +/-1.96.

Algunas de las estimaciones promedio año para la elasticidad captura-biomasa entregan valores negativos: i.e., reducciones en la biomasa estarían correlacionadas con mayores niveles de captura. Debemos interpretar con cautela este resultado, dado que en la práctica estas dos variables se influyen mutuamente.²⁴ Existen dos procesos biológicos que podrían estar contribuyendo a este resultado de estimación. Primero, peces pelágicos tienden a aumentar su densidad de desplazamiento cuando ocurren reducciones no triviales en su abundancia, ésto como un mecanismo de defensa frente a especies predatoras. Una mayor densidad poblacional con frecuencia implica mejores rendimientos de captura por unidad de esfuerzo de pesca. Segundo, algunos biólogos marinos han planteado para la década de los 1990s un proceso de ajuste en la distribución espacial de jureles en esta pesquería: desplazamientos de cardúmenes pelágicos históricamente más abundantes en zonas cercanas a la costa, hacia zonas de alta mar.²⁵ Quizás esto podría ayudar a explicar que se obtengan valores negativos para esta elasticidad con más frecuencia en el caso del panel P3. Estos son los barcos que realizan con mayor frecuencia sus faenas de pesca en áreas más distantes de la costa; por lo tanto, son los barcos que han ido adquiriendo conocimiento sobre nuevas zonas de pesca, más alejadas del borde costero.

(2): En todos los paneles se rechaza la hipótesis de inexistencia de efectos ‘tendencia’ en la data de nuestro modelo. Como ya vimos, durante 1985-95 se observa una clara tendencia ascendente en los niveles agregados de captura anual; mientras la disponibilidad de recurso pesquero, en general, cae (Gráfico #1). Adicionalmente, en los 3 subpaneles se obtiene significancia estadística para un subconjunto de las variables de interacción entre la tendencia y variables insumo. Por lo tanto, cualesquiera sean los cambios a través del tiempo cuyos efectos aparecen capturados con significancia estadística por nuestro modelo de estimación, estos efectos resultan ser función de algunas de las variables insumo usadas en la frontera de producción. En la literatura de fronteras, a este tipo de resultado se le suele denotar como ‘cambio técnico no neutro’.

El Gráfico #2 muestra los promedios anuales estimados para la eficiencia técnica en faenas de captura, para los 4 paneles estudiados. A partir de 1989, en los paneles P1 y P2 se observa una tendencia de caída en los niveles de eficiencia²⁶ (con mayor intensidad en P1); lo

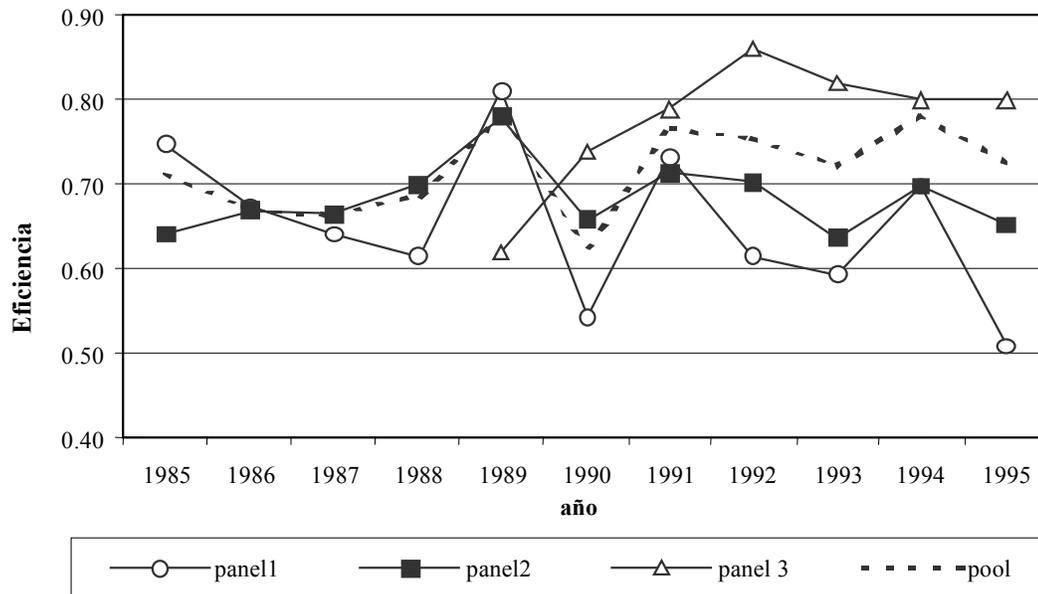
²⁴ Para aliviar el efecto de una posible endogeneidad simultánea, nuestras estimaciones utilizan valores de biomasa rezagados en un periodo anual.

²⁵ Comunicación personal con personal científico de IFOP.

²⁶ El año 1989 es cuando son máximos los incentivos para aumentar la captura individual en esta pesquería, dada la evolución que entonces experimentaba la polémica respecto a introducir cuotas individuales transferibles, con asignación inicial gratuita basada en presencia histórica de pesca.

opuesto ocurre con las eficiencias estimadas para P3. Esto es consistente con la creciente sustitución a favor de barcos en la categoría P3, a costa de barcos de menor tamaño.

Gráfico #2:
Scores estimados de eficiencia: promedios anuales por panel



Por otro lado, el Gráfico #3 reporta los histogramas de las eficiencias estimadas para cada barco en nuestra muestra, para los 4 paneles considerados. En el caso de P3, prácticamente la totalidad de las observaciones obtienen scores de eficiencias por sobre 50%; con una proporción importante de estos barcos logrando eficiencias en el tramo 75%-96%. En el caso de P1 y P2, sus distribuciones están menos concentradas en los tramos superiores del rango de eficiencias: ambos grupos incluyen una proporción de barcos con eficiencias entre 5%-25%.

- (3): Efectos (sobre la captura) ligados a la capacidad de bodega de cada barco (ecuación 6) resultan significativos en su conjunto, en todos los paneles estimados. Este resultado apoya la hipótesis de diferencias sistemáticas entre barcos en categorías diferentes de tamaño, respecto de los parámetros de sus fronteras productivas como de los niveles de eficiencia logrados. En efecto, al testear la validez estadística de segmentar la muestra de estimación en los 3 subpaneles considerados, se acepta la hipótesis de diferenciación a favor de estas 3 categorías de tamaño.²⁷

²⁷ El test equivale a $RV = -2[L(\text{Panel completo}) - \{L(P1) + L(P2) + L(P3)\}]$, donde $L(\cdot)$ representa los valores del logaritmo de la Máxima Verosimilitud que se reportan al final del Cuadro #4, para los distintos paneles

- (4): La variable antigüedad del barco obtiene clara significancia estadística respecto de sus efectos sobre la frontera de producción, en cada uno de los paneles considerados. Respecto al residuo estimado para la ineficiencia técnica, sistemáticamente se obtiene una correlación positiva entre la ineficiencia estimada y la antigüedad del barco; sólo en el panel P3 no se obtiene significancia estadística para este efecto²⁸, aunque se mantiene la consistencia de su signo.
- (5): Para la variable ‘Experiencia Pesquera’ obtenemos resultados menos sólidos. Respecto de su impacto sobre la frontera productiva, se rechaza la hipótesis de no-significancia sólo para los casos P2 y P3. Respecto de su efecto sobre la ineficiencia, sólo en P2 se obtiene clara significancia estadística, y con el signo esperado a priori. Nuestra conjetura respecto a estos resultados es que la variable que hemos usado como control de ‘experiencia pesquera’ probablemente no captura con éxito los procesos que son relevantes para entender efectos de aprendizaje acumulativo en faenas de pesca.²⁹
- (6): La significancia conjunta de las variables dummies D88, D89 y D90 se acepta en 3 de los 4 paneles; P3 es nuevamente la excepción. D89 es la dummy que obtiene mayor consistencia en su significancia estadística; le sigue D90. El año 1989 es cuando la discusión sobre una posible asignación gratuita de derechos individuales de pesca, con base a récords históricos de pesca, alcanza su máxima intensidad. Por lo tanto, el signo negativo obtenido para D89 apoya la hipótesis de “intentos de consolidar derechos de pesca vía aumentar todo lo posible la captura” mientras se discutía esta posibilidad de reforma legal.
- (7): En 3 de los 4 paneles se rechaza la no-significancia estadística (simultánea) de los errores de ineficiencia ($\gamma = 0$) y de las variables explicativas en el modelo de ineficiencias; la excepción es nuevamente P3, aunque en esta ocasión muy marginalmente. Las estimaciones del parámetro γ (la proporción de la varianza total de los residuos de estimación que es atribuida por nuestro modelo a residuos de ineficiencia) varían entre 0.82 y 0.9 para los distintos subpaneles. En consecuencia,

estimados. El valor del estadígrafo RV es 451.6, mientras que el valor crítico del test es 85.3 (este estadígrafo se distribuye asintóticamente como una chi-cuadrado con 84 grados de libertad). Por lo tanto se rechaza categóricamente la hipótesis que los distintos parámetros son todos iguales entre los tres subpaneles.

²⁸ El panel P3 es el que dispone de la serie de tiempo más corta en nuestra muestra. Esto podría contribuir a obtener esta excepción, en forma similar a como ocurre con otros efectos testeados para P3.

²⁹ Descripciones informales de expertos sectoriales con frecuencia asignan clara importancia a la experiencia pesquera del capitán de cada barco, quien actúa como líder productivo en labores de reclutamiento de tripulación, también respecto de esfuerzos de pesca que requieren coordinación de toda la tripulación durante las faenas de pesca, como asimismo respecto de estrategias de búsqueda para localizar zonas con buena productividad de pesca.

desvíos respecto de la frontera de eficiencia estimada surgen como un componente con indudable significancia estadística en los subpaneles P1, P2 y en el panel completo.

- (8): En los 4 paneles se rechaza la hipótesis de no-significancia respecto del conjunto de variables que hemos agregado al nivel de empresa controladora. El resultado más robusto se obtiene para el *número total de barcos* de la empresa *j*. Su significancia es sistemática en los 4 casos, y su signo de impacto es negativo en 3 de los paneles considerados; según esto, un mayor número de barcos bajo control de la misma empresa se asociaría positivamente con la eficiencia lograda al nivel de cada barco.³⁰ Este resultado quizás podría interpretarse como reflejo de economías externas al barco durante el proceso de búsqueda de cardúmenes con interés extractivo.

Respecto de la variable *Acarreo de la empresa j*, se obtiene signo positivo en 3 de los 4 paneles; la excepción es P3. Según el predominio del signo positivo, mayor acarreo al nivel de la empresa estaría asociado con menor eficiencia técnica al nivel de cada barco. Esto podría ser reflejo de deseconomías de producción a medida que aumenta la intensidad de uso de la capacidad de pesca de cada empresa; y esto tal vez asociado a crecientes niveles de complejidad en la coordinación de los esfuerzos productivos involucrados.

Los resultados para la variable *Capacidad de bodega* de la empresa *j* no muestran robustez estadística clara. Esta variable resulta significativa sólo en los casos de P1 y P3, pero con signo opuesto en uno y otro caso. Por otro lado, su inclusión no produce diferencias estadísticamente significativas en el caso del subpanel P2, y sólo muy marginalmente en los casos de P1, P3 y el panel completo (ver Anexo #1).³¹

- (9) Los resultados obtenidos para las variables agregadas al nivel de la flota industrial en su conjunto tampoco muestran robustez clara. La no-significancia estadística de estas variables en su conjunto sólo se puede rechazar en los casos de P1 y el panel completo. La variable *número total de barcos en la flota industrial agregada* obtiene signo negativo en todos los paneles salvo el caso de P3; no obstante, el signo negativo es estadísticamente significativo sólo en los casos de P1 y el panel completo. El resultado de signo negativo coincide con el signo obtenido para esta variable cuando se le agrega al nivel de empresa controladora.

³⁰ Los resultados de signo para esta variable son consistentes en los 2 modelos de estimación que reportamos en este trabajo. La excepción (signo positivo) es el caso de P1.

³¹ Que h^j no muestre significancia estadística clara, pero si lo haga en mayor medida la variable A^j , reafirma nuestra interpretación que las deseconomías externas al barco, que aparecen asociadas al Acarreo de la empresa controladora, estarían más directamente ligadas a la *intensidad de uso* de la capacidad de pesca.

Respecto del *Acarreo total de la flota industrial agregada*, su signo de impacto resulta positivo en los 4 paneles: esto quizás podría interpretarse como fruto de efectos congestión sobre la productividad del esfuerzo de pesca desplegado. Sin embargo, este efecto muestra significancia estadística sólo en el panel completo y en P2 (en el último al 90% de confianza).

6. Chequeo respecto del valor predictivo del modelo de estimación

El Anexo #2 presenta una descripción de los barcos elegidos a inicios del año 2001 por los industriales de la pesquería Centro-Sur de jurel, para realizar faenas de pesca durante ese año. Del total elegido en ese momento³² (29 barcos), 26 de ellos están en nuestra base de datos: 6 corresponden al panel P2 y 20 al panel P3. Asimismo, del total de 16 empresas independientes, o asociaciones de empresas, que inscriben barcos, 10 de ellas inscriben sólo un barco. Esto refleja los ‘ajustados’ niveles de cuota imperantes en esta pesquería durante el año 2001.³³

Varias de las características de los barcos seleccionados por la industria son consistentes con los resultados de nuestras estimaciones:

- La industria no inscribe ningún barco de la categoría P1. Esto es consistente con el ranking de eficiencias operacionales que hemos obtenido para las tres categorías de tamaño de barco usadas en este trabajo (Gráfico #2).
- Los barcos seleccionados por los industriales suelen ser de reciente ingreso a la flota. Esto es consistente con la significancia encontrada para una correlación positiva entre nivel de ineficiencia productiva y antigüedad del barco.
- En general, los barcos seleccionados por los industriales obtienen niveles estimados de eficiencia por sobre la media estimada para los barcos que pertenecen a la misma categoría de tamaño (los subpaneles de nuestro estudio). El Anexo #2 ilustra esto para los promedios de eficiencia estimados para los 2 años más recientes en nuestra muestra.
- Predominan entre los barcos seleccionados aquéllos con uso intensivo (días de pesca) durante los años más recientes en nuestra base muestral. Recordemos que ‘horas de pesca’

³² La actual Ley Pesquera transitoria (véase Peña-Torres, 2002) permite que al inicio de cada año los empresarios pesqueros puedan asociarse operacionalmente, para consolidar el uso de cuotas individuales asignadas a barcos bajo su propiedad y luego decidan con cuáles de esas naves pescarán durante ese año.

³³ Una proporción dominante de los barcos inicialmente seleccionados por la industria son inscritos usando la figura de empresa individual, i.e. no como Asociación operacional de empresas. En abril del 2001 ocurre una segunda oportunidad para inscribir barcos bajo la figura de una Asociación operacional. Aquí el número de asociaciones inscritas supera al de inicios del 2001. La opción de asociatividad implica beneficios de eficiencia asignativa, dado que incrementa el espacio de transferibilidad (entre unidades extractivas y entre empresas) para las cuotas individuales asignadas a los barcos industriales con historia de pesca en esta pesquería.

presentan en nuestras estimaciones, en forma consistente y estadísticamente significativa, una correlación positiva con los niveles de eficiencia técnica.

Sin embargo, las áreas de coincidencia entre las elecciones de los industriales y el ordenamiento de barcos según las eficiencias estimadas en este trabajo, no son absolutas. El Cuadro 7(A)-(B) ilustra el grado de coincidencias entre estas dos fuentes de ordenamiento entre barcos.

Los barcos elegidos por los industriales implican un ordenamiento de la flota existente, diferenciando barcos ‘seleccionados (S)’ (29 en total) y ‘no seleccionados (NS)’. De los 29 barcos en el primer grupo, 26 están en nuestra base de datos. En el resto de nuestra muestra quedan 178 barcos. Supongamos ahora que elegimos de nuestra base muestral los 26 barcos que obtienen las mayores eficiencias estimadas según nuestro modelo.³⁴ Para realizar esta selección usamos los resultados de estimación para el panel completo. Definamos a este grupo de 26 barcos como el conjunto de barcos ‘más eficientes’, denotado por EFI; al resto de los barcos en nuestra muestra los definimos como el conjunto de los ‘menos eficientes’, denotado por NO-EFI. El cuadro 7-A presenta los ordenamientos y coincidencias resultantes según estos dos criterios de selección.

De los 26 barcos elegidos por los industriales y además comunes a nuestra muestra, 12 aparecen seleccionados entre los 26 barcos con mayores scores de eficiencia estimada por nuestro modelo; es decir, un 5.9% de nuestra base muestral refleja aciertos por este concepto. Por otro lado, 164 barcos de los 178 restantes en nuestra muestra coinciden como ‘no seleccionados’ por los empresarios y a la vez son parte del grupo NO-EFI. Este segundo grupo de coincidencias involucra el 80.3% de nuestra base muestral. Así, y de acuerdo al criterio de número de barcos clasificados en categorías coincidentes por una y otra fuente de ordenamiento (áreas con tono), nuestro modelo de estimación obtiene 86.2% de aciertos respecto al total de barcos analizados.

³⁴ Para esto usamos el promedio por barco de los scores estimados para 1994 y 1995.

**Cuadro #7: Matriz de matchings (según Número de barcos en cada categoría)
(7-A): Panel Completo**

<i>Selección Empresarios:</i>	<i>Selección según modelo:</i>		Total de barcos
	EFI	NO-EFI	
Seleccionados (S)	12 (5.9%)	14 (6.9%)	26
No seleccionados (NS)	14 (6.9%)	164 (80.3%)	178
Número total de barcos	26	178	204

El Cuadro 7-B presenta un ejercicio con idéntica lógica de ordenamiento para los barcos en nuestra base muestral, ahora circunscrito al total de 43 barcos que forman parte de nuestra muestra y a la vez pertenecen al subpanel P3.

(7-B): Panel 3*

<i>Selección Empresarios:</i>	<i>Selección según modelo:</i>		Total de barcos
	EFI	NO-EFI	
S	12 (27.9%)	8 (18.6%)	20
NS	8 (18.6%)	15 (34.9%)	23
Número total de barcos	20	23	43

*: aquí usamos el ranking de eficiencias estimadas para el panel P3.

En este caso, 20 de los 26 barcos seleccionados por los empresarios pertenecen al panel P3, y a la vez están en nuestra base muestral. De estos 20 barcos comunes, se generan 12 coincidencias con los 20 barcos del panel P3 que obtienen las mayores eficiencias estimadas según nuestro modelo. Respecto de los 23 barcos restantes, 8 de éstos forman parte del grupo de barcos seleccionados por los empresarios. Por lo tanto, nuestro modelo logra un 63% de aciertos respecto del total de 43 barcos en la base muestral para P3. Así, la ‘tasa de aciertos’ para P3 surge como menor a la lograda para el panel completo. La razón es simple: el panel completo incluye un número significativo de barcos que no fueron elegidos por los empresarios y que aparecen ‘correctamente clasificados’ según nuestro modelo (todos los barcos en P1 y una mayoría de los que pertenecen a P2). Sin embargo, la tarea de ordenamiento que es más exigente se concentra en los barcos que forman parte de P3, dado que este panel incluye al componente mayoritario de los barcos elegidos por los industriales.

El Anexo #3 presenta matrices similares de *matchings*, (A3-a) para el caso del panel completo y (A3-b) para el panel P3, ahora usando como cota de ordenamiento el total de

capacidad de bodega (en m³) seleccionado por los industriales en los 26 barcos de su elección (y comunes a nuestra base muestral). Siguiendo este criterio, nuestro modelo obtiene una ‘tasa de aciertos’ respecto al 77% de la capacidad de bodega total en nuestra base muestral (panel completo), o de 61% si consideramos la capacidad de bodega de todos los barcos tipo P3 que existen en nuestra base de estimación.

El grado parcial de *matchings* refleja limitaciones en nuestra base muestral. Los datos usados en nuestro estudio no agotan todas las variables de interés para explicar diferencias entre barcos respecto a sus niveles de eficiencia operacional. Un par de ejemplos:

- En Chile las cuotas de pesca asignadas a cada empresa no sólo están inicialmente definidas para un barco específico, sino además su uso está indisolublemente condicionado por las áreas de pesca y especies sobre las cuales cada barco posee autorización de pesca. En la pesquería bajo estudio, existen autorizaciones de pesca definidas para dos áreas: zonas entre las regiones V a IX, y zonas de pesca frente a la X región. La mayoría de los barcos seleccionados por la industria disponen de autorización para pescar jurel en *ambas* zonas. Esto entrega flexibilidad operacional a las empresas, al momento de decidir en qué áreas utilizar su cuota de pesca. Nuestros datos muestrales no nos permiten controlar por este efecto.
- Existen componentes de la ‘capacidad de pesca’ de cada barco que no están necesariamente correlacionados, menos en forma necesariamente monótonica, con el tamaño de bodega de cada embarcación, y cuyo efecto productivo por lo tanto no queda adecuadamente controlado en nuestras estimaciones. Es probable que los resultados poco claros logrados con la variable ‘experiencia pesquera’ reflejen que los efectos de este tipo de capital humano no están capturados con éxito en nuestro trabajo. Otro ejemplo es la creciente importancia que ha ido adquiriendo que los barcos en esta pesquería dispongan de ‘capacidad de frío’ a bordo. La creciente escasez del recurso pelágico ha promovido esfuerzos de inversión dirigidos a penetrar nuevos nichos de mercado (productos de consumo humano directo). En estos mercados, disponer de ‘capacidad de frío’ a bordo suele favorecer la competitividad externa del producto final. Es probable que esta consideración haya condicionando la selección de barcos realizada por los empresarios; esto es particularmente relevante para barcos que pertenecen al panel P3. Nuevamente nuestros datos no nos permiten controlar por este efecto.

7. Comentarios Finales

Entre los resultados más robustos de nuestro ejercicio de estimación están:

- (a) La forma funcional Cobb-Douglas se rechaza con claridad, a favor de una función tipo Translog.
- (b) Se confirman resultados previos respecto de la presencia de economías de escala en el nivel de uso de insumos variables (aproximado por las horas totales de pesca), como también una mayor sensibilidad de la “captura respecto de la biomasa disponible” en el caso de los barcos de menor tamaño (véase además Peña y Basch, 2000 y Peña, Basch y Vergara, 2002).
- (c) La antigüedad del barco muestra robustez estadística al explicar (correlación positiva con) los scores estimados de ineficiencia. Similar robustez estadística se obtiene con la variable esfuerzo pesquero (horas de pesca) al nivel de cada barco, y donde mayor nivel de esfuerzo se asocia en promedio con el logro de mayor eficiencia técnica. En contraste, la variable biomasa no muestra relevancia estadística directa al ser usada como variable explicativa para los scores estimados de ineficiencia.
- (d) La significancia de la dummy “año 1989” es reflejo de los intentos por consolidar ese año historiales de pesca, para acceder eventualmente a derechos de pesca.
- (e) Las variables agregadas al nivel de empresa controladora, usadas en el modelo para explicar las ineficiencias estimadas, obtienen clara significancia estadística respecto a su efecto conjunto. Dentro de este grupo de variables, el número de barcos bajo control de una misma empresa podría estar asociado a economías externas de búsqueda. Mientras que el nivel de uso dado a la capacidad total de pesca bajo control de una misma empresa podría estar asociado a deseconomías externas de producción al nivel de cada barco. El signo obtenido para estos dos efectos se repite al agregar para el total de la flota industrial en operación, aunque en este caso la robustez estadística de ambos efectos tiende a diluirse.
- (f) Entre el 80-90% de los residuos del modelo de estimación aparecen asociados al término de ineficiencia, lo que es reflejo de la dispersión existente en las productividades de pesca logradas por los barcos industriales en nuestra muestra. Complementaria a este diagnóstico es la significancia estadística obtenida para la segmentación de la muestra en tres categorías de tamaño de barco, definidas según tamaño de bodega. El grupo de barcos más grandes obtiene en promedio los mayores scores de eficiencia técnica, y a su vez muestra la menor dispersión de las eficiencias estimadas para barcos en una misma categoría de

tamaño. Por otro lado, los barcos de menor tamaño son los que presentan en promedio menores niveles de eficiencia, y a la vez mayor dispersión en las eficiencias estimadas para barcos en una misma categoría de tamaño. Los barcos más pequeños son también los que en promedio tienen mayor antigüedad.

Dos últimos comentarios más allá del presente ejercicio de estimación:

Primero, nuestras estimaciones confirman la presencia de importantes grados de heterogeneidad productiva, en términos de los rendimientos de pesca logrados por barcos industriales de distinto tamaño y capacidad de pesca. Es probable que esta heterogeneidad aumentaría en forma significativa si pudiéramos comparar rendimientos de pesca entre barcos industriales y artesanales. Las diferencias de productividad que existan entre uno y otro tipo de flota pesquera, constituyen una consideración de importancia al definir políticas de acceso a zonas donde exista competencia entre barcos industriales y artesanales. Un ejemplo es el caso de solicitudes de barcos industriales para pescar dentro de las primeras 5 millas desde la costa, las que por Ley constituyen hoy zonas de acceso preferencial para pescadores artesanales.³⁵ El negar a barcos industriales el acceso a estas zonas probablemente implica terminar produciendo a costos superiores por tonelada. Aquí el desafío consiste en consensuar formas de cooperación entre sectores industriales y artesanales tales que validen políticamente a los acuerdos logrados, y a la vez permitan reducir las pérdidas sociales asociadas a limitar la operación de unidades de pesca económicamente más eficientes.

Segundo, los resultados discutidos en este trabajo son condicionales a la metodología de estimación que hemos usado. En particular, hemos mencionado el riesgo de no consistencia en parte de nuestros estimadores, dadas las correlaciones observadas entre regresores usados en la frontera de producción y los residuos estimados de ineficiencia. Estimaciones en curso comparan los resultados logrados con la metodología usada en este trabajo, y los resultados según un modelo de estimación en base a efectos fijos. Un próximo paper analizará en forma comparada los resultados obtenidos con estas dos metodologías.

³⁵ En la pesquería bajo estudio, la pesca de anchoveta y sardina común constituye un ejemplo relevante de este tipo de situación.

Referencias

- Aigner, D., K. Lovell, y P. Schmidt (1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models," *Journal of Econometrics* 6: 21-37.
- Baltagi, B.H. (1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley, Chichester, UK.
- Battese, G., y T. Coelli (1988), " Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data," *Journal of Econometrics* 38: 387-399.
- Battese, G. y T. Coelli (1992), " Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India", *Journal of Productivity Analysis* 3:1/2 (June): 153-169.
- Battese. G. E., y T. J. Coelli (1995), "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data", *Empirical Economics*, 20, 325-332.
- Battese, G. E., and Broca, S.S. (1997), "Functional forms of stochastic frontier production functions and models for technical inefficiency effects: A comparative study for wheat farmers in Pakistan", *Journal of Productivity Analysis* 8, 395-414.
- Bauer, P.(1990), "Recent Developments in the Econometric Estimation of Frontiers", *Journal of Econometrics*, 46, 39-56.
- Beaton, A. E., y J. W. Tukey (1974), "The Fitting of Power Series, Meaning Polynomials, Illustrated on Band-Spectroscopic Data", *Technometrics*, 16:146-185.
- Coelli, T. (1995), "Estimators and Hypothesis Tests for a Stochastic Frontier Function: A Monte Carlo Analysis", *Journal of Productivity Analysis*, 6:4, 247-68.
- Cook, R. D.(1977), "Detection of Influential Observations in Linear Regression", *Technometrics*, 19:15-18.
- Cornwell, C., P. Schmidt y R.C. Sickles (1990), "Production Frontiers With Cross-sectional and Time-series Variation in Efficiency Levels", *Journal of Econometrics*, 46, 185-200.
- Davidson, J.H., D.H. Hendry, F. Srba, y S. Yeo (1978), "Econometric Modeling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers Expenditure and Income in the United Kingdom", *The Economic Journal* 88, 661-692.
- Farrell, M.(1957),"The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society*, 120(3), 253-281.
- Forsund, F.,C. Lovell, y P Schmidt (1980),"A Survey of Frontier Production Functions and of Their Relationship to Efficiency Measurement", *Journal of Econometrics*, 13, May, 5-25.
- Fried, H. O., C.A.K. Lovell, y S.S. Schmidt, eds. (1993), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*. New York: Oxford University Press.
- Greene, W. (1990), " A Gamma-Distributed Stochastic Frontier Model," *Journal of Econometrics* 46: 141-163.
- Griliches, Z. & J. Mairesse (1998). "Production Functions: The search for identification", en Griliches, Z. (ed.), *Practicing Econometrics: Essays in Method and Application*, Edward Elgar Publishing, Cheltenham, U.K.
- Gulland, J.A.,ed., (1988), *Fish Population Dynamics*, 2nd edition., Wiley,Chichester,UK.
- Hausman, J. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46, Nov., 1251-1272.
- Huang, C. J., y J. T. Liu (1994),"Estimation of a Non-Neutral Stochastic Frontier Production Function", *Journal of Productivity Analysis*, 5:2 (June), 171-180.
- Huber, P. J.(1964), "Robust Estimation of a Location Parameter", *Annals of Mathematical Statistics* 35: 73-101.

- Kalirajan, K.(1990),” On Measuring Economic Efficiency”, *Journal of Applied Econometrics*, 5(1),_75-86.
- Kirkley, J. E., D. Squires, y I. Strand (1995), “Assessing Technical Efficiency in Commercial Fisheries: The Mid-Atlantic Sea Scallop Fishery”, *American Journal of Agricultural Economics*, 77, August: 686-697.
- Kodde, D. A. y Palm, F. C. (1986), "Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions", *Econometrica* 54, 1243-1248.
- Kumbhakar, S. C., S. Ghosh, y J.T. McGuckin(1991), “A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U.S. Dairy Farms”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 9:3 (July), 279-286.
- Kumbhakar, S. (1990),” Production Frontiers and Panel Data, and Time Varying Technical Inefficiency,” *Journal of Econometrics* 46(1/2): 201-211.
- Mátyás, L. y P. Sevestre, eds. (1996), *The Econometrics of Panel Data*, Kluwer Academic Publishers, Netherlands.
- Meeusen, W., y J. van den Broeck (1977), “Efficiency Estimation from Cobb- Douglas Production Functions with Composed Error,” *International Economic Review* 18(2): 435-444.
- Lee, Y. H., y P. Schmidt (1993), “ A Production Frontier Model with Flexible Temporal Variation in Technical Inefficiency”, in Fried, H.O., C.A.K. Lovell y S.S.Schmidt (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Oxford University Press, New York, 237-255.
- Lundvall, K., y G. E. Battese (1998), “Firm Size, Age and Efficiency: Evidence from Kenyan manufacturing Firms”, *CEPA Working Papers N° 7/98*, Department of Econometrics, University of New England, Australia.
- Olley, S., y A. Pakes (1996), “Dynamic Behavioral Responses in Longitudinal Data Sets: Productivity in Telecommunications Equipment Industry”, *Working Paper*, Department of Economics, University of Wisconsin-Madison, Madison, WI.
- Peña-Torres, J. (1996). “Regulación Pesquera en Chile: una perspectiva histórica”, *Cuadernos de Economía* 100 (Diciembre): 367- 395
- Peña-Torres, J. (1997). “The Political Economy of Fishing Regulation: the case of Chile”, *Marine Resource Economics* 12(4): 239- 248
- Peña-Torres, J., y M. Basch (2000), “Harvesting in a Pelagic Fishery: The Case of Northern Chile”, *Annals of Operations Research* 94, 295-320.
- Peña Torres, J. (2002). ¿Privatizar el mar? ¿Subsidiar? o ¿Muerte anunciada de la pesca extractiva en Chile? Debates sobre Cuotas Individuales Transferibles, *Estudios Públicos*, por aparecer.
- Peña-Torres, J., S. Vergara y M. Basch (2002), ““Pesquerías Pelágicas en el Norte y Centro-Sur Chileno: Un estudio de funciones de captura usando estimaciones de panel”, *mimeo*
- Pitt, M., y L. Lee (1981), “The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry,” *Journal of Development Economics* 9: 43-64.
- Reifschneider, D., y R. Stevenson (1991), “Systematic Departures from the Frontier: A Framework for the Analysis of Firm Inefficiency,” *International Economic Review*, 32:3 (August), 715-723.
- Schmidt, P.(1985),”Frontier Production Functions: A Survey”, *Econometric Reviews*, 4, 367-374.
- Schmidt,P., y R.C. Sickles (1984), “Production Frontiers and Panel Data”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, 367-374.

- Serra, R., y P. Barría (1992), “Investigación y Estimación de la Captura Total Permisible para el Jurel Año 1992”, *Reporte Técnico, Instituto de Fomento Pesquero (IFOP)*, Valparaíso, Chile.
- Squires, D., R. Q. Grafton, M. F. Alam, y I. H. Omar (1998), “Where the Land Meets the Sea: Integrated Sustainable Fisheries Development and Artisanal Fishing”, *Working Paper 98-26*, University of California, San Diego.
- Stevenson, R. (1980),” Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation,” *Journal of Econometrics* 13(1): 58-66-
- Zellner, A., J. Kmenta, y J. Drèze(1966),”Specification and Estimation of Cobb-Douglas Production Function Models”, *Econometrica*, 34, 784-795.

**Cuadro #4: Resultados Estimación Modelo Frontera Estocástica
(Máxima Verosimilitud, Efectos Aleatorios)**

<i>Variables</i>	<i>P1</i>	<i>P2</i>	<i>P3</i>	<i>Panel completo</i>
Constante	534.57 (537.1)*	411.71 (3.56)*	2863.1 (2873.0)*	491.71 (493.9)*
Biomasa (b)	-65.78 (-91.5)*	-48.59 (-3.68)*	-324.0 (-446.8)*	-63.46 (-98.7)*
Capacidad bodega (h _i)	-2.18 (-2.25)*	1.56 (0.36)	-64.2 (-67.07)*	3.42 (3.58)*
Esfuerzo (e _i)	7.66 (8.2)*	-3.26 (-0.77)	32.07 (34.28)*	7.63 (8.34)*
Antigüedad (g _i)	-5.48 (-5.5)*	-1.62 (-0.56)	9.26 (9.30)*	-0.75 (-0.77)
Experiencia (x _i)	-0.72 (-0.79)	1.18 (0.48)	-5.23 (-5.90)*	-0.67 (-1.27)
Tendencia (T)	-0.07 (-0.11)	-0.73 (-1.01)	-26.42 (-26.88)*	0.76 (2.18)*
b ²	2.03 (38.1)*	1.52 (3.96)*	9.35 (56.86)*	2.07 (57.1)*
h _i ²	0.55 (3.63)*	0.06 (0.28)	1.53 (2.20)*	-0.10 (-2.67)*
e _i ²	-0.17 (-3.65)*	0.03 (0.2)	-0.24 (-2.25)*	-0.14 (-3.06)*
g _i ²	-0.04 (-0.13)	0.00 (-0.02)	-0.04 (-1.51)	-0.03 (-2.6)*
x _i ²	0.04 (1.96)*	0.02 (0.69)	0.01 (1.12)	0.00 (0.15)
T ²	-0.01 (-1.46)	0.01 (2.06)*	0.04 (3.65)*	-0.01 (-2.21)*
b*h _i	-0.10 (-0.42)	-0.23 (-1.04)	2.51 (3.95)*	-0.32 (-5.44)*
b*e _i	-0.33 (-2.84)*	0.06 (0.28)	-1.43 (-4.74)*	-0.44 (-7.67)*
b*g _i	0.55 (3.22)*	0.19 (1.11)	-0.45 (-4.73)*	0.07 (1.21)
b*x _i	0.03 (0.53)	-0.13 (-0.91)	0.20 (2.66)*	0.03 (1.1)
b*T	0.01 (0.34)	0.06 (1.3)	1.52 (15.75)*	0.00 (0.08)
h _i *e _i	0.17 (1.3)	0.26 (1.62)	-0.27 (-0.36)	0.51 (9.1)*
h _i *g _i	-0.69 (0.83)	-0.22 (-1.91) ⁺⁺	-0.11 (-0.61)	-0.07 (-1.92) ⁺⁺
h _i *x _i	-0.02 (-0.21)	0.05 (0.6)	0.21 (1.77) ⁺⁺	0.01 (0.54)
h _i *T	-0.03 (-0.6)	0.03 (1.27)	0.45 (2.52)*	-0.01 (-1.12)
e _i *g _i	0.19 (0.46)	-0.01 (-0.1)	-0.09 (-1.90) ⁺⁺	0.01 (0.19)
e _i *x _i	-0.02 (-0.35)	0.07 (0.86)	0.02 (0.41)	0.01 (0.75)
e _i *T	-0.05 (-2.28)*	-0.01 (-0.53)	-0.32 (-9.21)*	-0.08 (-8.79)*
g _i *x _i	-0.13 (-1.04)	-0.04 (-0.51)	0.00 (-0.28)	0.00 (0.46)
g _i *T	0.14 (2.06)*	0.07 (3.22)*	-0.05 (-2.66)*	0.02 (2.87)*
x _i *T	0.01 (0.87)	-0.05 (-2.95)*	0.03 (2.57)*	-0.00 (-1.54)

Modelo para las ineficiencias estimadas \hat{u}_{it} :

	<i>P1</i>	<i>P2</i>	<i>P3</i>	<i>Panel completo</i>
Constante	0.05 (0.05)	1.19 (0.16)	0.07 (0.07)	0.36 (0.36)
Acarreo empresa (a^j)	0.25 (2.17)*	0.15 (1.71) ⁺⁺	-0.43 (-1.69) ⁺⁺	0.2 (2.13)*
Cap. bodega empresa (h^j)	-0.52 (-3.22)*	-0.01 (-0.09)	0.96 (2.84)*	-0.09 (-0.67)
No. barcos empresa (n^j)	0.33 (2.29)*	-0.24 (-2.75)*	-0.49 (-2.78)*	-0.24 (-3.45)*
Acarreo total industria (a^j)	0.36 (1.39)	0.48 (1.66) ⁺⁺	0.06 (0.24)	0.5 (3.39)*
No. barcos industria (n^j)	-1.46 (-2.27)*	-0.44 (-0.81)	0.04 (0.04)	-1.4 (-3.94)*
Antigüedad (g_i)	1.96 (4.1)*	0.37 (3.52)*	0.12 (1.41)	0.16 (3.78)*
Experiencia (x_i)	0.00 (0.07)	-0.29 (-3.5)*	0.07 (1.58)	0.02 (0.68)
Biomasa (b)	0.05 (0.29)	0.01 (0.03)	-0.12 (-0.51)	0.13 (1.35)
Esfuerzo (e_i)	-0.92 (-6.74)*	-0.92 (-3.75)*	-0.06 (-0.28)	-0.98 (-11.76)*
D 87	0.05 (0.25)	0.01 (0.07)	.	-0.04 (-0.37)
D 88	0.33 (2.06)*	-0.12 (-0.85)	.	-0.02 (-0.19)
D 89	-0.77 (-3.25)*	-0.38 (-2.21)*	0.35 (0.81)	-0.47 (-3.76)*
D 90	0.26 (2.01)*	0.08 (0.77)	0.23 (0.87)	0.3 (3.93)*
Parámetros				
No. total observaciones	391	707	149	1255
$\sigma_s^2 = \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2$	0.16 (12.1)	0.12 (8.28)	0.07 (10.9)	0.21 (17.8)
$\gamma = \sigma_\mu^2 / \sigma_s^2$	0.82 (19.8)	0.9 (36.5)	0.88 (16.36)	0.88 (49.06)
Log-likelihood	-71.7	-2.9	47.5	-198.7
ETM (eficiencia media)	0.66	0.68	0.80	0.72
Valor Mínimo	0.11	0.05	0.57	0.11
Valor Máximo	0.96	0.97	0.97	0.96

Notas: en parentesis los valores del estadístico t; *, significativo al 95% de confianza, ⁺⁺: significativo sólo al 90% de confianza; $ETM = \sum_{it} \exp(-u_{it}) / (NT)$

**Anexo #1: Modelo Previo a resultados en Cuadro #4
(Máxima Verosimilitud, Efectos Aleatorios)**

<i>Variables</i>	<i>P1</i>	<i>P2</i>	<i>P3</i>	<i>Panel completo</i>
Constante	536.18* (467.1)	341.52* (4.01)	1733.03* (1738.9)	491.7* (493.9)
Biomasa (b)	-61.18* (-35.17)	-43.12* (-3.89)	-182.39* (-250.98)	-63.49* (-98.32)
Capacidad bodega (h _i)	-3.87* (-2.52)	4.99 (1.23)	-98.13* (-102.4)	3.51* (3.82)
Esfuerzo (e _i)	-2.86 (-0.81)	5.39 (0.99)	45.43* (48.45)	7.62 (8.33)
Antigüedad (g _i)	8.55 (1.72)	-0.88 (-0.22)	5.45* (5.42)	-0.75 (-0.77)
Experiencia (x _i)	-2.38 (-1.75)	-0.01 (-0.90)	-7.03* (-7.99)	-0.67 (-1.32)
Tendencia (T)	-1.03 (-1.27)	0.08 (0.07)	-14.84* (-12.74)	0.77 (2.25)
b ²	1.79* (17.9)	1.59* (4.12)	4.89* (29.87)	2.07* (56.69)
h _i ²	0.59* (2.12)	-0.14 (-0.67)	1.39 (1.81)	-0.10* (-2.82)
e _i ²	0.03 (0.21)	-0.03 (-0.31)	-0.00 (-0.03)	-0.13* (2.87)
g _i ²	0.39 (1.33)	-0.03* (-2.22)	-0.05 (-1.86)	-0.03* (-2.55)
x _i ²	0.05* (2.82)	-0.01* (-2.55)	0.01 (1.65)	-0.00 (-0.19)
T ²	0.00 (-0.47)	0.01 (-0.08)	0.03 (1.94)	-0.01 (-2.27)
b*h _i	-0.08 (-0.37)	-0.27 (-1.39)	4.79* (7.29)	-0.33 (-5.47)
b*e _i	0.14 (0.69)	-0.21* (-2.15)	-2.28* (-9.23)	-0.45 (-7.76)
b*g _i	0.07 (0.26)	0.01 (1.01)	-0.24* (-2.58)	0.07 (1.24)
b*x _i	0.08 (1.08)	0.00 (0.08)	0.32* (4.28)	0.03 (1.15)
b*T	0.05 (1.17)	0.01 (0.38)	0.74* (7.61)	0.00 (0.03)
h _i *e _i	0.22 (0.96)	0.40* (2.85)	-0.66 (-1.1)	0.51* (8.96)
h _i *g _i	-0.68 (-1.03)	-0.17* (-3.43)	-0.08 (-0.41)	-0.08* (-1.98)
h _i *x _i	0.03 (0.33)	-0.05 (-1.44)	0.17 (1.45)	0.01 (0.50)
h _i *T	-0.01 (-0.26)	0.09* (3.99)	0.81* (4.88)	-0.01 (-1.16)
e _i *g _i	-0.58 (-1.37)	0.02 (0.91)	-0.07 (-1.23)	0.00 (0.09)
e _i *x _i	0.05 (0.82)	0.09 (2.01)	0.00 (0.03)	0.01 (0.78)
e _i *T	-0.01 (-0.35)	-0.04* (-3.9)	-0.45* (-6.29)	-0.08* (-8.59)
g _i *x _i	-0.28* (-2.21)	0.01 (1.11)	0.00 (-0.3)	0.00 (0.52)
g _i *T	0.07 (0.94)	0.07* (4.22)	-0.02 (-0.85)	0.02* (2.94)
x _i *T	0.01 (1.28)	0.00 (-0.07)	0.05* (4.01)	-0.00 (-1.54)

Modelo para las ineficiencias estimadas \hat{u}_{it} :

	<i>P1</i>	<i>P2</i>	<i>P3</i>	<i>Panel completo</i>
Constante	22.10* (2.91)	2.99 (0.66)	0.08 (0.08)	0.36 (0.37)
Acarreo empresa (a^j)	-0.02 (-0.36)	0.33* (3.55)	0.00 (0.00)	0.14* (3.46)
Número barcos empresa (n^j)	0.09 (0.88)	-0.23* (-3.01)	-0.04 (-0.37)	-0.25* (-4.26)
Acarreo total industria (a^j)	0.03 (0.12)	0.02 (0.07)	0.05 (0.19)	0.50* (3.40)
Número barcos industria (n^j)	-1.53* (-3.3)	-0.09 (-0.01)	1.33 (1.26)	-1.44* (-3.99)
Antigüedad (g_i)	2.32* (10.14)	0.07 (1.41)	0.12 (1.4)	0.16 (3.76)
Experiencia (x_i)	-0.18* (-2.35)	-0.04 (-1.33)	0.05 (1.09)	0.01 (0.53)
Biomasa (b)	-0.48 (-1.64)	0.09 (0.25)	-0.19 (-0.58)	0.14 (1.52)
Esfuerzo (e_i)	-1.51* (-5.34)	-0.94* (-4.76)	-0.68* (-3.55)	-0.97* (-11.90)
D 87	-0.03 (-0.19)	-0.01 (-0.07)	-	-0.05 (-0.40)
D 88	0.19 (1.4)	-0.28 (-1.01)	-	-0.01 (-0.10)
D 89	-0.69* (-3.86)	-0.61* (-2.33)	0.98* (1.99)	-0.46* (-3.53)
D 90	0.16 (1.41)	0.17 (1.35)	0.18 (0.65)	0.30 (3.88)
Parámetros				
$\sigma_s^2 = \sigma^2 + \sigma_v^2$	0.14 (10.39)	0.16 (5.79)	0.06 (7.59)	0.21 (18.28)
$\gamma = \sigma^2 / (\sigma^2 + \sigma_v^2)$	0.82 (20.79)	0.90 (48.99)	0.75 (5.47)	0.88 (54.84)
Log-likelihood	-74.01	-2.98	45.06	-200.9
Eficiencia técnica media	0.59	0.72	0.77	0.71

*: significativo al 95%

Usamos tests (asintóticos) de razón de verosimilitud para comparar este modelo con el del Cuadro #4, para el caso de cada panel. La hipótesis nula es que el coeficiente de la variable h^j es igual a cero, i.e. no se puede rechazar el modelo restringido reportado en este Anexo. Al 90% y al 95% de confianza se rechaza la hipótesis nula en 3 de los 4 paneles; la excepción es P2.

	Estadígrafo	Valor Crítico (al 90%)	Valor Crítico (al 95%)
P1	4.62	2.71 $\rightarrow H_0 : R$	3.84 $\rightarrow H_0 : R$
P2	0.16	2.71 $\rightarrow H_0 : N$	3.84 $\rightarrow H_0 : N$
P3	4.88	2.71 $\rightarrow H_0 : R$	3.84 $\rightarrow H_0 : R$
Panel completo	4.4	2.71 $\rightarrow H_0 : R$	3.84 $\rightarrow H_0 : R$

R: rechazo; N: no se puede rechazar H_0

**Anexo # 2: Barcos seleccionados por la industria para operar durante el año 2001
(y que a la vez están en nuestra base de datos 1985-95)^c**

Barco	(1) Panel	(2) empresa que controla	(3) Con Asociac?	(4) Año de Construc.	(5) ^a Score de Eficiencia	(6) Capac. Bodega	(7) Autorización Para:		(8) ^a Días de pesca por año
							V-IX	X	
1	2	E1	No	1992	0.94	750	✓	No	177
2	2	E2	Si	1991	0.92	650	✓	✓	229
3	2	E3	No	1967	0.88	710	✓	✓	145
4	2	E4	No	1993	0.84	700	✓	✓	110
5	2	E5	Si	1993	0.83	700	✓	✓	212
6	2	E6	No	1992	0.82	710	✓	✓	159
Promedio P2 ^a				1974	0.68				144
Mínimo ^a				1942	0.05				30
Máximo ^a				1993	0.96				253
1	3	E7	No	1979	0.95	1255	✓	✓	161
2	3	E8	No	1978	0.94	1300	✓	✓	193
3	3	E8	No	1979	0.92	970	✓	✓	148
4	3	E9	No	1993	0.91	1000	✓	✓	165
5	3	E10	Si	1992	0.91	710	✓	✓	176
6	3	E3	No	1993	0.86	910	✓	✓	178
7	3	E11	No	1993	0.86	1000	✓	No	147
8	3	E10	Si	1993	0.86	850	✓	✓	197
9	3	E12	No	1994	0.83 ^b	1200	✓	✓	213 ^b
10	3	E13	No	1978	0.81	1000	✓	✓	182
11	3	E14	No	1992	0.80	850	✓	✓	180
12	3	E15	No	1993	0.79	1000	✓	✓	126
13	3	E13	No	1977	0.78	1200	✓	✓	162
14	3	E3	No	1967	0.76	1000	✓	✓	187
15	3	E16	No	1976	0.75	1700	✓	No	200
16	3	E6	No	1990	0.74	960	✓	✓	243
17	3	E2	Si	1978	0.73	910	✓	✓	184
18	3	E6	No	1993	0.67	1065	✓	✓	158
19	3	E8	No	1993	0.64	1200	✓	✓	171
20	3	E13	No	1978	0.60	850	✓	✓	102
Promedio P3				1981	0.80				166
Mínimo ^a				1950	0.57				31
Máximo ^a				1994	0.96				253

^a/ Promedio 1994 y 1995.

^b/ Calculo utilizando información de 1995. Esta embarcación fue construida en 1994 y sólo en 1995 tuvo plena capacidad de operaciones.

^c/ Esta selección es válida por un año, y corresponde a la efectuada por los industriales a inicios del año 2001, recién implementada la nueva Ley Transitoria. Las naves que son seleccionadas para operar durante cada año (pagando por lo tanto patente anual respecto de ellas) pueden ser reemplazadas en cada año pesquero tantas veces como el industrial desee.

Anexo #3:
Matrices de matchings (según capacidad de bodega en cada categoría)*

(A3-a): Panel Completo

<i>Selección de Empresarios:</i>	<i>Selección según modelo:</i>		Total de m ³
	EFI	NO-EFI	
Seleccionados (S)	12.900 (N=14) (12,2%)	12.250 (N=12) (11,6%)	25.150 (N=26)
No seleccionados (NS)	12.250 (N= 21) (11,6%)	68.016 (N=157) (64,6%)	80.266 (N=178)
Total de m ³	25.150 (N=35)	80.266 (N=169)	105.416 (N=204)

*: los números indican total de m³ en cada categoría y el % correspondiente respecto al total de m³ en la base muestral

Los 26 barcos elegidos por los industriales, y que a la vez están en nuestra base de datos, suman una capacidad de bodega total de 25150 m³. Los 178 barcos restantes en nuestra base de datos suman 80266 m³. Si ahora usamos el ranking de barcos ordenados según las eficiencias estimadas por nuestro modelo, los 25150 m³ elegidos por los industriales se completan seleccionando los 35 primeros barcos con los mayores scores de eficiencia. De estos 35 barcos, 14 coinciden con barcos elegidos por los empresarios, sumando 12900 m³ de bodega. Los 21 barcos restantes suman 12250 m³. Por otro lado, los restantes 12 barcos seleccionados por los industriales obtienen scores por debajo de la posición 35 según las eficiencias estimadas por nuestro modelo. Asimismo, 157 barcos de nuestra muestra no son seleccionados por los empresarios y a la vez obtienen scores de eficiencia según nuestro modelo por debajo de la posición 35. Estos 157 barcos representan el 64,6% de la capacidad de bodega total en nuestra base muestral. Así, la tasa de aciertos en este caso es del 76.8% de la capacidad de bodega total de todos los barcos en nuestra muestra.

(A3-b): Ordenamiento según estimación para subpanel P3

<i>Selección de Empresarios:</i>	<i>Selección según modelo:</i>		Total de m ³
	EFI	NO-EFI	
S	12.535 (N=12) (29.4%)	8.395 (N=8) (19,7%)	20.930 (N=20)
NS	8.395 (N=9) (19,7%)	13.249 (N=14) (31,2%)	21.644 (N=23)
Total de m ³	20.930 (N=21)	21.644 (N=22)	42.574 (N=43)

Los 20 barcos tipo P3 elegidos por los industriales suman capacidad de bodega por 20930 m³. Esta capacidad de bodega se completa con los primeros 21 barcos que obtienen mayores scores de eficiencia según nuestro modelo. De estos 21 barcos, 12 coinciden con barcos elegidos por la industria, agrupando 12535 m³ de bodega (29.4% del bodegaje total representado por barcos tipo P3 en nuestra base muestral). Por otro lado, de los 23 barcos no elegidos por la industria y que son del tipo P3 y están en nuestra muestra, 14 obtienen scores de eficiencia por debajo de la posición 21. Así, la tasa de aciertos en este caso es del 61% de la capacidad de bodega total de barcos tipo P3 que están en nuestra muestra.

Anexo #4: Resumen de Variables (valores por barco)

	P1	P2	P3
1. Captura Anual (tons.)			
Promedio muestral	7719.4	22175.1	38888.0
Desviacion St. (Dv. St.)	5021.3	11341.7	15527.1
Valor Mínimo (Min)	564.1	717	3543
Valor Máximo (Max)	25072	62297	71912
2. Días totales de pesca (No.)	97.7	144.2	165.5
Promedio muestral	39.1	46.2	48.0
Dv. St.	30.5	30.2	30.7
Min	200.9	253.3	252.0
Max			
2. Antigüedad (años)			
Promedio muestral	23.6	16.9	12.4
Dv. St	4.9	11.5	11.7
Min	6	1	1
Max	41	54	46
3. Experiencia (índice) ¹			
Promedio muestral	100	122.1	80.3
Dv. St.	81.5	128.8	104.5
Min	6.8	0.35	0.5
Max	361.6	615.2	490.9

¹/ Índice: valor promedio subpanel 1 =100