
DETERMINANTES EN EL CONSUMO DE ATÚN EN MÉXICO

APLICANDO MODELOS DE ELECCIÓN ORDENADA

Marco A. Almendarez-Hernández, Gerzain Avilés-Polanco, Luis F. Beltrán-Morales y Mónica Pérez-Ramírez

RESUMEN

En este trabajo se evalúan los determinantes de la frecuencia en el consumo de pescado (atún) en dos ciudades costeras del Noroeste de México empleando datos registrados a través de encuesta cara-a-cara. Después de los ajustes con los criterios de información de Akaike y Bayesiano (AIC y BIC), fue aplicado el modelo probit ordenado con 364 observaciones. Los resultados muestran que la mayoría de los encuestados (74%) cuenta con instrucción escolar post-secundaria y más del 35% reconoce las etiquetas ecológicas ('orgánico' y 'libre de delfín') como un atributo de calidad del producto. El nivel de ingreso, la ocupación del consumidor y el conocimiento sobre eco-etiquetas son factores determinantes en la demanda de atún, mientras que el pre-

cio no fue significativo. El estudio sugiere que los consumidores que prefieren atún enlatado disminuyen su demanda respecto con los individuos que optan por atún fresco. La baja adquisición del producto enlatado está relacionada con los gustos y preferencias; no obstante, los consumidores informados sobre la eco-etiqueta libre de delfín son más propensos a adquirir el atún enlatado. Al igual que sugieren estudios en otros países, proveer información clara del impacto ambiental del producto podría aumentar la conciencia del consumidor y constituirse en una estrategia de mercado de pescado con etiqueta ecológica. Los resultados y sus implicaciones podrían ser empleados para el desarrollo futuro de políticas de comercialización de atún en México.

Introducción

Los productos pesqueros constituyen una significativa fuente de proteína. A nivel mundial, en las últimas dos décadas el consumo de pescado se ha intensificado al incluirse en la dieta por

considerarlo benéfico para la salud y/o fuente inmediata nutricional (pesca de subsistencia) (FAO, 2012). Sin embargo, el consumo per cápita presenta variaciones entre países, siendo afectado por el crecimiento demográfico, el crecimiento económico y

algunos factores sociales (p.ej. consumo tradicional). Otros factores son las preferencias por ciertas especies, el desarrollo y nivel de complejidad de las estructuras de producción, elaboración, distribución y comercialización (Westlund, 1995). A nivel regional, el

consumo de pescado puede diferir considerablemente entre localidades y/o grupos poblacionales (Westlund, 1995).

La pesquería de atún aleta amarilla (*Thunnus albacares* Bonaterre 1788), atún aleta azul (*T. thynnus* L. 1758) y albacora (*T. alalunga* Bonaterre 1788) es

PALABRAS CLAVE / Atún Enlatado / Eco-Etiquetado / Frecuencia de Consumo / Libre de Delfín / *Thunnus* /

Recibido: 07/05/2014. Modificado: 07/05/2015. Aceptado: 10/05/2015.

Marco A. Almendarez-Hernández. Doctor en Ciencias Marinas y Costeras, Universidad Autónoma de Baja California Sur (UABCS), México. Profesor-Investigador, UABCS. Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste (CIBNOR),

México. e-mail: malmendarez@cibnor.mx
Gerzain Avilés-Polanco. Doctor en Ciencias en el Uso, Manejo y Preservación de los Recursos Naturales, CIBNOR, México. Profesor-Investigador, UABCS, México. e-mail: gaviles@uabcs.mx

Luis F. Beltrán-Morales. Doctor en Ciencias Ambientales, Centro EULA, Universidad de Concepción, Chile. Investigador, CIBNOR, México. Dirección: Instituto Politécnico Nacional 195, Col. Playa Palo de Santa Rita Sur CP 23096. La Paz BCS,

México. e-mail: lbeltran04@cibnor.mx
Mónica Pérez-Ramírez. Doctora en Ciencias, CIBNOR, México. Investigadora, Centro de Investigación Científica de Yucatán (CICY-CONACYT), México. e-mail: monica.perez@cicy.mx

DETERMINANTS OF TUNA FISH CONSUMPTION IN MEXICO BY USING ORDERED RESPONSE MODELS

Marco A. Almendarez-Hernández, Gerzain Avilés-Polanco, Luis F. Beltrán-Morales and Mónica Pérez-Ramírez

SUMMARY

In this work, frequency determinants of tuna fish consumption in two coastal cities of northwestern Mexico are evaluated using data registered through face-to-face surveys. After the adjustments with Akaike and Bayesian information criterion (AIC and BIC), the ordered probit model was applied arranged with 364 observations. The results showed that the majority of those surveyed (74%) have post-secondary education and more than 35% recognize eco-labels ('organic' and 'dolphin-safe') as a quality attribute of the product. The income level, consumer occupation, and knowledge about eco-labels are determining factors in tuna fish demand while price was not significant.

The study suggests that consumers who prefer canned tuna fish decreased their demand compared with those who opt for fresh tuna fish. The low purchase of canned product is related to tastes and preferences; nonetheless, the consumers informed on the dolphin-safe eco-label have a higher propensity to buy canned tuna fish. Just as studies in other countries suggest, providing clear information on the environmental impact of the product could raise awareness of the consumer and form part of a marketing strategy for fish with eco-label. The results and their implications could be employed for future commercialization policies of tuna fish in Mexico.

DETERMINANTES NO CONSUMO DE ATÚM NO MÉXICO APLICANDO MODELOS DE ELEIÇÃO ORDENADA

Marco A. Almendarez-Hernández, Gerzain Avilés-Polanco, Luis F. Beltrán-Morales e Mónica Pérez-Ramírez

RESUMO

Neste trabalho se avaliam os determinantes da frequência no consumo de peixe (atum) em duas cidades costeiras do Nordeste do México empregando dados registrados a través de pesquisas cara-a-cara. Depois dos ajustes com os critérios de informação de Akaike e de Bayesiano (AIC e BIC), foi aplicado o modelo probit ordenado com 364 observações. Os resultados mostram que a maioria dos entrevistados (74%) possui instrução pós-secundário e mais de 35% reconhece os rótulos ecológicos ('orgânico' e 'livre de golfinho') como um atributo de qualidade do produto. O nível de ingresso, a ocupação do consumidor e o conhecimento sobre selos verde são fatores determinantes na procura por atum, enquanto que o preço não foi significativo.

O estudo sugere que os consumidores que preferem atum enlatado diminuem sua procura em relação com os indivíduos que optam por atum fresco. A baixa aquisição do produto enlatado está relacionada com os gostos e preferências; no entanto, os consumidores informados sobre o selo verde livre de golfinho são mais propensos a adquirir o atum enlatado. Igual ao que sugerem estudos em outros países, prover informação clara do impacto ambiental do produto poderia aumentar a consciência do consumidor e constituir-se em uma estratégia de mercado de peixe com rótulo ecológico. Os resultados e suas implicações poderiam ser utilizados para o desenvolvimento futuro de políticas de comercialização de atum no México.

una de las más productivas en México, con 120.000t anuales, de las cuales 11% son exportadas a Japón en presentación fresco/congelado, 9% se destina a otros países y cerca del 80% es vendido en el mercado local (CONAPESCA, 2010) donde el consumo per cápita de pescado es ~10kg (FAO, 2012). A nivel nacional no existen evaluaciones econométricas de los determinantes de la frecuencia en el consumo de atún, sólo se cuenta con estudios que impactan en el gasto de los consumidores (Vázquez y Villezca, 2000; Villezca y Martínez, 2002) y con estadísticas registradas por agencias gubernamentales, por lo que contar con modelos econométricos podría facilitar la toma de decisiones potenciando un segmento específico de mercado.

La tendencia de exportación del atún mexicano ha

presentado amplias variaciones desde 1990, a partir del embargo impuesto a la industria atunera mexicana por parte del gobierno de EEUU. El embargo fue sustentado con la disminución poblacional de delfines (*Stenella longirostris* Gray, 1828) asociados a la pesca de atún con redes de cerco en el Pacífico tropical. La organización no gubernamental *Earth Island Institute* y el gobierno de EEUU impulsaron el concepto 'libre de delfín' (*dolphin safe*) en el mercado de EEUU, imponiendo embargos a las importaciones de atún mexicanas y de países intermediarios que no portaran una etiqueta con dicha leyenda (Brown, 2005). En 2002, el Departamento de Comercio de EEUU finalizó la prohibición, levantado el embargo atunero. Desde 2001, los

productos de atún capturado por países miembros de la Comisión Interamericana del Atún Tropical (IATTC, por sus siglas en inglés), entre ellos México, portan una eco-etiqueta con la leyenda 'libre de delfín' (Ward, 2008).

El término eco-etiqueta es empleado para designar etiquetas que proporcionan información al consumidor sobre las implicaciones ambientales asociadas a un producto determinado. Las eco-etiquetas empleadas en este estudio ('orgánico' y 'libre de delfín') se refieren a los impactos ambientales generados en el origen y producción. La eco-etiqueta 'orgánico' define a productos de origen vegetal y animal mientras que la 'libre de delfín' aparece en los enlatados de atún. Ambas han sido propagadas en el mercado mundial pero la 'libre de

delfín' ha sido utilizada sin un sistema estandarizado (Ward, 2008).

Factores que afectan el consumo de pescado

La literatura sobre los determinantes del consumo de pescados y mariscos emplea diferentes técnicas de estimación, tales como regresión con mínimos cuadrados, modelos de opción discreta-continua, series de tiempo, panel de datos, análisis multivariado y modelos de elección ordenada. Los principales determinantes son aspectos sociodemográficos y creencias del consumidor, así como el origen, presentación y precio del pescado. Entre las estimaciones con regresión, Weinstein *et al.* (1999) reportan que a mayor nivel educativo incrementa el consumo de pescado. Además,

el sabor y la creencia de que el pescado es nutritivo estuvieron positivamente relacionados con mayor consumo. Otros determinantes son la edad de los consumidores, dado que a mayor edad disminuye la frecuencia de consumo (Tsai *et al.*, 2006) y el origen del pescado, ya que los entrevistados prefieren pescado capturado sobre productos cultivados (Hall y Amberg, 2013).

Empleando modelos de opción discreta-continua, Myrland *et al.* (2000) argumentan que el mayor número de integrantes en el hogar y la presencia de infantes determinan mayor consumo de pescado. Trondsen *et al.* (2004) encuentran que a mayor ingreso del consumidor, incrementa su consumo de pescado. Mientras que la presentación 'fresco' es un determinante en la demanda de pescado y mariscos (Davidson *et al.*, 2012; Loose *et al.*, 2013). Estudios con series de tiempo y panel de datos revelan que el precio de los productos pesqueros es un determinante en el consumo de diferentes especies (Ali, 2005; Nielsen *et al.*, 2011). Otros trabajos con análisis multivariado sugieren que los principales determinantes en la demanda de pescado son las características de calidad del producto (De Pelsmacker y Janssens, 2006; Cardoso *et al.*, 2013) y beneficios relacionados con su consumo (Verbeke y Vackier, 2005; Arvanitoyannis *et al.*, 2006; Pieniak *et al.*, 2010). Respecto a atún eco-etiquetado, existe evidencia de que la eco-etiqueta 'libre de delfín' incrementó la cuota de mercado de atún enlatado en EEUU, considerando que los consumidores perciben la presencia de la eco-etiqueta con la protección de los delfines (Teisl *et al.*, 2002, 2008).

Materiales y Métodos

Diseño y aplicación de la encuesta

Se consideró el método encuesta por clientela, que consiste en localizar al consumidor real o potencial de productos pesqueros, asumiendo que

la selección de los sujetos de estudio se hace en función de su presencia o no en un lugar y un momento determinados (Xu *et al.*, 2012). La encuesta fue aplicada cara a cara en las inmediaciones de los tres principales supermercados en las Ciudades de La Paz y Los Cabos, Baja California Sur, México, en julio 2011. Se incluyeron 15 preguntas abordando los tópicos: A) patrón de consumo de pescado; B) conocimiento sobre etiquetas ecológicas; y C) aspectos demográficos. La encuesta estipuló carácter anónimo y participación voluntaria, y no fueron incluidos nombres de productos, marcas o tiendas. Para garantizar que los participantes fuesen consumidores de pescado, la primera pregunta fue un filtro. Sólo se consideraron personas mayores de 18 años. El tamaño muestral se determinó a partir del tamaño poblacional registrado por una agencia de gobierno mexicana (IFE, 2011) para las ciudades mencionadas y la fórmula para poblaciones infinitas (>100000 habitantes):

$$n = Z^2 \times p \times q / e^2$$

donde n : tamaño muestral; Z : valor probabilístico correspondiente a la distribución de Gauss (cuando $\alpha = 0,05$, $Z = 1,96$); p : prevalencia del parámetro a evaluar ($p = 0,5$; $q = 0,5$).

Modelos de elección ordenada y selección de variables

Para estimar los determinantes del consumo de pescado cuando la variable dependiente expresada en un conjunto de alternativas se basa en las preferencias de los individuos siguiendo un orden de utilidad, se sugiere el uso de modelos de respuesta ordenados (Maddala, 1983; Greene, 2003; Cameron y Trivedi, 2005). En este estudio, la frecuencia en el consumo de atún es una variable endógena de carácter ordinal y por ende se estima con modelos de respuesta ordenada. La primera variable dependiente ordenada comprende cuatro categorías.

Las variables explicativas que están relacionadas con la variable explicada incluidas en el modelo son edad, ocupación, ingreso, entidad de origen (Baja California Sur, resto del país o extranjero), lugar donde comúnmente compra el pescado y presentación de pescado que consume con mayor frecuencia.

Adicionalmente fueron consideradas las variables independientes: 1) conocimiento del individuo sobre la etiqueta de producto 'orgánico' y 2) conocimiento del individuo sobre la etiqueta 'libre de delfín', como indicadoras del grado de familiaridad del consumidor sobre el impacto de un producto en el ambiente. Este es el primer estudio que considera estas variables como determinantes del consumo de pescado en el mercado. El modelo supone que la variable dependiente observada (y), es explicada mediante una variable latente no observada determinada con la ecuación

$$y_i^* = x_i \beta + \varepsilon_i = z_i + \mu_i$$

donde x : matriz de tamaño $n \times k$ que contiene variables independientes sin intercepto, β : vector de parámetros desconocidos de tamaño $k \times 1$, ε_i : término de perturbación aleatoria independiente e idénticamente distribuida con media cero. El subíndice i indica la observación del i -ésimo individuo. La variable respuesta es una variable categórica ordenada que toma $J+1$ resultados posibles codificados en un orden. Si los valores observados de la variable ordinal son generados de y_i^* en relación con los umbrales o puntos de corte μ_j , se expresan así:

- $$y_i \left\{ \begin{array}{l} 1. \text{ Una vez al mes} \\ \quad \text{si } y_i^* < \mu_1 \\ 2. \text{ Dos veces al mes} \\ \quad \text{si } \mu_1 \leq y_i^* < \mu_2 \\ 3. \text{ Cuatro veces al mes} \\ \quad \text{si } \mu_2 \leq y_i^* < \mu_3 \\ 4. \text{ Más de ocho veces al mes} \\ \quad \text{si } y_i^* > \mu_3 \end{array} \right.$$

donde los umbrales son parámetros desconocidos a estimar y tienen que satisfacer la condición $\forall j \in J: \mu_{j+1} > \mu_j$ para que los intervalos estén bien definidos; además μ_j abarca el conjunto de números reales, siendo $\mu_0 = -\infty$ y $\mu_J = +\infty$. Acorde a la definición realizada para la variable endógena, valores altos significan una mayor frecuencia en el consumo de atún.

Aún con alternativas estructuradas en un orden, la presencia de problemas en el proceso de decisión puede no conllevar en forma implícita a utilidades ordinales. En esta situación es más conveniente realizar un planteamiento donde la categoría elegida por el consumidor maximice su utilidad. En este sentido, si en el enfoque de la variable latente los valores de la función oscilan en intervalos entre μ_j y μ_{j+1} el consumidor maximiza su utilidad al elegir la categoría J . La probabilidad de que el i -ésimo consumidor elija la opción j se calcula por el área debajo de la función de densidad y los umbrales mediante la forma

$$\begin{aligned} \Pr(y_i = j | x_i) &= \\ \Pr(\mu_j < y_i^* \leq \mu_{j+1} | x_i) &= \\ \Pr(\mu_j < x_i \beta + \varepsilon_i \leq \mu_{j+1} | x_i) &= \\ \Pr(\mu_j - x_i \beta < \varepsilon_i \leq \mu_{j+1} - x_i \beta | x_i) &= \\ F(\mu_{j+1} - x_i \beta) - F(\mu_j - x_i \beta) & \end{aligned}$$

donde $F(\bullet)$ es la función de distribución acumulada de ε_i y puede seguir una distribución normal tipificada o una distribución logística, dando lugar a lo que se conoce como modelo probit ordenado y logit ordenado, respectivamente. Los parámetros β y μ fueron estimados con el método de máxima verosimilitud. Se realizó una prueba χ^2 de igualdad para los modelos logit y probit ordenados para contrastar la hipótesis nula de que los valores de los umbrales son iguales, ya que los intervalos no usan las covarianzas de la distribución de la muestra de estos puntos de corte.

Para verificar la validez de la existencia de solo un coeficiente para todos los valores de J , supuesto conocido como regresiones paralelas o razones proporcionales, fueron calculadas dos pruebas: 1) prueba de razón de verosimilitud que fundamenta su hipótesis nula en la igualdad de coeficientes a través de categorías de respuesta y 2) prueba Wald de Brant, aplicable únicamente en el modelo logit ordenado para comprobar si se mantiene el supuesto de regresiones paralelas. Si la hipótesis nula es aceptada no es necesario recurrir a una especificación econométrica diferente como el modelo logit ordenado generalizado y el modelo probit ordenado generalizado para estimar cada umbral o para determinar los resultados posibles de las respuestas ordenadas con relación a sus variables independientes. Si los umbrales no varían entre los entrevistados se pueden obtener las probabilidades individuales al multiplicar los coeficientes por sus correspondientes valores para cada una de las variables explicativas (Cameron y Trivedi, 2005).

Resultados y Discusión

Del total de consumidores encuestados ($n= 364$), 54% fueron mujeres entre 18 y 39 años (62%); 42% originarios del Estado de Baja California Sur; 40% con empleos fuera del hogar. La mayoría (74%) con instrucción escolar post-secundaria. El 28% reportó un ingreso familiar mensual en la categoría más alta definida en este estudio (USD ≥ 1240).

La frecuencia modal de consumo de pescado fue de ocho o más veces al mes. Una proporción muy alta (85%) de los entrevistados prefirió la presentación pescado fresco sobre las opciones congelado y enlatado; capturado localmente en lugar de adquirir productos importados. El factor más importante al momento de decidir la compra de pescado fue frescura (51%), seguido por el contenido de proteínas (22%), el sabor (19%) y el precio (8%). Alrededor del 42% de los encuestados expresó conocimiento de la etiqueta 'orgánico', pero sólo el 35% fue capaz de reconocer la eco-etiqueta 'libre de delfín'.

Las cuatro categorías que fueron definidas en Materiales y Métodos presentaron delimitaciones que se diferenciaron entre sí. La Tabla I muestra los parámetros de los umbrales estadísticamente significativos a los niveles convencionales de confianza, por lo que las cuatro categorías no se superponen. La prueba χ^2 de igualdad para los modelos logit y probit ordenados rechaza la hipótesis nula con estadísticos de 240,62 y 266,93; respectivamente. Por lo anterior, los individuos que prefieren consumir menos veces el atún forman una agrupación estadísticamente distinta de aquellos que compran a menudo la especie marina.

La prueba de χ^2 fue aceptada, asumiendo la validez de la existencia de solo un coeficiente para todos los valores de J . La prueba Wald de Brant, aplicable únicamente para el modelo logit ordenado fue aceptada (Tabla I). Los resultados de las estimaciones de ambos modelos de elección ordenada son similares. La prueba de razón de verosimilitud que contrasta la significancia global de las regresiones y las bondades de ajuste son

ligeramente superiores en el probit ordenado, dentro de los límites de los estudios de determinantes de consumo de pescado y mariscos. En los criterios de información de Akaike (AIC por su acrónimo en inglés) y Bayesiano (BIC por su acrónimo en inglés) la diferencia es a favor del probit ordenado, puesto que se debe elegir el estadístico que presente menor valor (973,75 vs 973,42 y 1036,11 vs 1035,78). Con base en las cifras obtenidas, se seleccionó el modelo probit ordenado (Tabla I).

Los únicos coeficientes con resultados estadísticamente no significativos a los niveles convencionales de confianza fueron la clase de individuos que perciben ingresos mensuales entre USD 950-1239, aquellos quienes compran atún congelado, el precio, la porción de extranjeros y los entrevistados con una carrera profesional. De acuerdo con la evidencia empírica mostrada por los modelos, la variable ingreso es considerada como uno de los principales determinantes de la función de demanda. La fracción de ingresos más alta incrementa

TABLA I
RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DE LOS MODELOS DE ELECCIÓN ORDENADOS

Variables	Logit ordenado			Probit ordenado		
	Coefficiente	z-estadístico	P>z	Coefficiente	z-estadístico	P>z
Ingreso 1: USD140-289/mes	-1,4226	-2,44	0,015	-0,8093	-2,54	0,011
Ingreso 2: USD290-619/mes	-0,8605	-2,73	0,006	-0,5065	-2,79	0,005
Ingreso 3: USD620-949/mes	-0,6701	-2,67	0,008	-0,3946	-2,58	0,010
Ingreso 4: USD950-1239/mes	-0,2638	-0,89	0,374	-0,1633	-0,93	0,354
Etiqueta 'orgánico'	0,4480	2,15	0,031	0,2872	2,36	0,018
Etiqueta 'libre de delfín'	0,3441	1,65	0,098	0,2001	1,61	0,106
Origen La Paz	0,7341	2,58	0,010	0,4145	2,56	0,010
Presentación enlatado	-0,8149	-2,06	0,039	-0,5406	-2,35	0,019
Presentación congelado	-0,1790	-0,64	0,523	-0,1402	-0,83	0,408
Precio	0,0777	0,26	0,796	0,0622	0,34	0,738
Edad 1 (8-29 años)	-0,5401	-2,5	0,012	-0,3306	-2,58	0,010
Origen extranjero	-0,7159	-1,28	0,199	-0,4248	-1,28	0,202
Ocupación profesional	0,3724	1,51	0,131	0,2344	1,55	0,121
μ_1	-1,9361	-6,87	0,000	-1,1610	-7,13	0,000
μ_2	-0,5920	-2,25	0,025	-0,3645	-2,35	0,018
μ_3	0,5782	2,17	0,030	0,3492	2,24	0,025
Prueba de razón de verosimilitud de regresión paralela	33,54	0,147		34,73	0,118	
Prueba Wald de Brant de regresiones paralelas	32,22	0,186				
McFadden's R^2	0,0515			0,0518		
McKelvey y Zavoina's R^2	0,134			0,154		
Cragg-Uhler (Nagelkerke) R^2	0,140			0,141		
Log de la verosimilitud	-470,8787			-470,7102		
Log de la verosimilitud restringido	-496,4343			-496,4343		
LR estadístico		51,1113	0,000		51,4482	0,000
AIC		973,757			973,420	
BIC		1036,112			1035,775	

su probabilidad de consumir atún en el segmento modal más grande. Entre los grupos con remuneraciones mensuales altas (USD 950-1239 y USD \geq 1240) no existen disimilitudes estadísticamente significativas ($P > z$). Los hallazgos son consistentes con otros estudios que argumentan que el consumo responde en magnitud muy pequeña ante modificaciones en el ingreso. Por ejemplo, por estratos socioeconómicos, en el nivel bajo la elasticidad ingreso de la demanda de atún sugiere que el atún es un bien superior, en estratos medios es un bien normal y en el alto, las variaciones en el ingreso no influyen en el consumo de atún, optando sustituir el producto pesquero por otro tipo de carnes (Vázquez y Villezca, 2000; Villezca y Martínez, 2002).

La información relacionada con el impacto del producto en el ambiente (conocimiento de la eco-etiqueta 'libre de delfín') en los productos enlatados revela que los individuos informados son más propensos a comprar más veces la especie marina. Esto es indicativo de que son el sector más familiarizado con productos ambientalmente amigables; además el sentido de las estimaciones concuerda con los trabajos que relacionan aspectos ambientales con la propensión a comprar salmón (Whitmarsh y Palmieri, 2011) y otros productos marinos eco-etiquetados en Europa (Brécard *et al.*, 2009, 2012; Salladarré *et al.*, 2010) y Asia (Oishi *et al.*, 2010; Xu *et al.*, 2012). Específicamente para atún, proveer adecuada información al consumidor sobre el impacto ambiental de la producción en las etiquetas y a través de campañas, genera mejoras en la comercialización del producto (Ariji, 2010).

La población entrevistada en las Ciudades de Los Cabos y La Paz presentó divergencias significativas en los resultados. Los consumidores en La Paz exhibieron mayor continuidad en el consumo de atún. Otro factor importante

es el tipo de presentación del atún adquirido por el consumidor. Los individuos que prefieren comprar atún enlatado están inclinados a demandarlo con menor intensidad respecto a aquellos individuos que optan por atún fresco. Entre atún fresco y atún congelado no se encontraron disparidades estadísticamente significativas. La baja adquisición del producto enlatado está relacionada con los gustos y preferencias, la calidad en el manejo del producto y quizá cuestiones de trazabilidad tales como el lugar donde fue capturado el producto, el lote de productos, la forma en que fue capturado, la cadena de suministros y el tipo de conservadores utilizados. La estructura de presentaciones tradicionales de atún para consumo final preguntadas al entrevistado se basó en las formas de comercialización ofrecidas para su venta en México. De acuerdo a el Plan de Manejo Pesquero de Atún Aleta Amarilla (*Thunnus albacares*) del Océano Pacífico Mexicano (DOF, 2014) el producto está disponible en el mercado en fresco, enlatado y congelado. Por consiguiente, un listado con las anteriores especificaciones en el producto enlatado influiría en el consumidor un mayor nivel de confianza para incrementar su consumo, mientras que en la presentación en fresco los consumidores perciben que su compra está asociada a comer sanamente, traducéndose en

un mayor beneficio para la salud humana.

La variable binaria precio (toma el valor de 1) fue usada para contrastar otros factores decisivos al momento de realizar la compra como lo son el aporte de proteínas, el sabor, la frescura, la sobrepesca, si el atún es capturado en forma que impacta el ambiente (toma el valor de 0). Al examinar el causante en el proceso de decisión de la compra no resultaron estadísticamente significativas. La indiferencia de los individuos entre estas características concuerda con los señalamientos en otros trabajos como un precio bajo del producto o falta de promoción acerca de la importancia del alimento en la dieta (Vázquez y Villezca, 2000; Villezca y Martínez, 2002).

Un determinante fundamental dentro de los estudios de demanda es la edad. En este trabajo, la población adulta más joven (18-29 años) presentó hábitos de consumo menos frecuentes sobre el atún (Tabla I). Esta manifestación es señal de que las preferencias de este segmento se empaten hacia sustitutos del atún, afirmación que habría que comprobar en futuros estudios y está fuera del alcance de la presente investigación.

Los resultados del modelo sugieren que las variables estadísticamente significativas son relevantes para explicar los diferentes niveles de consumo de atún. Otra forma adicional de analizar la información es

mediante los impactos específicos en la compra de esta especie y pueden ser derivados de los efectos marginales. Para variables continuas los efectos marginales son interpretados como elasticidades y para variables categóricas y binarias se interpretan como variaciones en las probabilidades predichas por el efecto de una unidad en las variables explicativas. En términos concretos, la descripción de los valores está enfocada hacia los de mayor magnitud. Por ejemplo, en el segmento con ingreso mensual de USD 620-949, la probabilidad de consumir el producto más de ocho veces al mes disminuye en 13,13%, mientras que en los estratos con ingreso mensual entre USD 140-289 y USD 290-619 la menor frecuencia de consumo (una vez al mes) presenta probabilidades de 25,53% y 13,61%, respectivamente (Tabla II).

Los consumidores con conocimiento sobre las eco-etiquetas 'orgánico' y 'libre de delfín', presentaron probabilidad de consumo en la categoría más de dos veces por semana de 10,21% (probit ordenado) y 7,42% (logit ordenado). Si estos consumidores además residen en la Ciudad de La Paz, entonces su probabilidad de consumo incrementa a 15,36%. El rubro de población con preferencia a atún enlatado disminuye su probabilidad en 16,37% hacia un patrón de consumo alto. En el intervalo de mayor frecuencia de consumo (más de ocho veces al

TABLA II
EFECTOS MARGINALES DE LOS MODELOS DE ELECCIÓN ORDENADOS

Variables	Logit ordenado				Probit ordenado			
	1	2	3	4	1	2	3	4
Ingreso 1: USD140-289/mes	0,2671	0,0686	-0,1150	-0,2207	0,2553	0,0564	-0,0879	-0,2237
Ingreso 2: USD290-619/mes	0,1311	0,0800	-0,0462	-0,1649	0,1361	0,0630	-0,0339	-0,1652
Ingreso 3: USD620-949/mes	0,0989	0,0659	-0,0331	-0,1316	0,1034	0,0519	-0,0240	-0,1313
Ingreso 4: USD950-1239/mes	0,0369	0,0279	-0,0110	-0,0538	0,0411	0,0231	-0,0083	-0,0559
Etiqueta 'orgánico'	-0,0577	-0,0500	0,0118	0,0959	-0,0670	-0,0440	0,0088	0,1021
Etiqueta 'libre de delfín'	-0,0437	-0,0388	0,0083	0,0742	-0,0463	-0,0310	0,0057	0,0715
Origen La Paz	-0,0827	-0,0851	0,0013	0,1666	-0,0863	-0,0685	0,0011	0,1536
Presentación enlatado	0,1350	0,0659	-0,0553	-0,1456	0,1589	0,0541	-0,0493	-0,1637
Presentación congelado	0,0248	0,0191	-0,0071	-0,0368	0,0354	0,0198	-0,0072	-0,0479
Precio	-0,0100	-0,0087	0,0021	0,0167	-0,0144	-0,0096	0,0019	0,0222
Edad 1 (18-29 años)	0,0764	0,0559	-0,0230	-0,1093	0,0838	0,0459	-0,0173	-0,1125
Origen extranjero	0,1173	0,0598	-0,0477	-0,1294	0,1215	0,0466	-0,0359	-0,1323
Ocupación profesionalista	-0,0450	-0,0430	0,0057	0,0823	-0,0515	-0,0378	0,0038	0,0855

mes) los consumidores entre 18 y 29 años de edad decrecen su probabilidad en comprar, con 11,25%.

Finalmente, en la Tabla III son presentados los cálculos para comparar el sesgo entre las probabilidades predichas de las opciones *J* y las frecuencias observadas. Se observan valores de las alternativas muy cercanos y esas pequeñas diferencias ponen de manifiesto no solamente que la especificación del modelo es la apropiada sino que las estimaciones son satisfactorias.

Conclusiones

Los criterios IAC y BIC indican que el modelo probit ordenado es el que mejor explica las variables que determinan la frecuencia del consumo de atún. Los resultados señalan que el nivel de ingreso influye en el consumo de atún. A medida que el nivel de ingreso incrementa, el efecto marginal disminuye hasta provocar no significancia entre estratos de ingresos más elevados. Este hallazgo es acorde con trabajos previos (Vázquez y Villezca, 2000; Villezca y Martínez, 2002) que señalan que el producto pesquero pasa de ser un bien superior en estratos bajos a un bien normal en estratos medios.

El precio no resultó significativo con respecto a otros factores que determinan la decisión de compra del atún. El resultado concuerda con otros estudios donde el precio

no es el principal determinante de la demanda de ciertos productos pesqueros por tratarse de un bien con bajo precio en el mercado. El tipo de presentación del producto mostró que existen disparidades entre el atún enlatado y el fresco al momento de adquirir la especie, mostrando un mayor hábito de compra aquellos consumidores que prefieren la presentación fresco. La población con preferencia a comprar en la Ciudad de La Paz consume más frecuentemente atún que aquellos que lo adquieren en la ciudad vecina de Los Cabos. Los individuos que declararon estar informados sobre la eco-etiqueta 'libre de delfín' son un indicativo de que la provisión de mensajes sobre el impacto ambiental de la producción de un bien determinado, abre la expectativa que en el mediano y en largo plazo creará conciencia en los consumidores. La incorporación de esta medida en la política de comercialización permitirá el desarrollo de un mercado que no sólo mejorará los dividendos sino que contribuirá a capturar el atún sin incidir sobre la población de delfines.

Un componente donde quienes diseñan las políticas deben poner especial atención es el grupo de edad de los consumidores. Los adultos más jóvenes son quienes consumen menos atún y son el segmento poblacional que en el futuro va a sustituir a los siguientes estratos de edades. Por ello, un

mayor énfasis en proporcionar información para promover el atún y los grandes beneficios que se pueden conseguir con su consumo provocará que su demanda en el largo plazo mantenga una tendencia creciente. Cada una de las variables contempladas en el presente trabajo para analizar los factores que influyen en el consumo de atún podrían ser empleados para mejorar la toma de decisiones en torno a la planeación del desarrollo de políticas de comercialización de atún en México.

REFERENCIAS

Ali Z (2005) Disaggregated demand for fish in Bangladesh: an analysis using the almost ideal demand system. *Bangl. Devel. Stud.* 28: 1-45.

Ariji M (2010) Conjoint analysis of consumer preference for bluefin tuna. *Fish. Sci.* 76: 1023-1028.

Arvanitoyannis IS, Krystallis A, Panagiotaki P, Theodorou AJ (2006) A marketing survey on Greek consumers' attitudes towards fish. *Aquacult. Int.* 12: 259-279.

Brécard D, Hlaimi B, Lucas S, Perraudon Y, Salladarré F (2009) Determinants of demand for green products: An application to eco-label demand for fish in Europe. *Ecol. Econ.* 69: 115-125.

Brécard D, Lucas S, Pichot N, Salladarré F (2012) Consumer preferences for eco, health and fair trade labels. An application to seafood product in France. *J. Agr. Food Ind. Organ.* 10: 1-30.

Brown (2005) An account of the dolphin-safe tuna issue in the UK. *Mar. Policy* 29: 39-46.

Cameron AC, Trivedi PK (2005) *Microeconometrics. Methods and Applications*. Cambridge University Press. Cambridge, RU. 1034 pp.

Cardoso C, Lourenço H, Costa S, Gonçalves S, Nunes ML (2013) Survey into the seafood consumption preferences and patterns in the Portuguese population. Gender and regional variability. *Appetite* 64: 20-31.

CONAPESCA (2010) *Anuario Estadístico de Acuicultura y Pesca 2010*. Comisión Nacional de Pesca. México. 285 pp.

Davidson K, Pan M, Hu W, Poerwanto D (2012) Consumers' willingness to pay for aquaculture fish products vs.

wildcaught seafood -a case study in Hawaii. *Aquacult. Econ. Manag.* 16: 136-154.

De Pelsmacker P, Janssens W (2006) A model for fair trade buying behaviour: The role of perceived quantity and quality of information and of product-specific attitudes. *Bus. Ethics* 75: 361-380.

DOF (2014) *Plan de Manejo Pesquero de Atún Aleta Amarilla (Thunnus albacares) del Océano Pacífico Mexicano*. Diario Oficial, Segunda Sección. Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación. México. 38 pp.

FAO (2012) *The state of world fisheries and aquaculture 2012*. Food and Agriculture Organization. Roma, Italia. 231 pp.

Greene WH (2003) *Econometric Analysis*. Prentice-Hall. Upper Saddle River, NJ, EEUU. 1026 pp.

Hall TE, Amberg SM (2013) Factors influencing consumption of farmed seafood products in the Pacific Northwest. *Appetite* 66: 1-9.

IFE (2011). Distribución de Ciudadanos por Grupo de Edad. Entidad: Baja California Sur. http://listanominal.ife.org.mx/ubicamodulo/PHP/int_est_edo.php?edo=3# (Cons. 04/02/2011).

Loose SM, Peschel A, Grebitus C (2013) Quantifying effects of convenience and product packaging on consumer preferences and market share of seafood products: The case of oysters. *Food Qual. Prefer.* 28: 492-504.

Maddala GS (1983) *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press. Nueva York, EEUU. 401 pp.

Myrland Ø, Trondsen T, Johnston RS, Lund E (2000) Determinants of seafood consumption in Norway: Lifestyle, revealed preferences, and barriers to consumption. *Food Qual. Pref.* 11: 169-188.

Nielsen M, Jensen F, Setälä J, Virtanen (2011) Causality in demand: A co-integrated demand system for trout in Germany. *Appl. Econ.* 43: 797-809.

Oishi T, Ominami J, Tamura N, Yagi N (2010) Estimates of the potential demand of Japanese consumers for eco-labeled seafood products. *Nip. Suisan Gakk.* 76: 26-33.

Pieniak Z, Verbeke W, Scholderer (2010) Health-related beliefs and consumer knowledge as determinants of fish consumption. *J. Hum. Nutr. Diet.* 23: 480-488.

TABLA III
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LAS ALTERNATIVAS DE CONSUMO DE ATÚN

	Variable	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Logit ordenado	p1	0,156102	0,109655	0,059720	0,506653
	p2	0,258875	0,104208	0,059748	0,569433
	p3	0,280700	0,084269	0,043083	0,389124
	p4	0,304323	0,092251	0,025192	0,506653
Probit ordenado	p1	0,155266	0,110158	0,046230	0,506623
	p2	0,258589	0,108472	0,049652	0,585780
	p3	0,276206	0,090836	0,029873	0,410676
	p4	0,309939	0,094671	0,015503	0,491579
	1	0,175824	0,381194	0	1
	2	0,244505	0,430385	0	1
	3	0,255495	0,436739	0	1
	4	0,324176	0,468710	0	1

- Salladarré F, Guillotreau P, Perraudeau Y, Monfort MC (2010) The demand for seafood eco-labels in France. *Agri. Food Indust. Org.* 8. DOI:10.2202/1542-0485.1308.
- Teisl MF, Roe B, Hicks RL (2002) Can eco-labels tune a market? Evidence from dolphin-safe labeling. *J. Environ. Econ. Manag.* 43: 339-359.
- Teisl MF, Rubin J, Noblet CL (2008) Non-dirty dancing? Interactions between eco-labels and consumers. *J. Econ. Psychol.* 29: 140-159.
- Trondsen T, Braaten T, Lund E, Eggen AE (2004) Consumption of seafood -the influence of overweight and health beliefs. *Food Qual. Pref.* 15: 361-374.
- Tsai AC, Liou JC, Chang MC (2006) Food patterns that correlate to health and nutrition status in elderly Taiwanese. *Nutr. Res.* 26: 71-76.
- Vázquez D, Villezca PA (2000) Forma funcional y modelos de respuesta censurada en el análisis del consumo de atún, de pescados y mariscos en los hogares del Área Metropolitana de Monterrey. *Ensayos* 19: 85-120.
- Verbeke W, Vackier I (2005) Individual determinants of fish consumption. Application of the theory of planned behavior. *Appetite* 44: 67-82.
- Villezca PA, Martínez I (2002) Efectos de factores socioeconómicos en el consumo de alimentos en el AMM. *Ciencia UANL* 4: 357-367.
- Ward TJ (2008) Barriers to biodiversity conservation in marine fishery certification. *Fish Fisher.* 9: 169-177.
- Weinstein SJ, Bisogni CA, Frongillo EAJr, Knuth BA (1999) Factors explaining seafood consumption among Hispanics living in New York City. *J. Nutr. Educ.* 31: 212-223.
- Westlund L (1995) *Consumo Histórico Aparente y Demanda Futura de Pescado y Productos Pesqueros: Cálculos Exploratorios*. Resultados de la Conferencia de Kyoto y documentos presentados. Departamento de Pesca. FAO. Roma, Italia. www.fao.org/DOCREP/006/AC442s/AC442s41.htm (Cons. 18/04/2014).
- Whitmarsh D, Palmieri MG (2011) Consumer behavior and environmental preferences. A case study of Scottish salmon aquaculture. *Aquacult. Res.* 42: 142-247.
- Xu P, Zeng Y, Fong Q, Lone T, Liu Y (2012) Chinese consumers' willingness to pay for green and eco-labeled seafood. *Food Control* 28: 74-82.