

# LA MEDICION DE LA DIVERSIDAD MARINA EN AGUAS DE LA UNION EUROPEA

Narahaim González Sosa<sup>1</sup>

Ikerne del Valle Erkiaga<sup>2</sup>

## RESUMEN

La diversidad marina juega un papel importante en el bienestar humano por dicha razón es necesario preservarla, de ahí la necesidad de contar con parámetros de medición que ayude en la toma de decisiones para su preservación y cuidado. En la investigación se realiza la medición empleando el índice de diversidad de Shannon el cual se elaboró con datos anuales de biomasa y captura en aguas de la Unión Europea con el periodo 1950-2011. Una vez obtenidos los índices de diversidad se analizaron las series de tiempo con la metodología Box-Jenkins (ARIMA) con la finalidad de obtener un mejor entendimiento del proceso generador de datos. Como resultado del proceso ARIMA se demostró que los modelos apropiados son ARIMA (1, 1,1) para  $SHA_B$  (índice Shannon biomasa) y ARIMA (2, 1,2) para  $SHA_C$  (índice Shannon capturas) ambos recogen la estructura de las series y se predicen los valores futuros de diversidad marina con un buen rendimiento final.

**Palabras clave:** Diversidad marina, índices de diversidad, Índice Shannon, series de tiempo, raíces unitarias, método de Box-Jenkins, estacionariedad, pronóstico.

## ABSTRACT

The marine diversity plays an important role in human well-being for this reason it is necessary to preserve it, hence the need for metrics to help in making decisions for their preservation and care. In research measure-

---

Artículo recibido el 28 de Agosto de 2013 y aceptado el 09 de Noviembre de 2013.

- 1 Doctorante en Integración Económica, Departamento de Economía Aplicada V en la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad del País Vasco (UPV) - Euskal Herriko Unibertsitatea (EHU). E – mail: narahaim@gmail.com
- 2 Profesora – Investigadora en la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad del País Vasco (UPV) - Euskal Herriko Unibertsitatea (EHU). Responsable del Master en Integración Económica y presidenta de la Comisión Académica del Master del Departamento de Economía Aplicada V.

ment is performed using the Shannon diversity index which was developed using annual data of biomass and catch in the waters of the European Union with the period 1950-2011. After obtaining the diversity indices were analyzed with time series Box-Jenkins (ARIMA) in order to obtain a better understanding of the data generating process. ARIMA process results demonstrated that appropriate models are ARIMA (1,1, and 1) for SHAB (Shannon index biomass) and ARIMA (2,1, and 2) for SHAC (Shannon catches index) contained both the structure of the series and predict future values of marine biodiversity with a good final performance.

**Key words:** Marine Diversity, diversity indices, Shannon index, time series, unit root, Box-Jenkins method, stationary, prognosis.

**Clasificación JEL:** N54, O15, P48, Q22, Q25.

## INTRODUCCIÓN

En la Cumbre de la Tierra de Naciones Unidas (llevada a cabo en Río de Janeiro en 1992) se definió a la biodiversidad como “la variabilidad entre los organismos vivientes, incluyendo ecosistemas terrestres, marinos y otros ecosistemas acuáticos, así como los complejos ecológicos de los cuales forman parte: esto incluye la diversidad dentro de las especies, entre las especies y de ecosistemas.” De allí surge el concepto de mega diversidad, con el cual se califica a aquellos países en cuyos territorios se encuentra más del 70 por ciento de la biodiversidad global, incluyendo vida terrestre, marina y de aguas dulces.

Actualmente el significado y la importancia de la biodiversidad no están en duda y se han desarrollado una gran cantidad de parámetros para medirla como un indicador del estado de los sistemas ecológicos, con aplicabilidad práctica para fines de conservación, manejo y monitoreo ambiental.

Por ello la medición cuantitativa de la diversidad es crucial para el análisis de cómo la biodiversidad contribuye al funcionamiento de los ecosistemas, cómo mejorar el bienestar humano, y cómo se están perdiendo actualmente estos servicios. Motivación que lleva a los ecólogos a emplear tradicionalmente diferentes conceptos tales como la riqueza de especies, Shannon y Weaver (1949), el índice de Simpson (1949), índice Berger-Parker (Newman m, 2003) y el índice de Weitzman (por ejemplo Begon et al. 1998, Magurran 1988, Ricklefs y Miller 2000, Weitzman 1992, 1993).

Para la investigación se contrastaron los índices anteriores a excepción del índice de Weitzman debido a que nuestros datos no cubren lo necesario para realizarlo. A pesar de computar los índices antes mencionados hemos decidido trabajar con el índice de Shannon debido a que nos proporciona mayor fiabilidad y a su vez es uno de los más usados comúnmente entre ecólogos como Greig-Smith (1983), Pla, L. (2004 y 2006) Chao A, Shen T-J (2003) y Hill MO (1973).

Ante la existencia de diferentes índices de diversidad se demuestra la importancia de computar las especies, en nuestro caso medir la diversidad marina es fundamental para la conservación de especies debido a que una inadecuada conservación puede traer problemas en el futuro que se reflejan en el bienestar humano.

Por ejemplo en los suministros marinos el descuido de la diversidad marina y la pérdida de especies afectarían en términos alimenticios, farmacéuticos, recurso turísticos, a nivel científico, industrial, y no solo en el desarrollo humano sino también como bienestar de otros seres vivos en general.

En el 2002 la FAO publica que en todo el mundo más de 1000 millones de personas dependen del pescado como fuente importante de proteínas animales, es decir, el pescado proporciona al menos el 30 por ciento de su aporte de proteínas animales. La dependencia del pescado suele ser mayor en las zonas costeras que en las continentales. Alrededor del 56 por ciento de la población mundial obtiene del pescado, al menos, un 20 por ciento de su aporte de proteínas animales, mientras que en algunos pequeños estados insulares se depende del pescado casi exclusivamente. (State of World Fisheries and Aquaculture, SOFIA 2002).

Estadísticas como estas muestran la importancia de medir la diversidad marina debido a que en algunos sistemas marinos la biomasa de los peces que son objeto de captura se ha reducido de manera significativa, es por ello que los peces capturados provienen cada vez más de los niveles tróficos inferiores, mientras que las poblaciones de especies de niveles tróficos más altos se están agotando. La merma en el nivel trófico de las capturas se debe en gran medida al exceso de pesca en los niveles tróficos superiores. (Baumgärtner Stefan, 2005).

Un ejemplo de escasez en la diversidad marina se da en Terranova, Canadá en el verano de 1992, cuando la biomasa de bacalao del Norte cayó a un 1 por ciento de su nivel anterior, es decir la biomasa del stock de la plataforma era menor del 3 por ciento de los niveles de captura preindustriales (Rosenberg et al., 2005).

Como medida de seguridad el gobierno federal de Canadá vio que esta relación había sido empujada al límite, y se declaró una moratoria, poniendo fin a las regiones de 500 años de ejecución con el bacalao del norte, moratoria que hasta el momento no ha terminado. El colapso de la pesquería del bacalao del Norte marcó un cambio profundo en la estructura ecológica, económica y socio-cultural de la costa atlántica de Canadá.

Casos como el de Canadá reflejan la necesidad de contar con parámetros que permitan medir la diversidad de especies con el fin de lograr una mejor selección de áreas de conservación o especies amenazadas. Razón por la cual los índices de diversidad son herramientas fiables que permiten tener una perspectiva de la situación del área que se analiza con el fin de realizar monitoreos ambientales y tomar decisiones de conservación y manejo.

Sin embargo ante la escases de estudios sobre el comportamiento de la diversidad marina, y sus observaciones en el tiempo para la utilización de modelos de series temporales que permitan conocer su comportamiento actual y predecir valores futuros, lo que permitiría preparar una intervención oportuna para prevenir el número de capturas y mejorar la calidad y cantidad de la biomasa.

Debido a la carencia de trabajos sobre este tema nuestro objetivo es realizar el índice de Shannon como medida de diversidad para realizar series temporales y evaluar la medición de la diversidad marina en aguas de la Unión Europea mediante los modelos ARIMA (Box-Jenkins) para su análisis y predicción.

Existen estudios que confirman la validez de la aplicación de los modelos ARIMA a series de tiempo originadas en producción de peces pelágicos (Efthymia V Tsitsika, Christos D Maravelias y John Haralabous, 2007) series temporales en capturas (K.I. Stergiou, E.D. Christou, G. Petrakis, 1996, 1997, A.F. Zuura y G.J. Pierceb, 2004, I. Preciado, A. Punzón, J. L. Gallego y Y. Vila, 2006) y Modelización y previsión de las capturas (R. Venugopalan And M. Srinath 1998).

Sin embargo no se localizó ningún trabajo sobre la medición de la diversidad marina y la utilización de modelos ARIMA en los que se utilice el índice de Shannon con indicadores de biomasa y capturas, de ahí que se pretende captar el comportamiento de nuestras series de tiempo y generar pronósticos precisos para nuestras series.

## MATERIALES Y MÉTODOS

Los datos utilizados en el estudio son indicadores de biomasa y capturas de especies marinas las cuales constan de 48 especies correspondientes a la Unión Europea que cubren el período anual de 1950 al 2011, estos datos son suministrados por ICES (International Council for the Exploration of the Sea) con los indicadores de biomasa y capturas se crearon los índices de diversidad. En la investigación se usa únicamente el índice de Shannon debido a que representa mejor los datos, con dicho índice se trabaja el modelo Box-Jenkins.

El índice de Shannon viene dado por la siguiente fórmula:

$$SHA = - \sum p_i \ln p_i$$

Dónde:  $p_i$  – proporción de individuos de la especie  $i$  respecto al total de individuos (es decir la abundancia relativa de la especie  $i$ ). A mayor valor del índice indica una mayor biodiversidad del ecosistema, es decir a medida que  $SHA$  aumenta, la diversidad aumenta. Excepcionalmente puede haber ecosistemas con valores mayores (bosques tropicales, arrecifes de coral) o menores (algunas zonas desérticas). Adquiere valores entre cero, cuando hay una sola especie, y el logaritmo de  $S$ , cuando todas las especies están representadas por el mismo número de individuos (Shannon, CE 1948).

En cuanto al modelo planteado por Box y Jenkins (Box GEP, Jenkins CM. 1970) ARIMA ( $p, d, q$ ) se construye a partir de un modelo ARMA ( $p, q$ ) sobre la serie diferenciada  $d$  veces. Es decir la expresión algebraica general de un modelo ARIMA será:

$$\phi(B) (\Delta^d Y_t - \mu) = \theta(B) \epsilon_t$$

Dónde:  $Y_t$  es la serie,  $\mu$  quiere decir;  $\Delta^d Y_t$ ,  $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$ ,  $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$ ,  $\phi_i$  es el modelo autorregresivo,  $\theta_i$  el modelo de medias móviles,  $p, q, d$  es el autoregresivo, medias móviles y diferencias del proceso,  $\Delta$  y  $B$  diferencias y operador retardo.

Una vez analizada la fórmula del modelo ARIMA, se puede decir que se cuenta con un modelo de regresión lineal múltiple, donde la variable dependiente es la propia serie (diferenciada o no) y las variables independientes son valores de la serie y valores de los errores de ajuste retrasados hasta unos órdenes  $p$  y  $q$ , respectivamente.

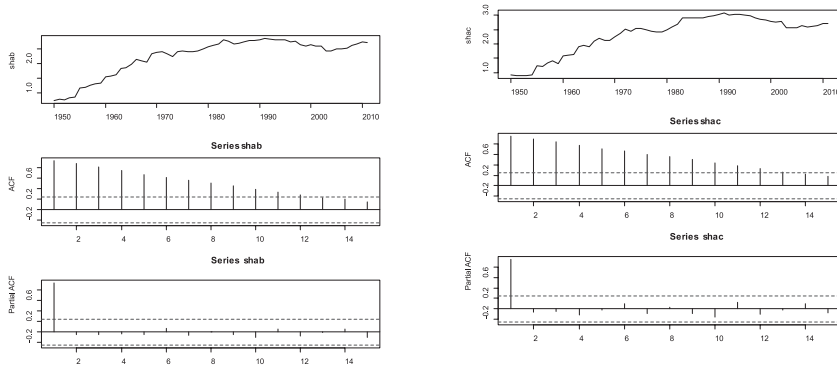
El propósito a la hora de emplear el modelo ARIMA es obtener un modelo adecuado; para ello Box y Jenkins proponen un procedimiento

práctico para identificar tentativamente un modelo ARIMA empleando un proceso iterativo que se basa en 4 etapas: Identificación del modelo tentativo, estimación de los parámetros del modelo, validación adecuada del modelo y predicción. Para dicho proceso se proveen salidas de datos del paquete estadístico R<sup>3</sup> para los cálculos realizados.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En el análisis exploratorio Box-Jenkins de las series de tiempo se identifica si las series bajo estudio son estacionarias o no estacionarias.

**Figura 1. Gráfico de series temporales y correlogramas.**



Índice  $SHA_B$  evolución y correlograma  
Fuente: Elaboración propia.

Índice  $SHA_C$  evolución y correlograma

Los gráficos de la figura 1 demuestran claramente que las series son no estacionarias, no se observa estacionariedad en la media y se nota un crecimiento en la gráfica. En cuanto a los correlogramas se observa que la FACS (Función de Autocorrelación Simple), muestra un lento descenso en los valores de los retardos. Para retardos mayores al 15 siguen siendo significativas, esto es signo de no estacionariedad y de posibilidad de raíces unitarias.

Visualmente las series son no estacionarias, para contrastar el resultado se realiza una batería de test de pruebas de Raíz Unitaria a fin de verificar rigurosamente las conjeturas anteriores.

3 R es un software libre con lenguaje de programación del proyecto GNU. <http://www.r-project.org/>

**Tabla1. Resultados de Pruebas de Raíz Unitaria.**

	ADF test $l=3$	KPSS.test $l=3$	PP.test $l=3$
SHA <sub>b</sub>			
Est. cont	-2.144	0,390	-2.206
p-value	0.516		0.960
SHA <sub>c</sub>			
Est. cont	-1.626	0,383	-1.347
p-value	0.726		0.980

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla1. El test ADF (Augmented Dickey-Fuller) demuestra claramente que son serie no estacionaria es decir no rechazamos la hipótesis nula (presencia de una raíz unitaria).

En la Prueba KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) el valor de KPSS es significativo, afirmando así el hecho de que existe evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula para cualquier nivel de significación.

El valor obtenido para el estadístico del test PP (Phillips-Perron) es inferior a los valores críticos de MacKinnon, a cualquier nivel de significación, por lo que se acepta la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en la variable SHA<sub>b</sub> y SHA<sub>c</sub>. La evidencia es fuerte y en ambos sentidos los test confirman la existencia de raíces unitarias.

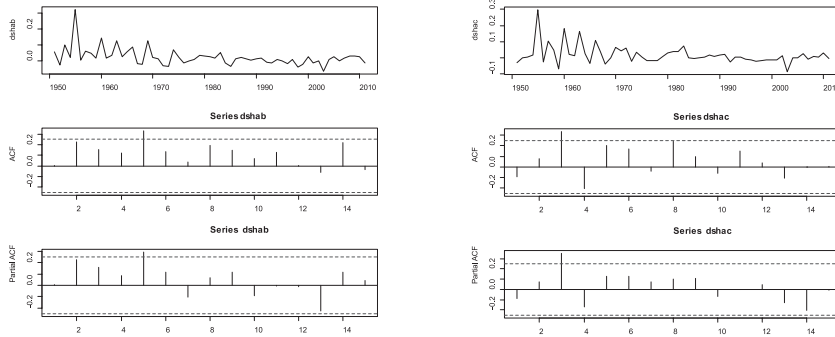
Una vez realizados los análisis con gráficos, correlogramas y contrastes de raíces unitarias, se rechaza formalmente que la serie sea estacionaria. Concretamente la estructura del proceso es integrada de orden uno I (1).

En el siguiente paso se contrasta que la aplicación de una diferencia sobre la serie desestacionalizada, estacionariza la serie y desaparecen raíces unitarias.

En la figura 2 se representa la serie con una diferenciación es decir orden uno I (1), la serie diferenciada muestra una mayor afinidad a la media, a simple vista se podría decir que la serie está estacionarizada en la media por tanto se puede indicar que se trataría de series integradas de orden 1, y que aplicando primeras diferencias se obtienen series estacionarias.

En los correlogramas se observa claramente que la serie diferenciada deja de presentar estructura no estacionaria. Para corroborar los datos se continúa con los diferentes análisis para verificar si la serie es estacionaria.

**Figura 2. Gráfico de series temporales y correlogramas en primera diferencia logarítmicas.**



Índice SHA<sub>B</sub> evolución y correlograma  
Fuente: Elaboración propia.

Índice SHA<sub>C</sub> evolución y correlograma

**Tabla2.**

**Resultados de Pruebas de Raíz Unitaria en primera diferencia.**

	ADF test <i>l=3</i>	KPSS.test <i>l=3</i>	PP.test <i>l=3</i>
d SHA <sub>B</sub>			
Est. cont	-4.275	0,144	-71.226
p-value	0.01		0.01
d SHA <sub>C</sub>			
Est. cont	-5.849	0,054	-69.844
p-value	0.01		0.01

Fuente: Elaboración propia.

En la Tabla 2 el análisis Dickey-Fuller rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria con un 95% de confianza. Por lo que la serie diferenciada no presenta raíces unitarias.

En el Contraste KPSS se acepta la hipótesis nula de estacionariedad para cualquier nivel de significación. El estadístico de contraste se encuentra en la región de aceptación, por lo que podemos decir que la serie diferenciada es estacionaria.

El test de PP rechaza la hipótesis nula La serie presenta una raíz unitaria, es decir la serie es estacionaria. Se concluye que las series son estacionarias e integradas de orden 1, los resultados son consistentes y robustos porque llevan al mismo resultado.

Una vez tratada la serie se realizan varios modelos ARIMA (p, d, q), para la selección de los modelos que se consideraran adecuados, para ellos se comprueba que los parámetros sean significativos, en este caso se usa la hipótesis de criterios y el p-valor.



Los modelos se contrastaron con el propósito de elegir el que computara los valores mínimos del error medio (ME), la raíz del error cuadrado medio (RMSE), error absoluto medio (MAE), porcentaje de error medio (MPE), porcentaje de error absoluto medio (MAPE), Criterio Akaike (AIC) y Criterio de Schwarz (SIC).

**Tabla3. Criterios de información ARIMA SHA<sub>B</sub> y SHA<sub>C</sub>.**

Modelo	Valores del criterio de selección						
	ME	RMSE	MAE	MEP	MAPE	AIC	SIC
SHA <sub>B</sub>							
ARIMA(0,1,0)	-0.001	0.078	0.048	-55.786	341.083	-132.44	-130.34
ARIMA(1,1,0)	-0.001	0.061	0.042	39.512	232.665	-157.99	-153.8
ARIMA(0,1,1)	-0.007	0.053	0.035	101.052	199.870	-175.45	-171.26
ARIMA(2,1,0)	-0.001	0.057	0.038	52.434	220.583	-163.97	-157.68
ARIMA(1,1,1)	-0.005	0.051	0.034	57.326	178.837	-176.76	-170.48
SHA <sub>C</sub>							
ARIMA(1,1,0)	0,001	0,069	0,041	-58,173	424,978	-145.03	-140.85
ARIMA(0,1,1)	-0.004	0.056	0.036	-46.537	419.577	-166.8	-162.61
ARIMA(2,1,0)	0.001	0.057	0.035	-16.206	547.125	-165.16	-157.68
ARIMA(1,1,1)	-0.003	0.055	0.034	3.204	435.929	-167.77	-161.49
ARIMA(2,1,2)	-0.003	0.051	0.034	-4.129	417.885	-171.4	-160.93

Fuente: Elaboración propia.

En la Tabla 3 se observa que los modelos seleccionados son: ARIMA (1, 1,1) para SHA<sub>B</sub> y ARIMA (2, 1,2) para SHA<sub>C</sub>, modelos que consideran adecuados debido a que poseen los valores mínimos según los criterios antes mencionados.

A continuación se muestran la estimación de los parámetros de los modelos ARIMA.

**Tabla 4. Estimación de los parámetros ARIMA.**

variable	Estimación	Error estándar	Valor p
<b>ARIMA (1,1,1) SHA<sub>B</sub></b>			
AR(1)	-0.250	0.133	0,060 *
MA(1)	-0.836	0.067	2,03e-035 ***
σ <sup>2</sup>	0.002		
<b>ARIMA (2,1,2) SHA<sub>C</sub></b>			
AR(1)	-1.1398	0.1285	6,90e-019 ***
AR(2)	-0.4010	0.1339	0,002 ***
MA(1)	0.0954	0.0977	0,3292
MA(2)	-0.8174	0.0973	4,47e-017 ***
σ <sup>2</sup>	0.002707		

\*10% de significación

\*\*5% de significación

\*\*\* 1% de significación

Fuente: Elaboración propia.

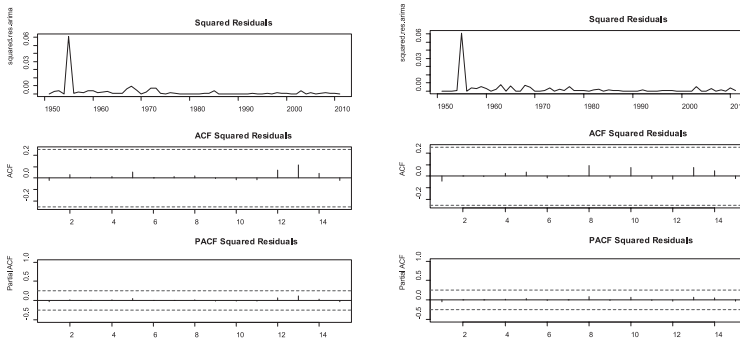
Como se observa en la tabla 4 los parámetros son significativos e importantes, confirmándose así que los modelos ARIMA son adecuados. La estimación de los modelos quedaría expresada de la siguiente manera:

$$\text{ARIMA (1,1,1): } \text{SHA}_B = -0,250_{t-1} + \hat{a}_t - 0,836\hat{a}_{t-1}$$

$$\text{ARIMA (2,1,2): } \text{SHA}_C = -1,139_{t-1} - 0,401_{t-1} + \hat{a}_t + 0,0954 \hat{a}_{t-1} - 0,8174\hat{a}_{t-2}$$

Para describir el comportamiento de las series se realiza la validación que se lleva a cabo mediante el análisis de residuos y coeficientes.

**Figura 3. Series Temporales de los residuos.**



Series Temporales de los residuos SHA<sub>B</sub>  
Fuente: Elaboración propia.

Series Temporales de los residuos SHA<sub>C</sub>

La figura 3 muestra los gráficos y correlogramas de los residuos para cada uno de los modelos propuestos y estimados de las series, se puede observar que el grafico de los dos modelos es muy similar y oscila en torno a cero con una varianza bastante homogénea, en lo que se refiere a los

correlogramas de residuos, la totalidad de los coeficientes de autocorrelación simple estimada se encuentran dentro de las bandas de no significación.

Los contrastes de autocorrelación de la serie residual se analizan mediante Box-Pierce y el test de Box-Ljung.

**Tabla 5. Test Box-Pierce y Box-Ljung.**

	Box-Pierce test	Box-Ljung test	Box-Pierce test	Box-Ljung test
	SHA <sub>B</sub>		SHA <sub>C</sub>	
X <sup>2</sup>	0.0348	7.813	0.1045	6.4645
df	1	10	1	8
p-value	0.852	0.6471	0.7465	0.5954

Fuente: Elaboración propia.

En la Tabla 5 el test Box-Pierce y el test de Box-Ljung dejan claro que los valores son una distribución normal. La serie residual cumple la condición de distribución normal, por lo que se puede utilizar el modelo en la predicción de valores futuros.

Cuando se examinaron los residuos no manifestaban autocorrelación, esta afirmación fue apoyada por la FAC Y FACP del correlograma de residuos, a su vez toma fuerza por el Box-Pierce y las Pruebas de Box-Ljung de tal manera que los valores de p son mayores a 0,05 lo que implicó que las hipótesis nulas de las pruebas tenían que ser aceptada, es decir, los retardos son independientes el uno del otro.

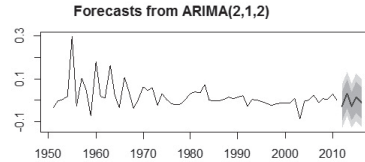
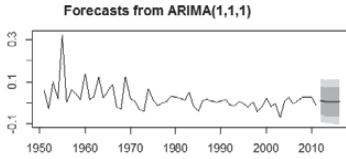
El resultado de la validación de muestra que el ajuste del modelo estimado es el apropiado y la representación gráfica de los residuos se corresponde a un ruido blanco.

Los contrastes de diagnóstico son satisfactorios debido a que las series de residuos son estacionarias, por lo que ratificamos que el modelo está validado.

Se concluye que los modelos son adecuados porque ambos recogen la estructura de las series es decir el modelo indicado era realmente apropiado y se pueden predecir los valores futuros de diversidad marina para los indicadores SHA<sub>B</sub> y SHA<sub>C</sub>.

Las predicciones de la figura 4 muestran un rendimiento final apropiado de los modelos ARIMA, a su vez la predicción a 4 años parece resultar muy cercana a la realidad.

Los resultados presentan una visión de los componentes estacionales de las series temporales para justificar el uso en la gestión de capturas y biomasa.

**Figura 4. Predicciones al 2015.**

Predicciones al 2015 SHA<sub>B</sub>

Predicciones al 2015 SHA<sub>C</sub>

Fuente: Elaboración propia.

## CONCLUSIÓN

En este estudio la técnica de Box-Jenkins da buenos resultados para la previsión a 4 años de las series de biomasa y captura, las cuales dan una previsión de cómo se comportaría la diversidad marina en los próximos años.

Las series de SHA<sub>B</sub> y SHA<sub>C</sub> tienen un patrón estacional y pueden ser modeladas y pronosticadas con alto grado de precisión con el modelo autoregresivo integrado de medias móviles, ARIMA (Box-Jenkins); facilitando su aplicación en éstos y otros indicadores relacionados con la medición de la diversidad marina en la Unión Europea mediante el empleo de programas estadísticos, siempre que éstos se puedan expresar como una serie de tiempo.

Se ha demostrado que los modelos ARIMA son procesos acertados en métodos estadísticos de series temporales y en datos de predicción.

## BIBLIOGRAFÍA

- A.F. Zuura, G.J. Pierceb. Common trends in northeast Atlantic squid time series. *Journal of Sea Research* 52 (2004) 57– 72. doi:10.1016/j.seares.2003.08.008
- Baumgärtner Stefan, conceptual comparison of ecological and economic biodiversity indices, Department of Economics, University of Heidelberg, Germany, 7 September 2005.
- Begon, MJL Harper y CR Townsend (1998), *Ecología - Individuos, población-reglamentarias y Comunidades*, 3<sup>a</sup> ed, Sunderland. Sinauer
- Box GEP, Jenkins CM. *Time series analysis forecasting and control*. Holden Day, San Francisco. 1970; pp. 35-58.

- Chao A, Shen T-J (2003) Nonparametric estimation of Shannon's index of diversity when there are unseen species in sample. *Env. Ecol. Stat.* 10: 429-443.
- Efthymia V Tsitsika, Christos D Maravelias and John Haralabous. Modeling and forecasting pelagic fish production using univariate and multivariate ARIMA models *FISHERIES SCIENCE* 2007; 73: 979-988
- FAO (State of World Fisheries and Aquaculture, SOFIA 2002) <ftp://ftp.fao.org/docrep/fao/005/y7300s/>
- Greig-Smith P (1983) *Quantitative plant ecology*. 3 ed., University of California Press, Berkeley, California, USA. pp.163-164
- Hill MO (1973) Diversity and evenness: a unifying notation and its consequences. *Ecology* 54(2):427-432
- I. Preciado, A. Punzón, J. L. Gallego and Y. Vila. Using time series methods for completing fisheries historical series. *Bol. Inst. Esp. Oceanogr.* 22 (1-4). 2006: 83-90
- K.I. Stergiou", E.D. Christou. Modeling and forecasting annual fisheries catches: comparison of regression, univariate and multivariate time series methods. *Fisheries Research* 25 ( 1996) 105-I 38. SSD-IO165-7836(9\_5)00389-4
- K.I. Stergiou, E.D. Christou, G. Pettis. Modeling and forecasting monthly fisheries catches: comparison of regression, univariate and multivariate time series methods. *Fisheries Research* 29 (1997) 55-95. PII SO165-7836(96)00482- I
- Magurran, A.E. (1988), *Ecological Diversity and its Measurement*, Princeton: Princeton University Press.
- Newman, M.C. Y M. A. Unger. 2003. *Fundamentals of Ecotoxicology*. Lewis Publishers, Estados Unidos. 458 pp.
- Pla, L. 2004. Bootstrap Confidence Intervals for the Shannon Biodiversity Index: A Simulation Study. *Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics* 9(1): 42-56.
- Pla, L. 2006. Biodiversidad: inferencia basada en el índice de Shannon y la riqueza. *Interciencia* 31(8): 583-590.
- Programa de Naciones Unidas y Medio Ambiente. PNUMA. 1992. *Río de Janeiro*
- R. Venugopalan and M. Srinath. Modeling and forecasting fish catches :Comparison of regression, univariate and multivariate time series methods. *Indian J. Fish.*, 45(3): 227-237, Jul.-Sep., 1998
- Ricklefs, RE y GL Miller (2000), *Ecología*, cuarta edición, Nueva York. WH Freeman.

- Rosenberg, A.A.; Bolster, W.J.; Alexander, K.E.; Leavenworth, W.B.; Cooper, A.B. y McKenzie, M.G. 2005. The history of ocean resources: modeling cod biomass using historical records. *Frontiers in Ecology and the Environment*. (3): 84-90.
- Shannon, CE (1948), "Una teoría matemática de la comunicación", *Bell System Technical Journal*, 27, 379-423 y 623-656.
- Shannon, CE y W. Weaver (1949), *La Teoría Matemática de la Comunicación*, Urbana, IL: University of Illinois Press.
- Simpson, EH (1949), "La medición de la diversidad", *la naturaleza*, 163, 688.
- Weitzman, M.L. 1992. On diversity. *Quarterly Journal of Economics*, 107: 363-405.
- Weitzman, M.L. 1993. What to preserve? An application of diversity theory to crane conservation. *Quarterly Journal of Economics*, 108: 157-183