

00344



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTONOMA DE MEXICO

**FACULTAD DE CIENCIAS
DIVISION DE ESTUDIOS DE POSGRADO**

**“Dinámica no-líneal de la biomasa de atún aleta amarilla
(Thunnus albacares) en el Océano Pacífico oriental”**

T E S I S

QUE PARA OBTENER EL GRADO ACADEMICO DE:

MAESTRO EN CIENCIAS

(BIOLOGIA DE SISTEMAS Y RECURSOS ACUATICOS)

P R E S E N T A:

BIOL. AGROP. JUAN SUAREZ SANCHEZ

DIRECTOR DE TESIS: DR. WALTER RITTER ORTIZ

CO-DIRECTOR DE TESIS: DR. JAIME YAMAMOTO VICTORIO



Universidad Nacional
Autónoma de México

Dirección General de Bibliotecas de la UNAM

Biblioteca Central



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

AGRADECIMIENTOS

Al Dr. Walter Ritter Ortiz, por su gran calidad humana y académica en la dirección para la realización de esta tesis.

Al Dr. Jaime Yamamoto Victorio por su co-dirección en la realización de esta tesis.

Al M. en C. José Luis García Calderón, Dr. David Salas de León, Dr. Xavier Chiappa Carrara, Dr. Carlos Robinson Mendoza y Dra. Ana Laura Ibáñez Aguirre; por sus revisiones y sugerencias para mejorar el presente trabajo.

Al MVZ Rolando Romero López, por su inmensurable apoyo para la realización de éste posgrado.

Al Méd. Rubén Romero López, por su gran apoyo para la conclusión de este posgrado.

Al MVZ Bruno de Jesús Ortega Meyer, por su decidido apoyo para el inicio de este posgrado.

CONTENIDO

	PÁG
I INTRODUCCIÓN	1
II. ANTECEDENTES	6
2.1. LA MODELACIÓN MATEMÁTICA BÁSICA DE LAS PESQUERÍAS	6
2.2. ASPECTOS AMBIENTALES COMO FACTORES DETERMINANTES DE LA DISTRIBUCIÓN Y ABUNDANCIA DE ALGUNAS PESQUERÍAS	7
III. MATERIALES Y MÉTODOS	11
3.1. ÁREA DE ESTUDIO	11
3.2. PROPUESTA DE UN MODELO ESTADÍSTICO DE DINÁMICA NO-LINEAL PARA PRONÓSTICO DE ABUNDANCIA PESQUERA	11
3.2.1. MODELO ARIMA DE SERIES DE TIEMPO	14
3.2.2. MODELO DE REDES NEURONALES	16
3.2.3. EL MODELO LOGÍSTICO COMO PREDICTOR DE PROCESOS DINÁMICOS NO-LINEALES	18
3.2.4. MÉTODO GRÁFICO PARA EVALUAR LA ESTABILIDAD Y MÁXIMA CAPACIDAD DE SOSTEN DE UNA POBLACIÓN	20
3.3. METODOLOGÍA	21
IV. RESULTADOS Y DISCUSIONES	23
V. CONCLUSIONES	43
VI. LITERATURA CITADA	45
ANEXO A: ASPECTOS GENERALES DE REFERENCIA EN LA DINÁMICA POBLACIONAL DE PESQUERÍAS	52
A.1. EL MODELAJE MATEMÁTICO PARA LA EVALUACIÓN Y ADMINISTRACIÓN DE RECURSOS NATURALES (PESQUERÍAS)	52
A.1.1. MÉTODOS DE MARCADO Y RECAPTURA	53
A.1.2. MÉTODO DE CAPTURA POR UNIDAD DE ESFUERZO	53
A.1.3. MÉTODO DE MORTALIDAD DIFERENCIAL	54

	PÁG
A.1.4. MÉTODO DE POBLACION VIRTUAL	54
A.1.5. MÉTODOS MATRICIALES DE EVALUACIÓN POBLACIONAL	55
A.1.5.1. ANÁLISIS DE ESTABILIDAD COMUNITARIA	57
A.1.6. MODELOS DE UNA Y DE VARIAS POBLACIONES	61
A.1.6.1. MODELO DE PRODUCCIÓN EXCEDENTE	61
A.1.6.2. MODELOS ANALÍTICOS	62
A.1.6.3. ESTRATEGIAS BIONÓMICAS Y PARÁMETROS POBLACIONALES	64
A.1.6.4. MODELOS MULTIESPECIES	67
A.1.6.5. RELACIÓN ENTRE VARIOS TIPOS DE MODELOS POBLACIONALES	67
A.1.6.6. ESTABILIDAD EN SISTEMAS LINEALES Y CUASI LINEALES	69
A.1.7. ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DE LA INFORMACIÓN HISTÓRICA PESQUERA	77
A.1.7.1. ESTACIONARIDAD DE LAS SERIES DE TIEMPO.	78
A.1.7.2. NO-ESTACIONARIDAD DE LAS SERIES DE TIEMPO	80
A.2. EFECTOS DE EL NIÑO EN LAS COMUNIDADES OCEÁNICAS DEL PACÍFICO	84

ÍNDICE DE FIGURAS

	PÁG.
Figura 1. El Océano Pacífico oriental y sus capturas medias anuales durante 1979-1993 (tomado de IATTC,1994).	12
Figura 2. Estructura de una red neuronal típica para pronóstico de series de tiempo con una capa oculta y dos neuronas: la salida (el pronóstico) depende de los valores de retraso a los tiempos $t-1$ y $t-12$ (tomado de Faraway y Chatfield, 1998).	17
Figura 3. Biomasa trimestral observada en toneladas de atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental para el periodo de 1967 a 1994.	29
Figura 4. Biomasa observada en toneladas de cada trimestre durante el año, del atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental para el periodo de 1967 a 1994.	30
Figura 5. Gráfica bidimensional de espacio de fase de la biomasa trimestral de atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental (de 1967 a 1994).	31
Figura 6. Gráfica tridimensional de espacio de fase de la biomasa trimestral de atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental (de 1967 a 1994).	32
Figura 7. Biomasa en toneladas del atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental para el periodo de 1967 a 1994. (*) primer trimestre del año, (+) segundo trimestre, (*) tercer trimestre, (⊖) cuarto trimestre y (x) promedio.	33
Figura 8. Gráfica bidimensional de espacio de fase de la biomasa promedio anual de atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental (de 1967 a 1994).	34
Figura 9. Gráfica tridimensional de espacio de fase de la biomasa trimestral de atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental, estimada por el método de redes neuronales.	35
Figura 10. Gráfica tridimensional de espacio de fase de la biomasa promedio anual de atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental, estimada por el método de redes neuronales.	36

Figura 11. Coeficientes de autocorrelación de la biomasa trimestral del atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental, sin diferenciación, para 25 retrasos.	37
Figura 12. Coeficientes de autocorrelación de la biomasa trimestral del atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental, con una diferenciación, para 25 retrasos	38
Figura 13. Coeficientes de autocorrelación de la biomasa promedio anual del atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental, sin diferenciación, para 25 retrasos.	39
Figura 14. Coeficientes de autocorrelación de la biomasa promedio anual del atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental, con una diferenciación, para 25 retrasos	40
Figura 15. Biomasa trimestral del atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental, (+) observada y (-) estimada por el modelo ARIMA (0,0,0.1.1.0) ²⁸ .	41
Figura 16. Biomasa promedio anual del atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental, (+) observada y (-) estimada por el modelo ARIMA (0,0,0.1.1.0) ⁷ .	42
Figura 17. Algunas curvas de solución de la ecuación logística de la forma $dx/dt = 4x \cdot x^2 - 3$ (tomada de Edwards y Penney, 1993).	73
Figura 18. Nodo impropio, ambas raíces característica son negativas (tomada de Edwards y Penney, 1993).	73
Figura 19. Punto de silla, las raíces de la ecuación característica son reales y de signo contrario (tomada de Edwards y Penney, 1993).	74
Figura 20. Las raíces de la ecuación característica son reales e iguales, resultando un nodo propio (tomada de Edwards y Penney, 1993).	74
Figura 21. Un nodo impropio, con todas sus trayectorias tangentes al eje de las y (tomada de Edwards y Penney, 1993).	75
Figura 22. Un nodo impropio, con todas sus trayectorias tangentes a la gráfica de la ecuación $y = x$ (tomada de Edwards y Penney, 1993).	75
Figura 23. Punto en espiral, las raíces de la ecuación característica son complejas conjugadas (tomada de Edwards y Penney, 1993).	76
Figura 24. Un centro, las raíces de la ecuación característica son imaginarias puras (tomada de Edwards y Penney, 1993).	76

ÍNDICE DE TABLAS

	PAG.
Tabla 1. Eigenvalores (tasa finita de incremento poblacional, λ) estimados por el método de Vandermeer (1972) para la biomasa trimestral del atún aleta amarilla en el Océano Pacífico oriental.	26
Tabla 2. Parámetros del modelo ARIMA (0,0,0,1,1,0) ²⁸ estimados para la biomasa de atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental.	27
Tabla 3. Parámetros del modelo ARIMA (0,0,0,1,1,0) ⁷ estimados para la biomasa promedio anual de atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental.	28
Tabla 4. Valores observados/estimados de la biomasa trimestral de atún aleta amarilla para diferentes longitudes de series de tiempo (la serie inicia el primer trimestre de 1967), para el Océano Pacífico oriental.	28
Tabla 5. Tipo de punto crítico (0,0) del sistema lineal y sus respectivas gráficas. (modificado de Edwards y Penney, 1993).	72

DINAMICA NO-LINEAL DE LA BIOMASA DE ATÚN ALETA AMARILLA (*Thunnus albacares*) EN EL OCÉANO PACÍFICO ORIENTAL

RESUMEN

De las estimaciones del número de atunes aleta amarilla por trimestre que habitan el Océano Pacífico oriental (OPO), publicadas en el informe anual del CIAT (1996), y las tablas de su crecimiento en peso publicadas en el mismo informe, se estimó la biomasa trimestral de atún aleta amarilla (AAA) en el OPO, para el periodo comprendido entre 1967 y 1994. Se identificaron los patrones de comportamiento y la influencia de retrasos en tiempo de la biomasa de AAA durante este periodo, utilizando gráficas de biomasa contra tiempo, por subseries (trimestrales y anuales) y de espacio de fase, así como mapas de retorno y figuras de Poincaré. Utilizando el método gráfico de Vandermeer, se calcularon los eigenvalores para la biomasa de AAA por trimestre y anual, para analizar la estabilidad del sistema.

Para describir y pronosticar la biomasa de AAA por trimestre y anual, se ajustaron los modelos de redes neuronales, no-lineal y ARIMA, utilizando diferentes longitudes de la serie de tiempo, para contrastar la estructura encontrada.

Del análisis de la biomasa de AAA se encontró que presenta dos periodicidades, una anual y otra de aproximadamente 14 años. La primera está asociada a la fluctuación anual de fito y zooplancton en el OPO y la segunda a eventos fuertes del fenómeno de "El Niño". Estas dos periodicidades presentan en su comportamiento, un decaimiento de largo plazo, pero de muy rápida recuperación, con una relación de intervalos de tiempo de 4:1 entre decaimiento y recuperación.

La dinámica de la biomasa de AAA describe un toroide cuasi-periodico (atractor) cuyo comportamiento no es aleatorio y es sensible a las condiciones iniciales. Los modelos de redes neuronales (RN), no-lineal y ARIMA, identifican y describen bien estas mismas periodicidades. Los modelos ARIMA $(0,0,0,1,1,0)^{28}$ y ARIMA $(0,0,0,1,1,0)^7$ son los que mejor pronostican la biomasa de AAA por trimestre y anual respectivamente en el OPO.

Finalmente, la identificación de los patrones de comportamiento de la dinámica de la biomasa de AAA, aunado a la posibilidad de su pronóstico con cierto grado de certeza a corto plazo, nos podrá servir para analizar la dinámica de esta especie, así como planear su mejor administración para diferentes condiciones de perturbación natural o inducida por el hombre

I. INTRODUCCIÓN

La pesca es una actividad que ha sido practicada por el hombre desde los orígenes de las primeras civilizaciones, pero su manejo científico es relativamente muy reciente. Los primeros modelos utilizados para el manejo científico de las pesquerías fueron el de Verhulst en 1938, Shaefer en 1954, Beverton y Holt en 1957 y Ricker en 1958. La mayoría de los modelos desarrollados posteriormente para la simulación, pronóstico y administración de las pesquerías, son básicamente derivados de estos estudios.

En un principio, los trabajos sobre pesquerías abordaban el problema metodológico de estimar abundancias, en la actualidad en cambio, gran parte de este esfuerzo se centra principalmente en tener un mejor conocimiento de la relación recursos-ambiente.

Un objetivo general al utilizar modelos matemáticos en pesquerías, es el de entender la forma en que las diferentes interacciones biológicas y físicas afectan la dinámica de las especies. Con este propósito no estamos tanto interesados en los detalles algebraicos de una fórmula en particular, como de sus aspectos generales del siguiente tipo: ¿qué factores determinan el tamaño de la población?, ¿qué parámetros determinan la escala de tiempo en que la población responderá a perturbaciones naturales o de origen humano?, el sistema poblacional ¿seguirá las variaciones ambientales o las promediará a largo plazo?. De acuerdo a esto una mayor atención estará dirigida a la significancia biológica de los parámetros de la ecuación en uso, en lugar de los detalles matemáticos, ya que de otra forma corremos el riesgo de perder de vista la realidad del problema a investigar.

En el uso de los modelos matemáticos es necesario empezar con principios generales que sean útiles para facilitar el acceso a la mejor forma de manejar los recursos biológicos, como son los modelos de una sola especie, buscando elucidar el comportamiento de la población como función del tiempo y admitiendo por otra parte que en el mundo natural no existen especies aisladas. Las poblaciones tienden a interactuar con su suplemento alimenticio, compitiendo por estos recursos con otras especies en el mismo nivel trófico y teniendo un gasto energético para evitar a sus depredadores, así también las poblaciones estarán influenciadas por varios

factores del ambiente físico. Aún así, es conveniente considerar estas interacciones físicas y biológicas como parámetros pasivos de la ecuación, sintetizándolos como una globalización de la razón intrínseca de crecimiento (r), de la capacidad de sostén (k), u otros parámetros de la dinámica poblacional.

Podemos agrupar a los modelos en dos grandes divisiones; los que presentan traslape generacional y los que presentan un proceso continuo de crecimiento. Los primeros serán simulados como procesos discretos de crecimiento y los segundos por ecuaciones diferenciales de crecimiento continuo. En los modelos de crecimiento continuo se presentarán tanto situaciones de denso-independencia como de denso-dependencia, donde para el primer caso tenemos un proceso de crecimiento de interés compuesto dado por una ecuación exponencial del orden de $1/r$. Para el crecimiento denso-dependiente el modelo que mejor representa sus características esenciales está dado por la ecuación logística. Para la representación del crecimiento discreto poblacional, los modelos apropiados son las ecuaciones en diferencias, relacionando las poblaciones en la generación $t+1$ con aquellas de la generación t .

Existe todo un catálogo de fórmulas de las formas propuestas por diferentes autores de los análogos de la ecuación logística para la situación discreta, señalándose la analogía existente entre las ecuaciones diferenciales con retraso y las ecuaciones ordinarias en diferencias. Todo este espectro de manifestaciones biológicas y matemáticas para las ecuaciones no lineales fueron ampliamente estudiadas por May y Oster (1976), y pueden ser resumidas en las siguientes consideraciones: Cuando la no linealidad no es muy marcada en las estructuras de las ecuaciones, los efectos de retraso tienden a ser pequeños, comparados con la respuesta natural del sistema y se presentará como consecuencia un punto de equilibrio estable, pero, ¿qué sucede cuando estos puntos de equilibrio se hacen inestables?, los cuales se presentan cuando las razones reproductivas poblacionales se hacen mayores que dos, donde es de esperarse que se presenten bifurcaciones y se observen puntos localmente estables con periodos de manifestación bien definidos y donde la población oscila en ciclos y periodicidades fácilmente identificables, May (1976a). Esta secuencia de ciclos estables con periodos que convergen a valores límite, al ser rebasados hacen que los sistemas entren a situaciones de manifestación caótica, prácticamente imposibles de predecir. En estos casos la

dinámica poblacional de estos modelos determinísticos pasa a tener una mejor descripción sobre bases probabilísticas

Los métodos generales para obtener la descripción probabilística de esta dinámica poblacional bajo régimen caótico han recibido mucha atención y estudio, pero aún hay mucho por hacer antes de entrar en una fase firme para ser utilizados como herramientas en el análisis de las poblaciones y de sus procesos de administración y pronóstico, ya que las fluctuaciones poblacionales aparentemente caóticas no necesitan necesariamente derivarse de fluctuaciones ambientales aleatorias o errores sistemáticos de muestreo, sino que pueden reflejar la dinámica intrínseca de aspectos determinísticos fuertemente denso-dependientes (May, 1976a).

Una investigación completa del comportamiento poblacional en ambientes estocásticos está fuera de los propósitos de esta tesis, aun y cuando los efectos sobre las poblaciones se pueden promediar sobre variaciones ambientales de largo plazo, las cuales tienden a mantener un valor estacionario de equilibrio temporal que dependen de las variaciones en la magnitud de la capacidad de sostén. Sin embargo, es posible buscar las relaciones empíricas existentes con manifestaciones globales, como es el efecto de la interacción océano-atmósfera (El Niño). Tampoco entraremos en profundo detalle sobre las posibles relaciones entre la magnitud de las fluctuaciones ambientales y la probabilidad de extinción de la población. Sin embargo, debemos aceptar que bajo ciertas situaciones, variaciones temporales en el ambiente producen influencias desestabilizantes que influyen en las metodologías estadísticas de pronóstico aquí utilizadas.

Las consecuencias de describir poblaciones en términos de ecuaciones interligadas para diferentes clases de edades pueden presentar situaciones complicadas, comunes en el análisis de multiespecies, particularmente cuando los efectos de denso-dependencia son incluidos sin importar que estemos considerando el crecimiento poblacional como un proceso continuo o discreto

Los modelos unipoblacionales como los aquí utilizados pueden exhibir puntos de equilibrio estable que tienden a amortiguarse de forma monotónica u oscilatoria y presentan

fluctuaciones cíclicas o caóticas, dependiendo de las periodicidades naturales de la especie, así como efectos de retraso en el tiempo de los mecanismos regulatorios y de si estos son pequeños o grandes con referencia a los tiempos característicos de respuesta del sistema, donde el tiempo de respuesta característico poblacional es del orden de $TR=1/r$, introduciendo elementos de autoconsistencia en la evolución de los parámetros poblacionales, así por ejemplo, si la especie en estudio se desarrolla en un ambiente no predecible (ruido blanco), se presentarán ventajas de tener valores grandes de r que permitan la recuperación del sistema de los malos tiempos y de explotar en mejores condiciones la de los buenos tiempos. Para valores grandes de r (como es el caso de los peces e insectos), la población está condenada a seguir las fluctuaciones ambientales y de ponernos en una situación incómoda de no poder resolver la impredecibilidad del ambiente y por lo mismo de las biomásas poblacionales. Por otro lado valores pequeños de r implican fuertes respuestas e independencia del tiempo, con la ventaja de que la población puede mantener valores estacionarios y puede promediar el efecto de las variaciones ambientales, pero con la desventaja de que las recuperaciones serán lentas bajo condiciones de perturbaciones traumáticas. Los efectos de heterogeneidad espacial que a menudo juegan un papel importante en los efectos de estabilización, tampoco serán considerados en este estudio.

La infinita variedad de manifestaciones de la naturaleza pueden ser representadas con ecuaciones simples de pocos parámetros, como son la familia de las ecuaciones logísticas, donde los organismos presentan estrategias bioeconómicas representadas en sus parámetros, los que tienen que evolucionar para maximizar el ajuste de los organismos con su ambiente (May, 1976a).

La elaboración de pronósticos estadísticos ha sido siempre una parte integral de casi todos los tipos de toma de decisiones administrativas; pero durante las últimas décadas podemos decir que esta disciplina se ha transformado en un campo de investigación con derecho propio, tanto en el ejercicio profesional de la vida diaria como en el académico, reconociéndose su importancia en toda forma de planeación y de toma de decisiones en áreas tan diversas como pueden ser los negocios, la investigación, el gobierno e incluso en organizaciones con aplicaciones militares. Los pronósticos formales constituyen un área técnica dominada por

métodos estadísticos aplicados a datos de carácter histórico, donde la forma de la serie de tiempo está íntimamente relacionada con su predictibilidad, así, si una serie de tiempo presenta formas discernibles de periodicidad, entonces esta serie puede utilizarse para pronosticar futuros valores, pero si no presenta esta consistencia en sus datos, entonces no puede haber predictibilidad porque la secuencia de su información no presenta los ciclos o periodos específicos que prevalezcan sobre otras manifestaciones para su posible pronóstico. Es esta distribución no uniforme de componentes cíclicos lo que hace que el pronóstico estadístico sea posible.

La predictibilidad de una serie de tiempo puede ser descrita en términos de su función de autocorrelación y así determinar si existe una predictibilidad inherente en los datos, ya que si la autocorrelación existe, ésta puede ser usada para realizar predicciones del futuro basados en observaciones del pasado (Ritter, 1996; Ritter *et al.*, 1998). El pronóstico es un elemento necesario en el proceso de planeación, pero no es la planeación en si misma, ya que el pronóstico estadístico predice lo que pasará si las tendencias históricas no cambian, ya que si esto sucede deberán de realizarse cierto tipo de ajustes. Entre las técnicas cuantitativas de pronóstico se encuentran principalmente los promedios móviles (MA), el alisamiento exponencial, el análisis de regresión, los filtros de descomposición y adaptativos, modelos econométricos, los métodos de Box y Jenkins, la matriz de insumo-producto, etc. Las técnicas cuantitativas de pronóstico se subdividen a su vez en técnicas de series de tiempo y causales, donde las primeras suponen que la serie histórica tiene un patrón o combinación de patrones que se repiten con el tiempo y las segundas suponen que el valor de una variable es función de otras variables (Dorantes, 1992).

El objetivo de este trabajo es identificar patrones de comportamiento de la dinámica de la biomasa del atún aleta amarilla (*Thunnus albacares*) que habita en el Océano Pacífico oriental; analizar la estabilidad de estos patrones, su relación con el ambiente y el efecto de retraso en el tiempo. Utilizando para este propósito metodologías estadísticas no-lineales y métodos de solución gráfica de ecología cuantitativa. Estos estudios, aunados a la posibilidad de pronóstico, nos permitirán analizar la dinámica de esta especie y así poder plantear su mejor administración para diferentes condiciones de perturbación natural o inducida por el hombre.

II. ANTECEDENTES

2.1. LA MODELACIÓN MATEMÁTICA BÁSICA DE LAS PESQUERÍAS

Los modelos más importantes que se han desarrollado para la descripción y predicción del comportamiento de las pesquerías son el modelo logístico de Verhulst, formulado en 1838, y el modelo de producción de Shaefer dado en 1954 y modificado en 1957. Los modelos que los preceden son básicamente modificaciones de estos. Así, encontramos modificaciones del modelo de Shaefer como la de Pella y Tomlinson en 1969, Walter 1973, y Schnute en 1977 y 1985. De esta misma derivación Fox en 1975 hace una formulación matemática para su modelo de producción basada también en un modelo logístico. Existen otros planteamientos como el modelo basado en la modificación de la ecuación de peso de Brody, propuesto por Deriso en 1980 y el modelo de producción económico propuesto por Morton Lea en 1981 (Díaz, 1992).

Los modelos para el análisis de la dinámica de las poblaciones de peces y el efecto que la pesca ejerce sobre estas, se pueden clasificar en dos grandes grupos. El primero de tipo de producción excedente relacionado particularmente con el trabajo de Shaefer (1954; 1957), que trata a la población como una sola entidad, descrita efectivamente por un solo parámetro, el tamaño o biomasa. El segundo grupo representado por el modelo analítico, que está asociado particularmente con el trabajo de Ricker (1958) y Beverton y Holt (1957), donde consideran la población como la suma de las características implícitas de sus individuos y estudian los parámetros de la dinámica poblacional por el desarrollo característico de cada individuo.

Existe otro grupo de modelos denominado de relación, en los cuales la dinámica de la población está en función de los factores ambientales, tal es el caso de los modelos causales de Ritter y Guzmán (1979, 1982, 1984), Ritter *et al.* (1982, 1985), Díaz (1992) y Ortega (1998), en los que se relaciona la biomasa del atún con variables físicas, climáticas y bióticas (temperatura, tormentas, El Niño, grosor de capa de mezcla, vientos y disponibilidad de alimento), esto ha permitido agregar un tercer componente a las denominaciones clásicas de las pesquerías (denominándoseles ambientalmente dependientes) además de las ya conocidas

de denso-dependencia y denso-independencia.

Finalmente están los modelos de series de tiempo, donde la dinámica poblacional de la especie se explica por los valores históricos de ésta, dentro de este tipo de modelos encontramos a los ARIMA como los más utilizados (Bazigos, 1983), tal es el caso del modelo de González (1986) que utiliza esta metodología para pronosticar capacidades de sostén del atún en el Océano Pacífico oriental y el de Su y Yeh (1998) que la utilizan para modelar y pronosticar capturas de atún en Taiwan.

2.2. ASPECTOS AMBIENTALES COMO FACTORES DETERMINANTES DE LA DISTRIBUCIÓN Y ABUNDANCIA DE ALGUNAS PESQUERÍAS

En el Océano Pacífico del Este entre las latitudes que comprenden desde el norte de Baja California hasta el norte de Chile, se encuentra localizada una de las áreas de mayor productividad de túnidos en el mundo.

En esta área, el atún aleta amarilla se le captura asociado a otras especies o alrededor de objetos flotantes, como troncos de árboles. Cuando es capturado con barriletes, los peces resultan más pequeños que cuando el cardumen es puro, Orange, Schaefer y Larmie (1957), Broadhead y Orange (1960), observándose además que el atún aleta amarilla como el barrilete tiene la tendencia de agruparse por tamaños, Schaefer (1948) y Brock (1954)

Los diferentes asociados interactúan constantemente en área y tiempo, pero en muchas ocasiones actúan independientemente. Yuen (1963), de observaciones submarinas concluyó que aun cuando en lances individuales son capturados atunes aleta amarilla y barriletes juntos, dichas especies no están agrupadas aleatoriamente sino que tienden a agruparse por especie y el hecho de ser atraídos a la misma área es por el estímulo del alimento, observación que coincide con Shimada y Scheafer (1956) cuando notan del estudio sobre los alimentos y hábitos alimenticios del atún aleta amarilla y barrilete del pacífico, que estos están orientados en su distribución por las cantidades de alimento que encuentran y así generalmente tienden a conglomerarse en regiones oceánicas en donde la productividad biológica es alta y donde las

reservas estables de organismos alimenticios son abundantes. Joseph (1970) confirma lo anterior al señalar que los atunes no están aleatoriamente distribuidos sino que tienden a concentrarse en determinadas áreas del océano que presentan determinadas características físicas, coincidiendo las áreas de alta productividad primaria (zona de surgencias, áreas alrededor de islas o interfaces de corrientes), con las mayores concentraciones de atún.

El Golfo de Tehuantepec presenta un contraste en la abundancia atunera de acuerdo a las épocas de secas y lluvia. Para época de secas, coincidente con una mayor proximidad de la alta semipermanente de las Azores sobre el Golfo de México, que produce efectos característicos de presiones y vientos intensos del NE, resultando mayores efectos de surgencias y una mayor concentración de alimentos, que motivan una mayor abundancia y concentración atunera. Para la época de lluvias resultante de una mayor proximidad de la zona de convergencia intertropical, se tienen bajas abundancias atuneras, por la estabilización de los movimientos verticales y menores concentraciones de alimento. Ritter y Guzmán (1984) del estudio estadístico multivariado entre las variables ambientales y la abundancia del atún, en ésta área, encontraron valores de correlación canónica de 0.98 que señalan un alto grado de asociación entre las variables ambientales (insolación, evaporación, lluvia, presión, temperatura y los vientos en sus cuatro componentes) y de producción, donde el análisis de regresión por pasos da un 86% de influencia de los vientos de NE en las mayores abundancias atuneras locales.

El Golfo de Panamá presenta dos periodos característicos en productividad oceánica. Un periodo de gran abundancia al principio del año (febrero-marzo) y otro periodo de pobre productividad durante el resto del año. El factor limitante en la productividad regional es la ausencia de nutrientes en la zona eufótica, ya que el efecto del transporte vertical desaparece cuando cambia el sentido de los vientos predominantes (del norte al principio del año al sur el resto del año) que es cuando la zona de convergencia intertropical (ZCIT) cambia de la posición sur a la del norte. De tal forma que la posición de la ZCIT es el factor meteorológico limitante en la productividad oceánica de esta área. Un efecto estabilizador en la capa superior oceánica es producido por la presencia de lluvias, y esas lluvias influyen también sobre la destrucción de los movimientos de turbulencia vertical (Ritter y Guzmán, 1979)

El recurso atunero del Océano Pacífico del Este, presenta grandes fluctuaciones temporales en su abundancia como respuesta a los cambios drásticos ambientales, por ejemplo el del "Niño", considerado como un fenómeno resultante de anomalías en la circulación general de la atmósfera que afecta por igual a la abundancia de toda el área. Considerando que este recurso además de responder al efecto biológico de densidad-dependencia responde también al efecto de dependencia ambiental (Ritter *et al.*, 1985).

Las fluctuaciones en abundancia y disponibilidad de poblaciones de sardina, muestran que la temperatura del agua y las corrientes oceánicas, parecen tener un gran efecto en estas fluctuaciones. La intensidad de la variación en la disponibilidad o abundancia de este recurso debido a factores abióticos depende de su extensión horizontal y vertical, su duración y desviación de estos cambios, así como también de sus características; por ejemplo sus gradientes oceanográficos, geográficos y locales así como de la estación del año. Cuando el cambio en el ambiente abiótico es transitorio o local, la influencia en la disponibilidad del recurso se ve reflejada en la concentración local y la distribución horizontal y vertical de los peces; pero en la abundancia la influencia es escasa. Cuando los cambios en el ambiente abiótico persisten por algunos años, hay una influencia directa o indirecta en la abundancia, que altera la distribución y resulta como consecuencia una remarcada variación en la disponibilidad del recurso. Cuando la abundancia se incrementa notablemente y se expande el rango de distribución en el hemisferio norte, tiene lugar una mortalidad masiva de adultos; esto es causado por el abrupto descenso de la temperatura del agua cerca del límite migratorio. Un ejemplo es la mortalidad masiva de sardina del norte de la costa de Korea en 1923. La sardina es muy sensible a cambios en el ambiente abiótico cuando se encuentra en su estado postlarval (Nakai, 1977).

La distribución del atún parece depender principalmente de dos propiedades oceánicas: la temperatura y la disponibilidad de alimento (Blackburn, 1965; Ritter *et al.* 1982a). La distribución del atún a gran escala esta determinada por la temperatura del agua siendo probablemente su principal factor limitante (Mullen, 1992), la densidad relativa del atún parece seguir la distribución de la productividad primaria, coincidiendo su presencia con áreas de surgencias, frentes oceánicos y otras áreas de convergencia y divergencia (Ritter y Guzman

1982, Ortega, 1998), pero prefiere congregarse en lugares con temperaturas superficiales mayores a los 20 °C, sin considerar la concentración de alimento (Blackburn, 1969) Así también, las áreas donde desovan están limitadas por las isotermas superficiales de 26-30 °C y donde 26 °C es la temperatura más baja a la cual probablemente puede presentar su desove (Ueyanagi, 1978)

III. MATERIALES Y MÉTODOS

3.1. ÁREA DE ESTUDIO

El área de donde provienen los datos de las estimaciones del número de atunes aleta amarilla utilizados para este estudio, es la denominada como Océano Pacífico oriental, definida como la zona entre el litoral de las Américas y los 150 °W (Fig 1). Entre las latitudes comprendidas desde el norte de Baja California (33 °N) hasta el Norte de Chile (20 °S), se encuentra localizada una de las áreas de mayor productividad de túnidos en el mundo. Desde 1954 el personal del IATTC viene reuniendo datos de atunes aleta amarilla capturados en esta área (Tomlinson *et al* , 1992).

La captura promedio anual de atún aleta amarilla para el periodo de 1979 a 1993 en esta área fue de 218 mil toneladas (rango de 90.4 mil a 294.6 mil). Desde 1987 a la fecha la flota atunera más grande que opera en esta área es la mexicana, con un 40% de la capacidad total (IATTC, 1994).

La IATTC considera las siguientes áreas históricas de producción, por ser áreas que desde sus inicios de la pesquería presentan aportes significativos de grandes biomásas de atún aleta amarilla y barrilete, a) Baja California, b) Islas Revillagigedo, c) Golfo de California, d) Costa Mexicana-Golfo de Tehuantepec, e) América central, f) Golfo de Panamá, g) Islas Malpelo, h) Parte Septentrional de Sud América e I) Islas Galapagos (IATTC, 1993).

3.2. PROPUESTA DE UN MODELO ESTADÍSTICO DE DINÁMICA NO-LINEAL PARA PRONÓSTICO DE ABUNDANCIA PESQUERA

En años recientes, el estudio matemático de los sistemas dinámicos, ha mostrado que la solución de ecuaciones simples lineales pueden exhibir comportamientos temporales y espaciales complicados. Existen muchos ejemplos de ecuaciones que manifiestan una gran variedad y rangos de comportamiento, que van de la forma simple periódica a comportamientos caóticos. Un concepto que ha emergido de estos estudios es el de "atractor

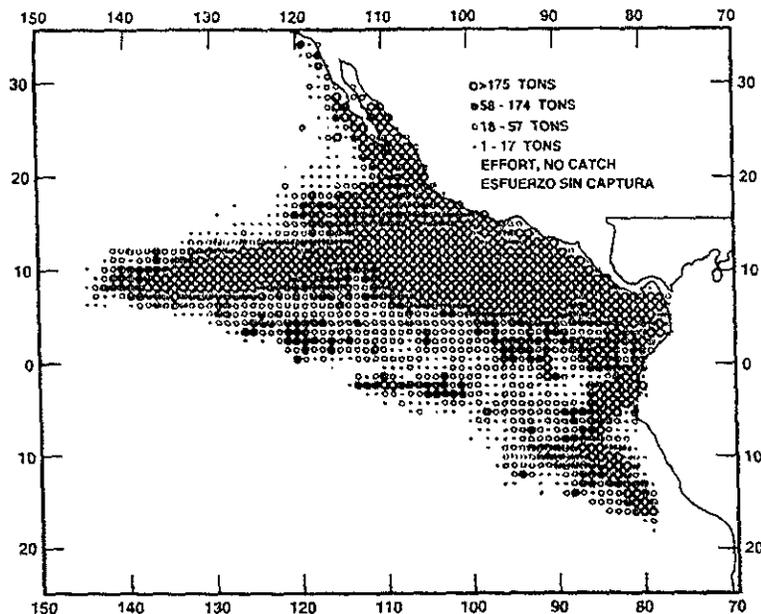


Figura 1. El Océano Pacífico oriental y sus capturas medias anuales durante 1979-1993 (tomado de IATTC, 1994).

extraño”. Atractores simples tal como un sistema en equilibrio termodinámico (atractor puntual) o aquellos que decaen en estados periódicos (ciclos límite) han sido conocidos desde hace mucho tiempo. Un atractor extraño tiene la propiedad de que el sistema decae o es atraído a un estado final, pero este estado no es periódico y es extremadamente complejo. De hecho es caótico y pseudoaleatorio, apareciendo como la solución de un conjunto de ecuaciones determinísticas. Es también altamente sensible a las condiciones iniciales. El objetivo del análisis experimental de la información es encontrar un patrón o estructura que modele los datos. La estructura misma puede no ser simple y obvia pero una vez encontrada, la información original adquiere una nueva dimensión de simplicidad. Analizaremos la información en series de tiempo para una sola variable (biomasa de la población de atún aleta amarilla) con las consideraciones de que la presencia de un atractor extraño, puede llevarnos a

series de tiempo complicadas y de que dicho fenómeno puede ser descrito por ecuaciones no-lineales simples. La presencia de un atractor extraño, puede muy bien ser revelado de graficas de fase-espacial Si los datos son dados en intervalos cortos de tiempo y no tienen un componente de ruido significativo, entonces los gráficos de fases-espaciales pueden ser contruidos con componentes de la información y sus derivadas y entonces toda la información puede ser representada como una trayectoria en esta fase espacial El procedimiento será el de considerar fases espaciales de dimensión cada vez mayor hasta que un incremento más de la fase no cambie la topología de la estructura observable. Una vez que el atractor extraño ha sido identificado puede ser cuantificado al calcular varias medidas como la de su dimensión y su exponente de Lyapunov. La dimensión es una medida de la complejidad de la trayectoria de la fase-espacial, mientras que el exponente de Lyapunov es una medida de la sensibilidad a las condiciones iniciales Para tener una medida exacta de la dimensión de un atractor es teóricamente necesario envolverlo en un espacio de dimensión de al menos $2d + 1$, donde d es la dimensión integral conteniendo al atractor. Hay varias formas de definir la dimensión de un atractor y la más simple es la "dimensión de capacidad", que describe la geometría de la dimensión del atractor sin considerar que tan frecuente la trayectoria visita las localidades sobre el atractor. La "dimensión de correlación" es una frontera inferior de la "dimensión de capacidad", pero en la mayoría de los casos se aproximan ambos valores. El mayor obstáculo en el cálculo de la información fractal y topológica es la insuficiencia de los datos, sin embargo, pueden usarse las ecuaciones del modelo derivadas de la descomposición de valores singulares, para generar los datos necesarios para calcular la dimensión y otras propiedades del atractor obteniendo una simplificación significativa para cuando las ecuaciones reflejan razonablemente la topología de la información. Podemos decir que las metodologías de análisis de información de sistemas no-lineales están aún muy lejos de ser una ciencia exacta, por lo que proponemos ciertos procedimiento generales a seguir para encontrar patrones o estructuras que modelen los datos y que nos puedan ayudar a descubrir fenómenos no-lineales en la información que manejemos Utilizaremos varios tipos de análisis estadístico con este propósito, analizando 28 años de información (112 datos trimestrales) para los años de 1967-1994, de biomasa de atun aleta amarilla en el Océano Pacífico oriental, expresada en toneladas métricas, a fin de vislumbrar algunas de las manifestaciones de las ya señaladas Se construyen "Espacios de fase multidimensional",

“Mapas de retorno” y “Figuras de Poincaré”, donde la gráfica de los datos nos permite presentar la información en diferentes formas incluyendo el graficado de cada valor contra su inmediato predecesor y gráficas de las diferentes derivadas de la información contra los valores originales para revelar la topología de la solución. Debemos esperar que los sistemas “periódicos” exhibirán figuras cerradas, donde para situaciones más complicadas, estas se darán en regiones de dos o tres dimensiones y con estructuras poco definidas. Este mismo tipo de estructuras borrosas se darán también cuando el sistema sea cuasi periódico para tiempos de largo plazo. Después de esto, la información caótica aparecerá en la forma de un atractor con estructura de dimensión fraccional (fractal) menor de dos dimensiones, con repetidos estiramientos y plegamientos de las trayectorias causando que los puntos vecinos se separen, pero cuando los datos estén dominados por el ruido, estos no presentaran estructura alguna (Ritter *et al.*, 1998).

3.2.1. MODELO ARIMA DE SERIES DE TIEMPO

El modelo ARIMA representa un proceso estocástico que contiene las estructuras de correlación de una serie de tiempo discreta y estacionaria (Box y Jenkins, 1976). La estacionaridad de la serie de tiempo implica que la media y la varianza del proceso son constantes en el tiempo.

En este trabajo, se usa el modelo ARIMA multiplicativo estacional del orden $(p,d,q)(P,D,Q)^{28}$, donde p es el orden del proceso autorregresivo, d es el grado de diferenciación, q es el orden del proceso de promedios móviles para el componente no-estacional; P , D y Q son equivalentes a p , d y q para el componente estacional. El modelo es expresado con la siguiente ecuación general (Abraham y Ledolter, 1983):

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^{28})(1-B^0)^d(1-B^{28})^D(y^{\lambda v}_t - \mu) = \theta_q(B)\Theta_Q(B)a_t$$

donde $y^{\lambda v}_t$ es la biomasa transformada por la potencia de λv para la varianza estacionaria al trimestre t ; μ es la media de la serie de tiempo; B es el operador de retraso, $B^m(y_t) = y_{t-m}$; ϕ_p es el parámetro autorregresivo no estacional de orden p ; Φ_P es el parámetro(s) autorregresivo estacional de orden P ; $(1 - B^0)^d$ es el factor de diferenciación de orden 0 y grado d para lograr la estacionaridad no estacional (tendencia); $(1 - B^{28})^D$ el factor(es) de diferenciación de orden

28 (28 trimestres) y grado D para estacionaridad estacional; θ_q es el parámetro(s) de promedio móvil de orden q, Θ_Q es el parámetro(s) de promedio móvil estacional de orden Q, y a_t es el ruido blanco (variable aleatoria) al trimestre t

El modelo anterior expresa la biomasa trimestral como una combinación lineal de la biomasa en el pasado (componente autorregresivo), más el valor presente y pasado del término de ruido (componente de promedio móvil) para ambos componentes; estacional y no estacional de la serie de tiempo.

El procedimiento del modelo ARIMA sigue tres pasos: a) identificación del modelo, b) estimación de parámetros y c) chequeo del diagnóstico (Box y Jenkins, 1976, Abraham y Ledolter, 1983; Makridakis, y Wheelwright, 1994).

El valor de λv para la varianza estacionaria es identificado usando el método descrito por Box y Cox (1964). Se examinan la función de autocorrelación (FAC) y la función parcial de autocorrelación (FPAC) de la serie de tiempo original para identificar el orden de la diferenciación no estacional (valor d) y el orden de la diferenciación estacional (valor D) para llegar a la estacionaridad estacional y no estacional

Tanto la FAC como la FPAC de la serie de tiempo estacionaria es examinada para identificar el modelo tentativo de ARIMA a utilizar. En general, el modelo autorregresivo está caracterizado por una tendencia exponencial u oscilatoria manifestada en la FAC y picos en la FPAC a los diferentes retrasos considerados, mientras que lo opuesto sirve para caracterizar a los modelo de promedios móviles (Abraham y Ledolter, 1983).

Después de la identificación del modelo tentativo a utilizar, se calculan los parámetros del modelos por el método de máxima probabilidad. El modelo tentativo es chequeado para su significancia, invertibilidad y suficiencia. Los parámetros estimados son probados por su significancia estadística, examinando los coeficientes de correlación y eliminando los que no sean significativos. La invertibilidad es determinada por la raíz cuadrada de cada factor en el modelo. Todas las raíces deben quedar fuera de un círculo unitario. Si uno de los factores no

es invertible, entonces el modelo es ajustado. El ajuste apropiado queda manifestado por el tipo de factor que no sea invertible. Como prueba final se considera que los residuales del modelo deberán manifestar valores aleatorios (ruido blanco), lo que hace que el modelo sea considerado como suficiente. Si existe un patrón expresado en los residuales FAC y/o FPAC, esto quiere decir que se debe incluir un parámetro adicional en el modelo, Gonzalez (1986).

3.2.2. MODELO DE REDES NEURONALES

En series de tiempo deseamos predecir observaciones futuras en función de las observaciones pasadas. Un punto clave de las redes neuronales (RN) es que la función no necesita ser lineal, así que las RN pueden considerarse como un modelo sintético de autoregresión no lineal.

En la figura 2 se muestra una típica estructura neuronal aplicada al pronóstico de series de tiempo, donde hay una entrada constante, que por conveniencia puede tomarse como la unidad. Cada punto está conectado a las dos neuronas y las dos neuronas se interconectan a la salida, así también una conexión directa de las constantes de entrada a la función de salida. La "fuerza" de conexión está medida por una cantidad denominada "peso". Para cada neurona se calcula un valor numérico como sigue: Primero, se encuentra una función lineal de entrada, digamos $\sum w_j y_j$, donde w_j denota el peso de la conexión entre la y_j -ava entrada y la j -ava neurona. El valor de entrada en la figura es $y_1=1$, $y_2=x_{t-1}$ y $y_3=x_{t-12}$. La suma lineal de estas (v_j), se transforma aplicando una función llamada "función de activación", que típicamente no es lineal. Una función comúnmente utilizada es la función logística estandarizada, $z_j = 1 / \{1 + \exp(-v_j)\}$ que da valores en el rango de (0,1). En la figura 2 se dan dos valores z_1 y z_2 para las dos neuronas. Como z_j está entre (0,1) los datos originales hay que transformarlos para que queden en ese rango.

Para un modelo de RN con una capa oculta, la ecuación de predicción para calcular el pronóstico de x_t de la salida (usando observaciones pasadas, seleccionadas x_{t-j} , ..., x_{t-j} como entrada) puede escribirse de la forma

$$X_t = \phi_0 \{ W_{\infty} + \sum W_{ho} \phi_h (W_{ch} + \sum W_{ih} x_{t-j}) \}$$

donde W_{ch} denota el peso para la conexión entre las constantes de entrada y las neuronas

ocultas, y W_{co} es el peso de la conexión directa entre la constante de entrada y la salida, W_{ih} y W_{ho} son los pesos para las otras conexiones entre las entradas y las neuronas ocultas y entre las neuronas y la salida respectivamente. ϕ_h y ϕ_o son las funciones de activación usadas en la capa oculta y la de salida respectivamente

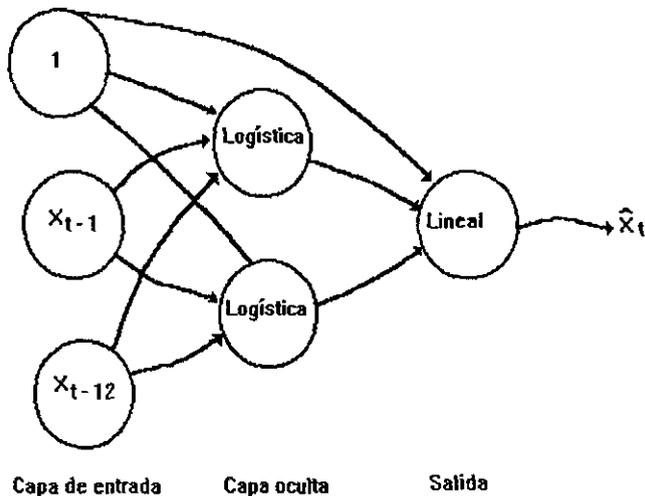


Figura 2. Estructura de una red neuronal (RN) típica para pronóstico de series de tiempo con una capa oculta y dos neuronas: la salida (el pronóstico) depende de los valores de retraso a los tiempos $t-1$ y $t-12$ (tomado de Faraway y Chatfield, 1998)

Se usa la notación $RN(j_1, \dots, j_k, h)$ para denotar RN con entradas de retraso j_1, \dots, j_k y con h neuronas (o unidades) en la capa oculta.

Los pesos usados en el modelo de RN se estiman de los datos, minimizando la suma de

cuadrados de los errores del pronóstico dentro de la muestra, $S = \sum_1 (x_t - \hat{x}_t)^2$, sobre la primera parte de la serie de tiempo, llamado en la jerga de RN como proceso de “aprendizaje”. Esto no es una tarea fácil, ya que el número de pesos puede ser grande y la función objetivo puede tener mínimos locales. Existen varios algoritmos propuestos, pero también se observa que un buen procedimiento, puede tomar varios cientos de iteraciones para converger y todavía puede presentarse que tienda a converger a un mínimo local. La literatura de RN describe el procedimiento iterativo de estimación como un algoritmo de “aprendizaje” que ‘aprende con prueba y error’.

3.2.3. EL MODELO LOGÍSTICO COMO PREDICTOR DE PROCESOS DINÁMICOS NO LINEALES

La ecuación logística fue propuesta por el sociólogo y matemático Pierre Verhulst en 1845; sus sorprendentes propiedades fueron puestas de manifiesto por el físico y biólogo Robert May en la década de 1970, cuando la aplicó al estudio de la dinámica de poblaciones de plantas y animales. En estas poblaciones hay una retroalimentación en cada ciclo vital por la reproducción controlada por el efecto negativo de los depredadores o de la creciente escasez de alimento, que impide así que esas poblaciones crezcan explosivamente. Esta ecuación permite calcular, partiendo de las características de la población en un momento dado, el comportamiento poblacional a través del tiempo.

La ecuación logística es una ecuación simple, muy fructífera por la cantidad de aplicaciones en muchos campos de estudio de sistemas complejos (ecológicos, biológicos, económicos, etc.). Es una ecuación que opera sobre un número y lo transforma en otro, sobre el que vuelve a operar y así reiteradamente en un proceso iterativo. Sus características especiales sólo se evidencian cuando el número de iteraciones es grande. Esta ecuación permite describir sistemas dinámicos, donde el futuro depende de manera determinística del pasado.

La ecuación logística produce sobre un número cualquiera dos efectos opuestos:

- 1.- Lo incrementa, produciendo otro número mayor que a su vez es vuelto a incrementar por la ecuación y así reiteradamente.

2 - Va reduciendo esos numeros resultantes a medida que crecen, de modo que se tiene un proceso con una retroalimentación controlada.

Al ser iterada un gran número de veces, la ecuación puede describir comportamientos insospechados de aspecto caótico. Las rutas entre orden y caos se pueden clasificar en tres tipos principales de acuerdo a las diferentes modalidades con las que se producen dichas transiciones: a) Cuasi- periódicas. Donde el sistema se representa en el espacio de fases como un atractor cuasi periódico inscrito en un toro y la transición lo transforma en un atractor extraño. b) Cascadas subarmónicas Donde el sistema presenta oscilaciones de un cierto periodo T y a partir de la transición se produce una bifurcación apareciendo otras de periodo doble, $2T$, en la transición siguiente; se agregan oscilaciones de periodo $4T$, luego $8T$ y así sucesivamente en cascada. c) Intermitencias. El sistema produce esporádicamente fluctuaciones de gran amplitud

La variación del parámetro K en la ecuación logística implica una ruta al caos por duplicación de periodos Como puede verse el papel de K es definir la complejidad del comportamiento.

Hoy en día, una de las preguntas que se plantean los ecólogos es la de si el comportamiento que predice este modelo se da en las poblaciones reales. Las opiniones entre biólogos sobre estas teorías están divididas, desde los que piensan que la imprevisibilidad inherente al caos determinista es un factor muy importante para explicar la evolución de las especies, hasta los que consideran que las poblaciones reales no pueden tener dinámicas caóticas porque se extinguirían y que las investigaciones en laboratorios y por simulación en computadoras se alejan demasiado de los casos reales que aparecen en la naturaleza.

Resulta difícil elucidar este problema porque en los sistemas ecológicos no es sencillo separar los múltiples factores ambientales, tampoco se pueden variar parámetros como la tasa de reproducción para ver como varía su efecto. Aun así se han hecho experimentos sobre poblaciones animales y vegetales aisladas en laboratorio, donde se pueden alterar algunas condiciones, por ejemplo, variando la temperatura ambiente para acelerar el metabolismo de moscas de la carne o de protozoarios Los estudios sobre estas poblaciones experimentales

revelaron las transiciones que corresponden a las primeras bifurcaciones, pero sin una duplicación de periodos tan clara y nítida como la que aparece en los sistemas físicos. Lo que aparece inequívocamente es la transición al caos, Sametband (1994)

El otro método que se está utilizando para el estudio de la dinámica de poblaciones es la simulación por computadora en la que los investigadores crean un modelo que genera series de datos que representan el tamaño de una población a lo largo de muchas generaciones. Éste es un mundo imaginario, donde el investigador especifica a voluntad los factores que gobiernan al sistema y luego los analiza usando los métodos que se aplican a los sistemas vivientes reales. Este método matemático permite construir un espacio de fases con tantas dimensiones como variables independientes están en juego y buscar atractores extraños que, si aparecen, son una evidencia de que se está ante un sistema dinámico no-lineal determinista.

Una de las dificultades que se presenta es que cada especie usualmente interactúa con muchas otras y para cada una debe agregarse una variable o dimensión, de modo que hay que trabajar con espacios de fases multidimensionales, donde es muy fácil confundir fluctuaciones estadísticas con la presencia de atractores.

Las dificultades para la aplicación de estos métodos de estudio son reconocidas por May (1976a), quien sin embargo, los promueve desde hace cerca de 30 años basándose en el hecho de que tanto poblaciones como procesos biológicos están gobernados por mecanismos no-lineales y que por lo tanto, deberán presentar comportamientos caóticos además de los cíclicos estables.

3.2.4. MÉTODO GRÁFICO PARA EVALUAR LA ESTABILIDAD Y MÁXIMA CAPACIDAD DE SOSTEN DE UNA POBLACIÓN

Una vía gráfica para analizar el comportamiento de la dinámica de la biomasa de una población es graficarla al tiempo t vs $t+1$ y analizar los puntos que cruzan a una línea de 45° con origen en $(0,0)$ que representa los valores de equilibrio del ecosistema (K) o el punto de saturación logístico. Las pendientes de esos puntos de intersección corresponden a un

eigenvalor o tasa finita de incremento poblacional. Si el valor máximo del eigenvalor es mayor que 1, la población crecerá, si es menor que 1, tenderá a la extinción. La tasa finita de incremento o eigenvalor, λ , está relacionada a la tasa intrínseca de crecimiento por la ecuación $\ln \lambda = r$, esos valores indican la estabilidad del ecosistema, así como el comportamiento caótico o de bifurcaciones. Ahora bien, de los eigenvalores, si son menores que -1, el sistema tendrá un comportamiento oscilatorio inestable, si es mayor que -1, pero menor que 0, el sistema oscilará, pero será estable; si el eigenvalor está entre 0 y +1, el sistema será asintóticamente estable; y si el eigenvalor es mayor que +1, el sistema será asintóticamente inestable (Vandermeer, 1972; 1981)

3. 3. METODOLOGÍA

- De las estimaciones del promedio de números de atún aleta amarilla (AAA) por trimestre en el Océano pacífico oriental (OPO), publicadas en el informe anual del CIAT (1996), y las tablas de crecimiento en peso del AAA del mismo informe, se procedió a la estimación de la biomasa trimestral de AAA para el OPO, para el periodo comprendido entre 1967 a 1994.
- Para analizar el comportamiento de la biomasa de AAA durante este periodo, se graficó por trimestres continuos, por subseries para los cuatro trimestres del año y por promedio anual. Con la finalidad de identificar patrones de comportamiento.
- Se realizaron gráficas de espacio de fase de la biomasa trimestral y promedio anual, para identificar los patrones de comportamiento y la influencia de retrasos.
- Para el análisis de la estabilidad del sistema, se calcularon por el método gráfico de Vandermeer (1972) los eigenvalores y las capacidades de carga para las biomásas, expresadas por trimestre y por promedio anual.
- Se ajustaron tres modelos para analizar el comportamiento de la biomasa por trimestre y promedio anual: redes neuronales, no-lineal y ARIMA.

- El modelo de redes neuronales se ajustó con el programa Chaos Data Analyzer, versión profesional, de la Universidad de Wisconsin, que utiliza una red neuronal artificial simple donde cada término en la serie de tiempo se supone que es dado por una superposición de los previos n términos, y el peso es determinado por el mejor ajuste a los datos existentes. La red aprende variando los pesos para minimizar el error. En este sentido la red emula el camino de trabajo del cerebro. La no linealidad es introducida comprimiendo los datos de entrada usando una función sigmoideal con límite de valores en el rango -1 a 1 . La función de compresión que usa es la $\tanh(x)$. La red solo tiene dos capas (entrada y salida) sin capas ocultas. También para el modelo no-lineal se utilizó el programa Chaos Data Analyzer. Y para ajustar el modelo ARIMA se utilizó el programa Stat Graphics Plus Ver. 5.0.
- Con los modelos de redes neuronales ajustados se realizaron gráficas de espacio de fase para identificar el comportamiento del sistema a largo plazo.
- Para contrastar la eficiencia de los modelos estimados para la predicción, se utilizaron diferentes longitudes de la serie de tiempo de la biomasa trimestral.
- Finalmente de los datos sobre lapsos en años entre inicio e inicio de los Niños fuertes observados entre 1763 y 1992 (Arntz y Fahrbach, 1996), se calcularon su promedio y varianza, para poder compararlos estadísticamente con las fluctuaciones de la biomasa del AAA en el OPO.

IV. RESULTADOS Y DISCUSIONES

Del análisis de la información trimestral de biomasa de atún aleta amarilla (*Thunnus albacares*) en el Océano Pacífico oriental durante el periodo de 1967 a 1994, (Figs 3 y 4) se observan dos tipos de fluctuaciones a) Existe una fluctuación anual donde cada trimestre presenta un proceso iterativo de decaimiento severo y muy similar en cada uno de los años observados, con una recuperación siempre presente en el primer trimestre de cada año, época que coincide con los más altos valores de productividad fito y zooplanctónica, aunque los picos de máxima abundancia, llegan a presentar retrasos del zooplancton respecto del fitoplancton de uno a dos meses (Ritter y Guzman 1982, Ortega 1998); lo cual confirma que las mayores concentraciones de la biomasa atunera a corto plazo (un año) se da en función de la disponibilidad de alimento coincidiendo con las observaciones de abundancia de sardina realizadas por Nakai en 1977. La periodicidad anual se puede constatar en los movimientos de Poincaré, ya que los puntos cercanos se mueven juntos; así también en las gráficas de espacio de fase, donde se observa la formación de figuras cerradas (Figs 5 y 6). b) Se observan así también oscilaciones persistentes con duración de nueve años de manifestación ya sea positiva o negativa, de forma alternativa. De 1976 a 1984 se manifiesta para todo el período anomalías negativas respecto a sus valores promedio y de 1985 a 1993 anomalías positivas. Curiosamente el lapso considerado de anomalías negativas incluye algunos períodos del Niño, así se observa que en sus inicios de manifestación negativa coincide con el observado en 1976-77 y finalizan hasta después de la manifestación de un Niño muy fuerte como el de 1982-83, año que coincide con el máximo valor de la anomalía negativa, observaciones que permiten inferir que el fenómeno del Niño llega a influir incluso a las pesquerías pelágicas como la del atún, situación contraria a la creencia general. manifestada hasta la fecha. Podría considerarse que el Niño 1976-77 crea condiciones negativas que se van reforzando hasta hacer crisis en el Niño fuerte de 1982. También podría considerarse que las sombras de la presencia del Niño fuerte de 1982 se manifiestan con mucha anticipación hasta obtener su máxima expresión, pero tan pronto esta deja de manifestarse, la elasticidad de retorno hacia condiciones de equilibrio con capacidades de sostén mayores se expresa fuertemente, como es en el lapso observado entre 1983-1988, el cual hace que la capacidad de sostén se manifieste con condiciones parecidas o incluso mayores a las presentadas antes del inicio del largo

decaimiento iniciado en 1969 (Fig. 7). Este poder de recuperación que hace que en tan sólo tres años se recuperen las potencialidades de producción incluso a valores mayores al prolongado decaimiento, señala que la naturaleza presenta periodos prolongados pero lentos en sus procesos de decaimiento y muy rápidos en sus manifestaciones de recuperación, ya que lo que le llevo 13 años para obtener el máximo decaimiento, la máxima productividad la recupera en tres años. Cabe mencionar que durante los tres años de recuperación del sistema las manifestaciones del efecto del Niño fueron nulas.

Analizando la biomasa promedio anual (Fig. 7), podemos notar que los valores más bajos de ésta, durante el periodo estudiado, se dan en el año de 1982. Que coinciden con la presencia del fenómeno del Niño clasificado como fuerte (Artz y Fahrbach, 1996). Así mismo al observar la gráfica de espacio de fase de la biomasa anual podemos detectar una periodicidad de aproximadamente 14 años (Fig. 8). Calculando los lapsos promedios entre inicio e inicio de los Niños fuertes comprendidos entre 1763 y 1982, tenemos que estos ocurren en promedio cada 12.17 años, con una desviación estándar de 4.54 años, donde este lapso y el de 14 años observado en la periodicidad de la biomasa no son estadísticamente diferentes. Por lo que podemos inferir que estas periodicidades están relacionadas.

Como es de todos conocido un Niño extraordinariamente fuerte y parecido al de 1982, se presentó en 1997, la falta de información, ya que la existente abarca hasta el año de 1994, nos hizo simular y predecir el comportamiento del recurso atunero hasta el año de 2004, y se observa el mismo tipo de lento decaimiento pero continuo a partir de su máxima recuperación en 1988 hasta manifestarse su máxima expresión con la mínima abundancia en el año de 1997, periodo con una duración de 9 años (Figs. 15 y 16). Ésta dinámica es simulada y pronosticada en su comportamiento en forma casi exacta hasta en sus más mínimos detalles, en todos y cada uno de los modelos utilizados (no-lineal, redes neuronales y ARIMA), lo que indica la alta consistencia de los modelos estadísticos no-lineales en la representación de la naturaleza a niveles de macroescala y de largo periodo, resultados que superan de sobremanera a los modelos lineales hasta ahora utilizados, tal como lo pronosticara May en la década de los 70's. Habría que esperar muchos años para verificar las bondades de estas metodologías bajo consideraciones de un cambio drástico de las características en las condiciones iniciales. Por lo

pronto no queremos dejar de puntualizar que fenómenos tan drásticos como la presencia del Niño muy fuerte de 1997, con estos modelos pudo haberse anticipado su presencia, con una antelación de por lo menos 10 años. Todo esto nos hace considerar que no es necesaria una perturbación muy grande para que se manifieste en la abundancia atunera, ya que pequeñas fluctuaciones ambientales, cuando se considera el recurso atunero en su totalidad son manifestadas en respuestas de magnitud parecida en el decaimiento de la abundancia del recurso atunero. Cabría señalar que los modelos tienen la suficiente capacidad de sensibilidad para saber cuando se presenta el valor extremo esperado aún y cuando los periodos de decaimiento llegaron a diferir por cuatro años.

A continuación se describirán los detalles particulares que exhiben cada uno de los modelos utilizados:

Ajustando el modelo de redes neuronales para la biomasa y extrapolando se observa en su gráfica de espacio de fase un toroide (Figs. 9 y 10), que como Sametband (1994) demuestra, es el resultado de dos fuerzas principalmente, y que en nuestro caso podemos asumir que estas fuerzas son la fluctuación trimestral del fito y zooplanton y la presencia de manifestación de largo plazo de los Niños fuertes. La relación entre los periodos del toroide observado, lo clasifican dentro de los sistemas dinámicos cuasi-periódicos, observación que coincide con lo ya manifestado por Poincaré en 1899, donde señala que la naturaleza se manifiesta por lo general como un sistema de éste tipo.

Los modelos de redes neuronales y no-lineales ajustados a la biomasa del atún, describen bien las generalidades que sigue el patrón observado, sin embargo para el pronóstico de situaciones particulares tienden con el tiempo a manifestar divergencias respecto a los valores reales, siendo en este sentido mucho más conveniente y recomendable que para propósitos de administración del recurso se utilice de preferencia un modelo ARIMA.

De la estimación de la dimensión de capacidad (1.699 ± 1.122), dimensión de correlación (4.336 ± 0.172) y exponente de Lyapunov (0.182 ± 0.092) del atractor identificado (toroide), se puede decir que el comportamiento de la biomasa del atún no es aleatorio (Ritter *et al.* 1999),

porque sigue las mismas tendencias y fluctuaciones (así como explosivas presencias y manifestaciones de divergencia bastante estables) a las manifestadas por los fenómenos del Niño o situación general de las temperaturas oceánicas.

Tabla 1. Eigenvalores (tasa finita de incremento poblacional, λ) estimados por el método de Vandermeer (1972) para la biomasa trimestral del atún aleta amarilla en el Océano Pacífico oriental.

SEMESTRE	λ	SEMESTRE	λ	SEMESTRE	λ	SEMESTRE	λ
1	1.78	15	1.83	29	1.26	43	1.49
2	-0.73	16	-0.78	30	-0.68	44	-0.79
3	1.69	17	1.46	31	2.04	45	1.37
4	-0.71	18	-0.61	32	-1.11	46	-0.69
5	1.43	19	1.14	33	2.21	47	1.56
6	-0.54	20	-0.76	34	-1.11	48	-0.80
7	1.53	21	1.80	35	1.78	49	1.57
8	-0.75	22	-0.74	36	-0.95	50	-0.78
9	1.39	23	1.87	37	1.64	51	1.51
10	-0.49	24	-0.76	38	-0.74	52	-0.77
11	1.46	25	1.48	39	1.78	53	1.39
12	-0.58	26	-0.66	40	-0.84	54	-0.66
13	1.89	27	1.64	41	1.60		
14	-0.77	28	-0.70	42	-0.80		

En la tabla 1 se muestran los resultados del análisis de la dinámica poblacional determinado por metodologías gráficas (Vandermeer, 1973), considerando interacciones puramente biológicas, donde observamos el mismo comportamiento año con año de un decaimiento continuo a su mínima expresión al final del cuarto trimestre y una recuperación sorprendentemente rápida hasta alcanzar sus condiciones iniciales para el primer trimestre del año siguiente, situación de escala menor en el tiempo similar a la manifestada en la escala de mayor magnitud y ya descrita en los párrafos iniciales, con relaciones de recuperación de 4:1 en los dos procesos ya señalados.

Analizando los coeficientes de autocorrelación de la biomasa trimestral de atún (Fig 11), se observa un comportamiento de decaimiento en forma de pico de sierra, que presenta valores altos cada cuatro retrasos a partir del cuarto retraso. Aplicando una "diferenciación", los coeficientes muestran un decaimiento uniforme (Fig 12) a partir del primer retraso donde se ve el coeficiente más alto, lo que nos indica un modelo AR(1) (Gonzalez, 1986). Considerando las periodicidades observadas en la dinámica de la biomasa del atún, se probaron estacionalidades de 24, 28 y 32 trimestres, y se encontró que el modelo que describe mejor la dinámica de la biomasa trimestral del atún es el ARIMA(0,0,0,1,1,0)²⁸ (Tabla 2).

Tabla 2. Parámetros del modelo ARIMA (0,0,0,1,1,0)²⁸ estimados para la biomasa por trimestre de atún aleta amarilla en el Océano Pacífico Oriental.

Parámetro	Valor Estimado	Error Estándar	Valor-T	Valor-P
SAR(28)	-0.6883	0.13708	-5.02105	0.0000
Media	11820.5827	13965.38328	0.84642	0.39978
Constante	19956.7449			

En el caso de la biomasa promedio anual de atún, los coeficientes de autocorrelación con y sin diferenciación describen un comportamiento de decaimiento exponencial oscilatorio (Figs. 13 y 14). Utilizando los mismos argumentos que para el modelo de la biomasa trimestral de atún, se obtuvo que el modelo ARIMA(0,0,0,1,1,0)⁷ es el que mejor describe la biomasa promedio anual del atún (Tabla 3).

Los diferentes modelos ajustados coinciden en describir el mismo patrón de comportamiento de la dinámica de la biomasa del atún, lo que indica que este patrón no es producto de la metodología utilizada.

Analizando la robustez de los modelos utilizados se observa que los modelos no-lineales y de redes neuronales aunque describen bien el comportamiento de las dos periodicidades, los pronósticos son diferentes cuando se utilizan diferentes longitudes de la serie de tiempo; el modelo ARIMA además de describir bien el comportamiento de las periodicidades, sus pronósticos cuando se utilizan diferentes longitudes de la serie de tiempo, son más cercanos

entre si (Tabla 4, Figs 15 y 16)

Tabla 3. Parámetros del modelo ARIMA (0,0,0,1,1,0)⁷ estimados para la biomasa promedio anual de atún aleta amarilla en el Océano Pacífico oriental.

Parámetro	Valor Estimado	Error Estándar	Valor-T	Valor-P
SAR(7)	-0.65521	0.28298	-2.31539	0.03193
Media	12259.57818	28109.42406	0.43614	0.66765
Constante	20292.19702			

Tabla 4. Valores observados/estimados de la biomasa trimestral de atún aleta amarilla para diferentes longitudes de series de tiempo (la serie inicia el primer semestre de 1967), para el Océano Pacífico oriental.

LONGITUD DE SERIE	VALORES OBSERVADOS				
	112	111	110	109	108
VALORES ESTIMADOS					
109	1	1	1	1	0.9290
110	1	1	1	0.9403	0.9289
111	1	1	0.9442	0.9386	0.9258
112	1	0.9403	0.9375	0.9317	0.9187
113	1	0.9986	0.9960	0.9905	0.9778
114	1	0.9984	0.9956	0.9896	0.9759
115	1	0.9978	0.9945	0.9873	0.9708
116	1	0.9976	0.9937	0.9855	0.9671

(X 100000)

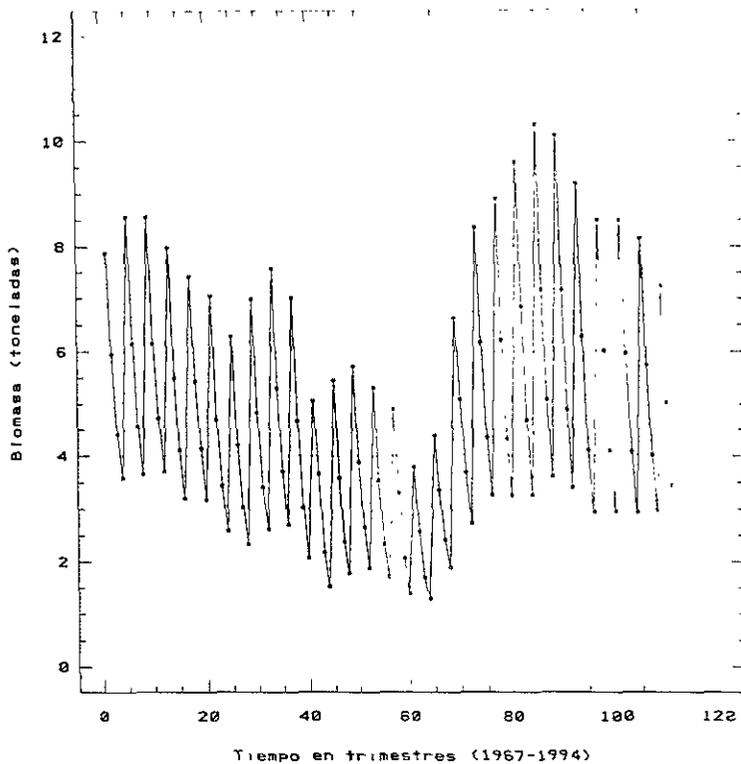


Figura 3. Biomasa trimestral observada en toneladas de atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental para el periodo de 1967 a 1994.

(X 100000)

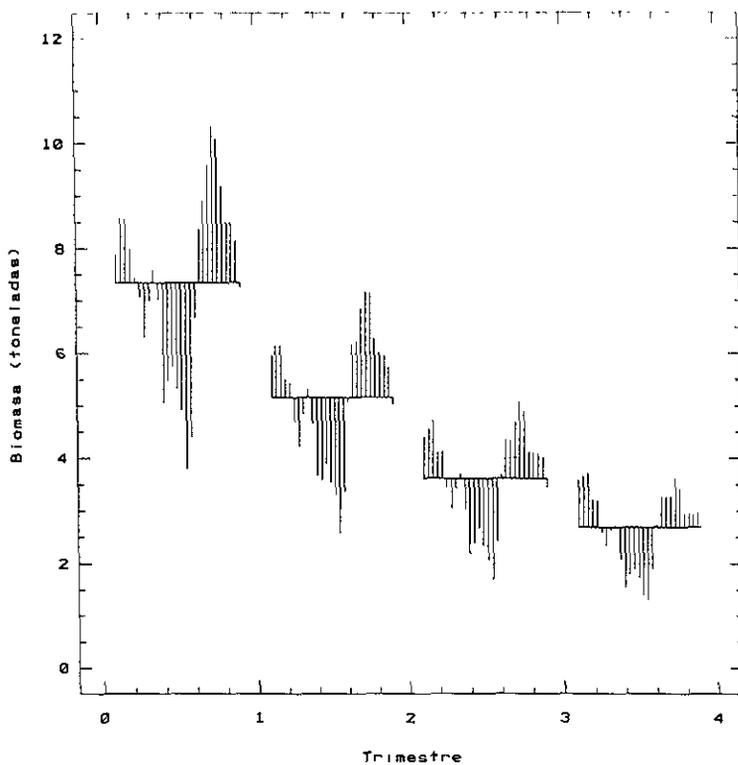


Figura 4. Biomasa observada en toneladas de cada trimestre durante el año, del atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental, para el periodo de 1967 a 1994.

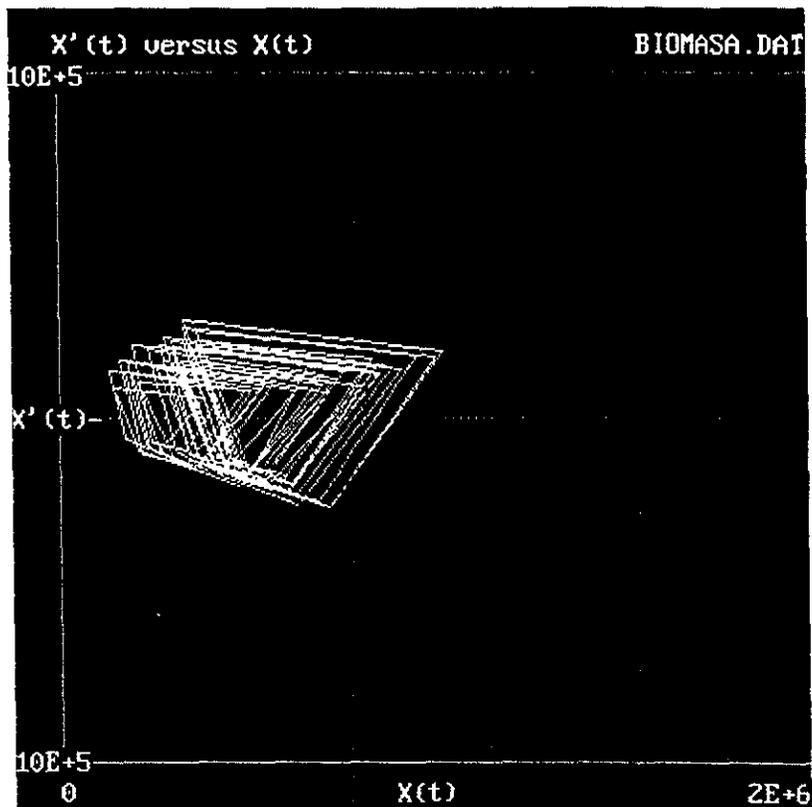


Figura 5. Gráfica bidimensional de espacio de fase de la biomasa trimestral de atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental (de 1967 a 1994)

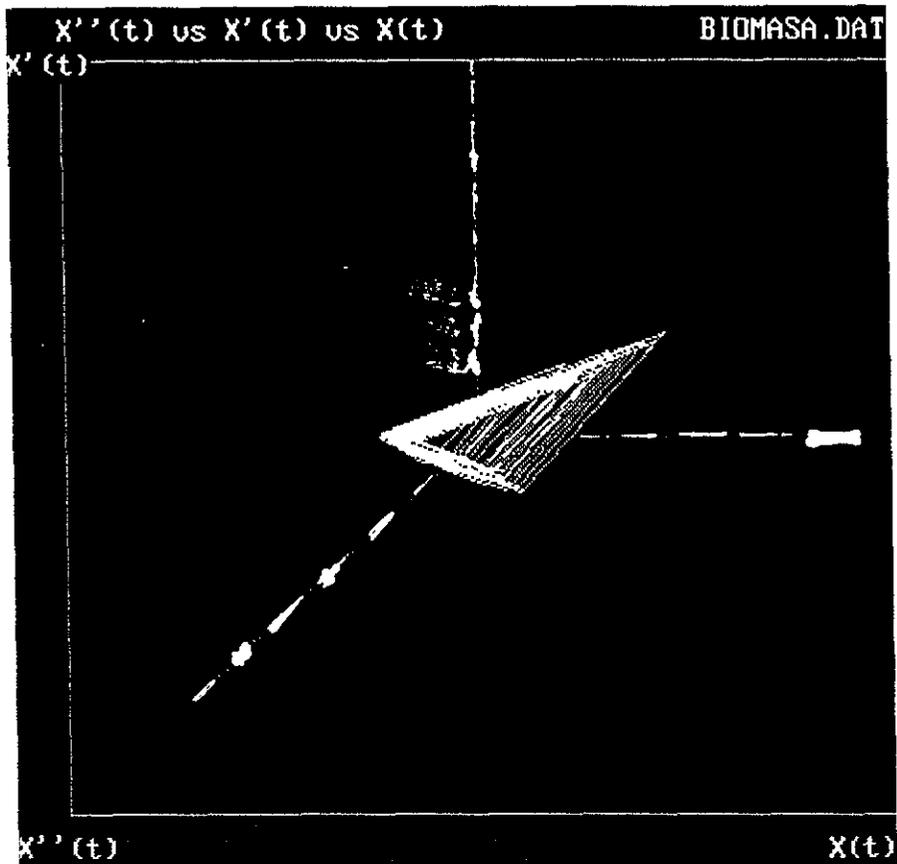


Figura 6. Gráfica tridimensional de espacio de fase de la biomasa trimestral de atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental (de 1967 a 1994)

(X 100000)

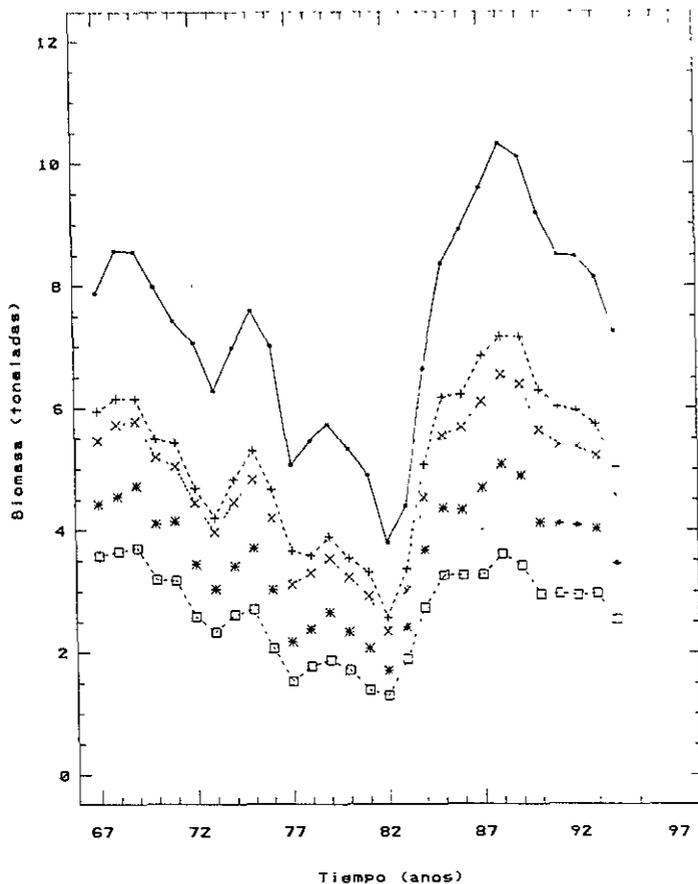


Figura 7 Biomasa en toneladas del atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental para el periodo de 1967 a 1994, (°) primer trimestre del año, (+) segundo trimestre del año, (*) tercer trimestre del año, (◻) cuarto trimestre del año y (x) promedio

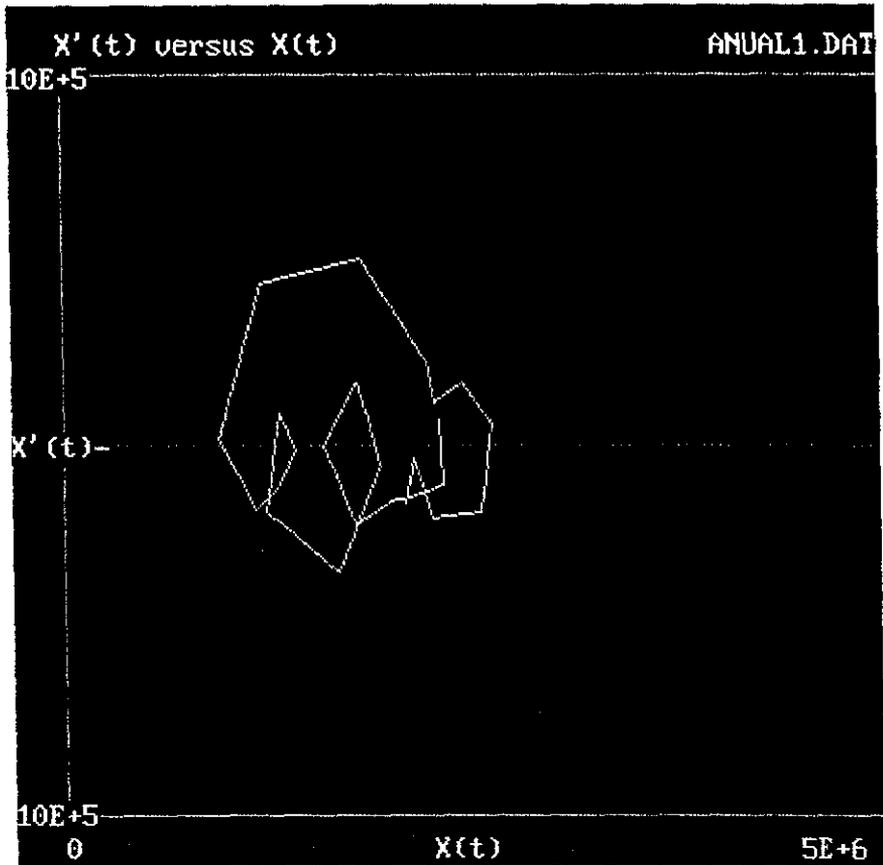


Figura 8. Gráfica bidimensional de espacio de fase de la biomasa promedio anual de atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental (de 1967 a 1994).

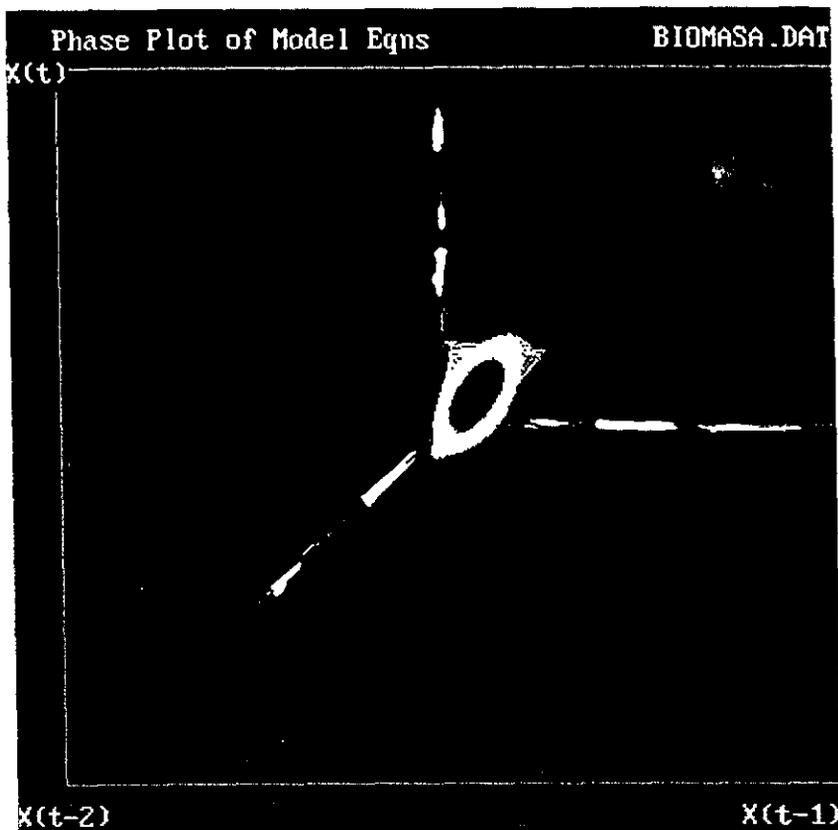


Figura 9. Gráfica tridimensional de espacio de fase de la biomasa trimestral de atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental, estimada por el método de redes neuronales

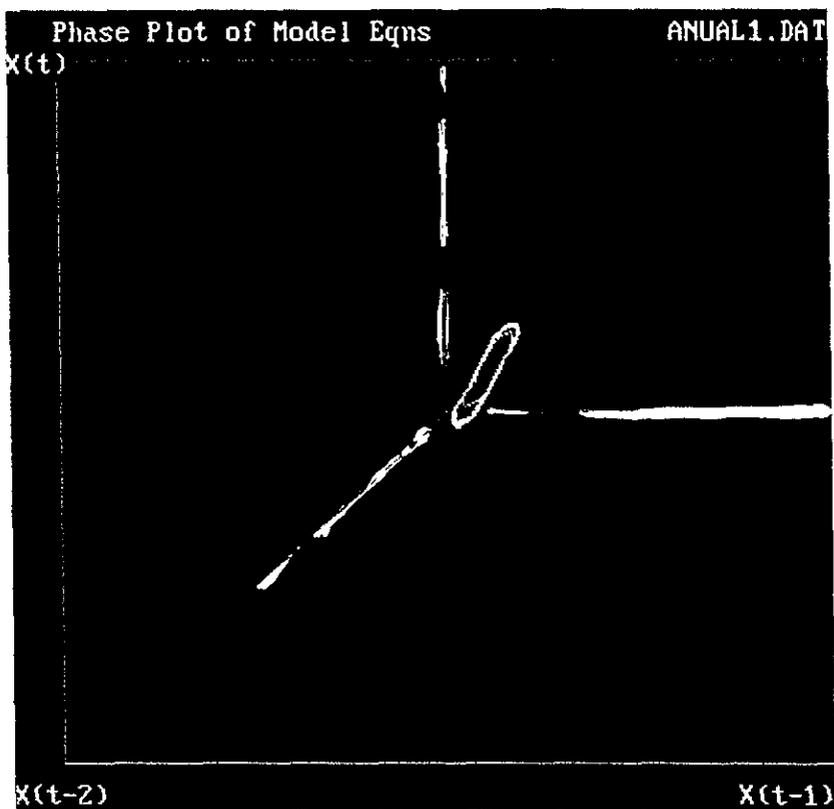


Figura 10. Gráfica tridimensional de espacio de fase de la biomasa promedio anual de atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental, estimada por el método de redes neuronales.

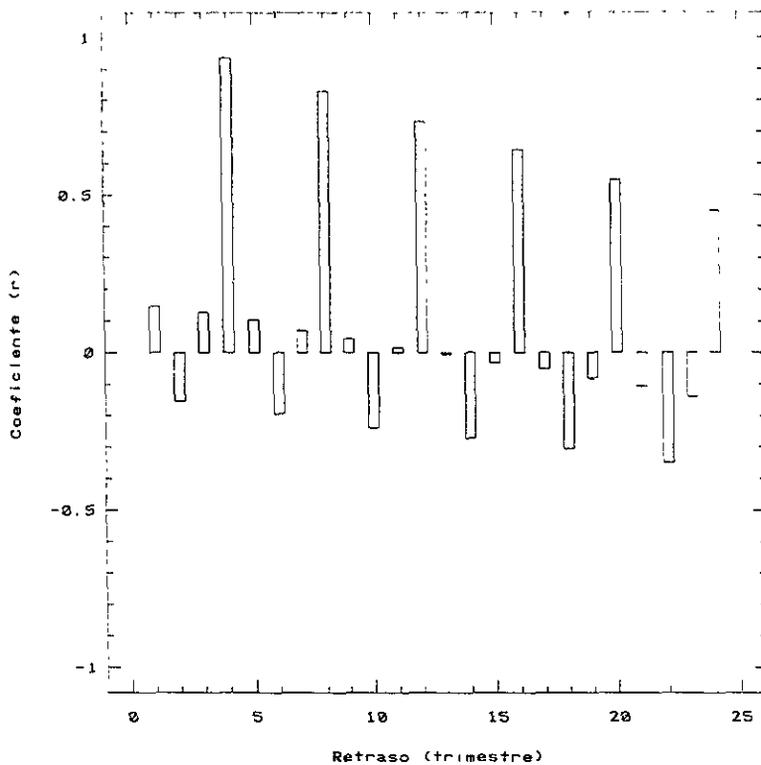


Figura 11 Coeficientes de autocorrelación de la biomasa trimestral del atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental, sin diferenciación, para 25 retrasos.

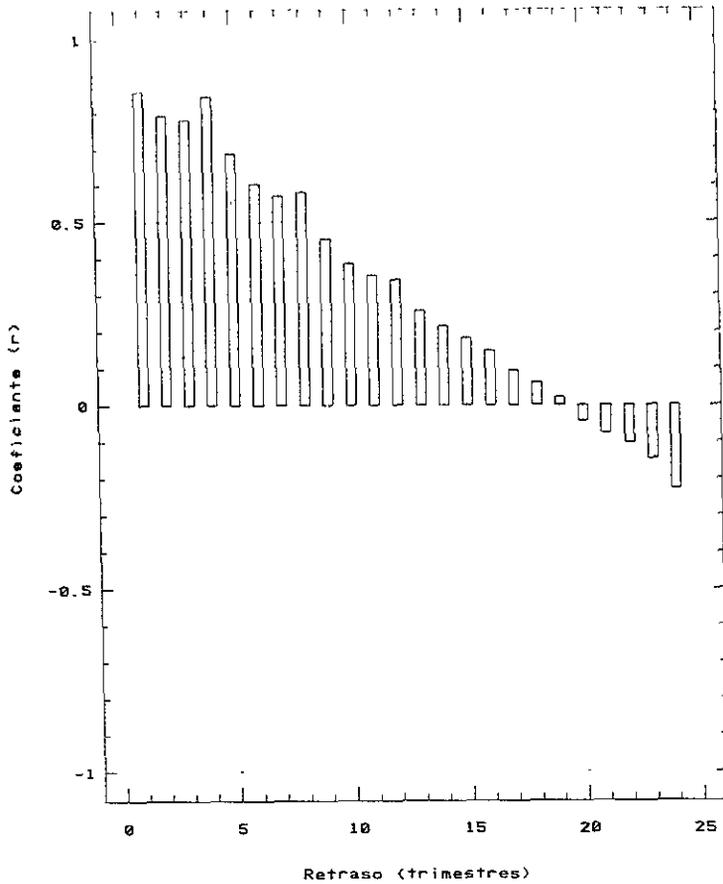


Figura 12. Coeficientes de autocorrelación de la biomasa trimestral de atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental, con una diferenciación, para 25 retrasos.

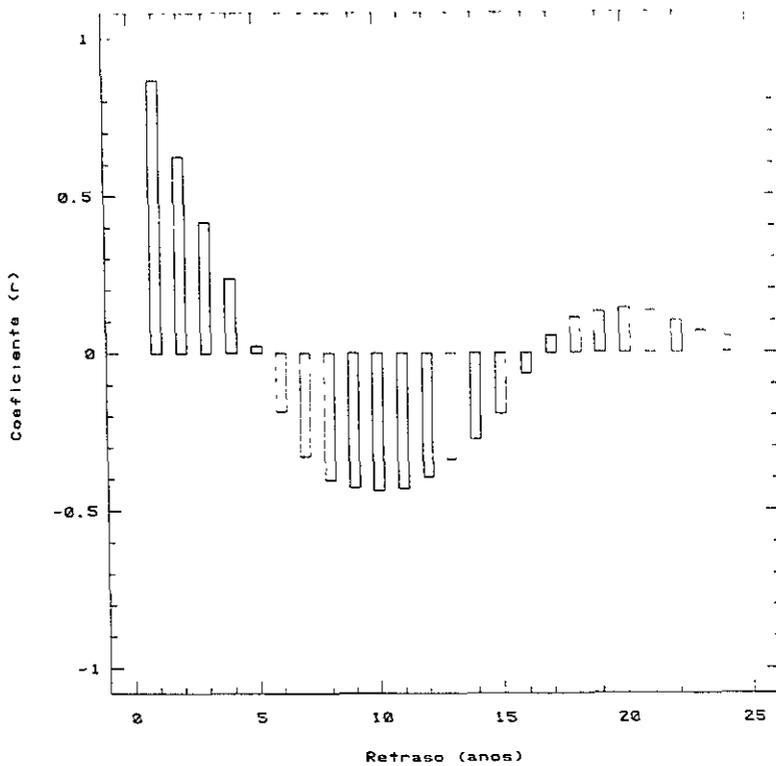


Figura 13. Coeficientes de autocorrelación de la biomasa promedio anual del atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental, sin diferenciación, para 25 retrasos.

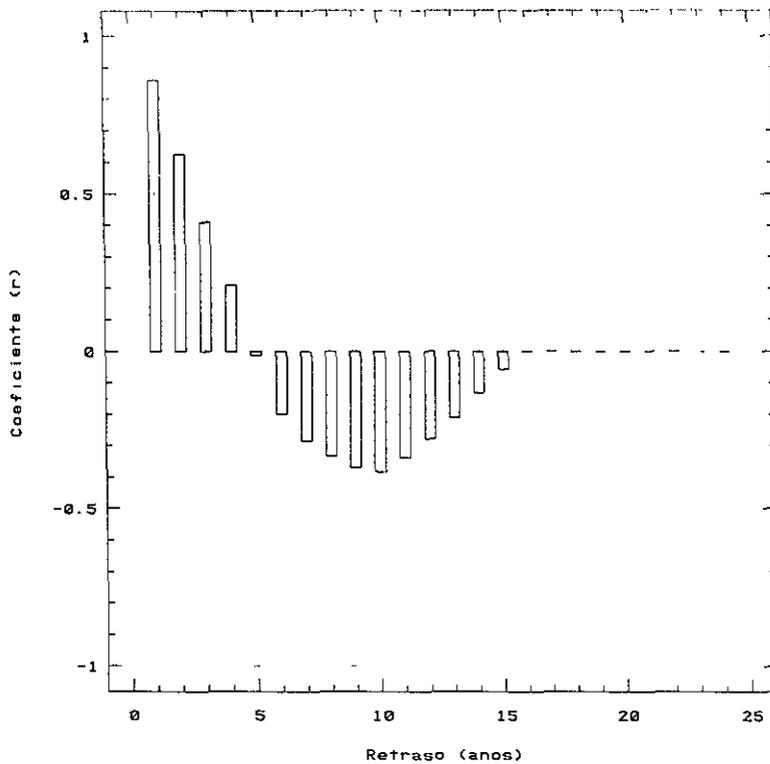


Figura 14. Coeficientes de autocorrelación de la biomasa promedio anual de atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental, con una diferenciación, para 25 retrasos.

(X 100000)

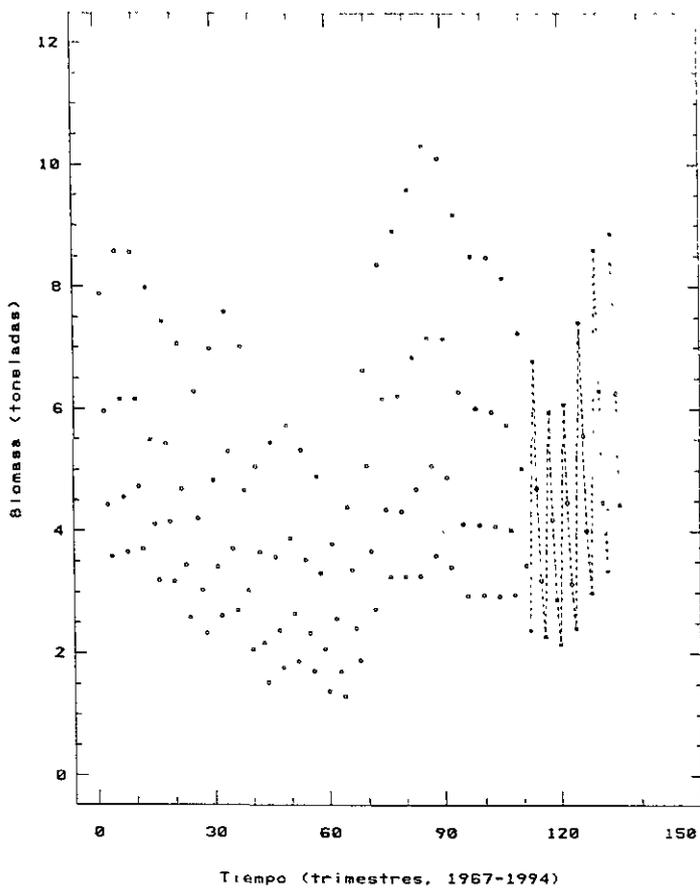


Figura 15. Biomasa trimestral del atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental, (°) observada y (-) estimada por el modelo ARIMA $(0,0,0,1,1,0)^{28}$.

(x 10000)

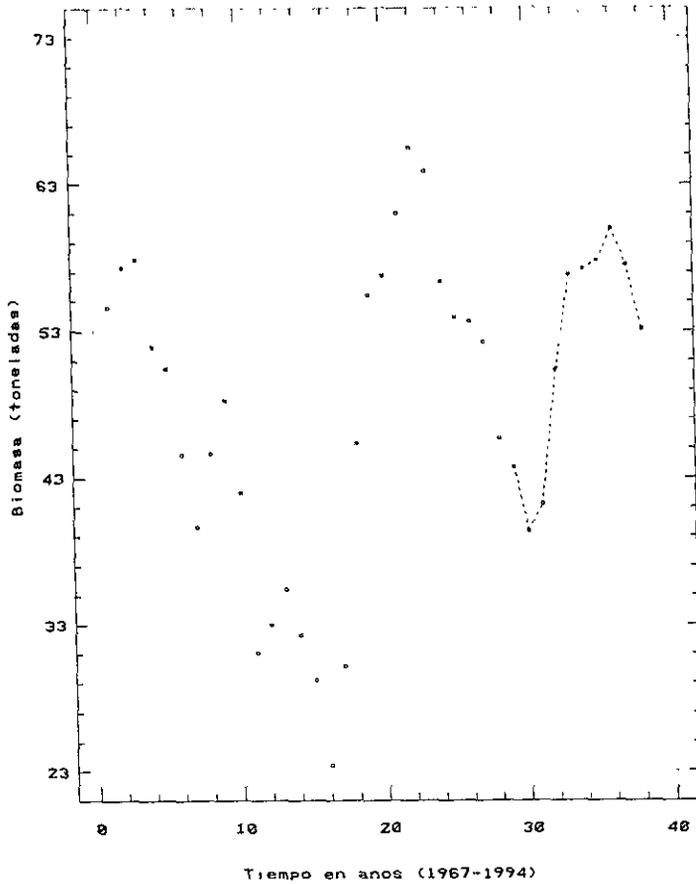


Figura 16 Biomasa promedio anual del atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental, (°) observada y (-) estimada por el modelo ARIMA $(0,0,0,1,1,0)^7$.

V. CONCLUSIONES

De los resultados analizados, se desprenden las siguientes conclusiones sobre la dinámica de la biomasa del atún aleta amarilla (*Thunnus alabacares*) en el Océano Pacífico oriental.

- La dinámica de la biomasa del atún presenta dos periodicidades, una anual y otra de aproximadamente 14 años. La primera esta asociada a las fluctuaciones anuales del fito y zooplankton y la segunda a fenómenos de los Niños fuertes.
- Las dos periodicidades presentan en su comportamiento, un decaimiento prolongado y lento, pero muy rápido en sus manifestaciones de recuperación. Con una relación de intervalos de tiempo de 4:1 entre el decaimiento y la recuperación, para ambas periodicidades. Es decir que la recuperación se da tan solo en un 25% del tiempo necesario para decaer.
- La dinámica de la biomasa del atún en su gráfica de espacio de fase, describe un toroide cuasi-periodico (atractor) cuyo comportamiento no es aleatorio y es sensible a las condiciones iniciales, según su característica ya conocida. Los modelos no-lineales: redes neuronales, no-lineal y ARIMA, identifican y describen bien estas periodicidades.
- Las abundancias en biomasa del atún son el resultado de la influencia ambiental y al pronosticar estas abundancias estamos a la vez pronosticando manifestaciones ambientales, tales como el Niño fuerte de 1997, pronosticado por los tres modelos utilizados con una anticipación de 10 años.
- Los modelos ARIMA $(0,0,0,1,1,0)^{28}$ y ARIMA $(0,0,0,1,1,0)^7$ son los que dan mejores resultados de pronóstico de la biomasa del atún por trimestre y promedio anual respectivamente.
- La identificación de los patrones de comportamiento de la dinámica de la biomasa de atún (modelo de RN), aunado a la posibilidad de pronosticar con cierto grado de certeza a corto

plazo (Modelos ARIMA), nos permitirá analizar la dinámica de la biomasa del atún para diferentes condiciones de perturbación natural o inducida por el hombre y lograr un uso racional de este recurso.

VI. LITERATURA CITADA

- ABRAHAM, B AND J LEDOLTER 1983 *Statistical methods for forecasting* John Wiley & Sons. New York 445 pp
- ANDREWARTHA, H 1973 *Introducción al estudio de poblaciones animales*. Ed Alhambra México 333 pp.
- ARNTZ, W. E Y E. FAHRBACH. 1996. *El Niño, experimento climático de la naturaleza*. F.C E. México.312 pp
- BARTLETT, M S. 1960. *Stochastic population models*. Methuen, London. 90 pp
- BAZIGOS, G. P. 1983. Analysis of univariate fisheries, statistical time series *Fisheries information, data and statistical service fisheries departament*. Nicaragua.
- BEVERTON, R J. AND HOLT, S J 1957. On the dynamics of exploited fish populations. *Fish. Invest. Ser II*, 19:533. London
- BISHOP, Y M. 1959. Errors in estimates of mortality obtained from virtual population *J. Fish. Res. Bd. Can.* 16:73-90.
- BLACKBURN, M.1965. Oceanography and the ecology of tunas. *Oceanogr. Mar. Biol. Ann. Rev.*, 3:299-322.
- BLACKBURN, M.1969. Conditions related to upwelling wich determine distribution of tropical tunas off western Baja California. *Fishery Bulletin*. 68(1).147-176.
- BONNER, J. T. 1965. *Size and cycle: an essay on the structure of biology*. Princeton, Princeton University Press, 219 pp.
- BOTTEMANNE, C. J. 1972. *Economía de la pesca*. Fondo de Cultura Económica. México 570 pp.
- BOX, G E. P. AND D. R. COX. 1964. An analysis of transformation. *J.R. Stat. Sc., Ser. B*, 26:211-243.
- BOX, G. E. P. AND G. M JENKINS. 1976. *Time series analysis: Forecasting and control*. Holden-Day, San Francisco, CA. 575 pp.
- BRICIO, H. D. 1980. Ciencia y matemáticas: los modelos de predicción. *Ciencia*. 31: 103-121.
- BRODHEAD, G. C. AND ORANGE, C J. 1960. Species and size relationships within schools of yellowfin and Skipjack tuna, as indicated by catches in Eastern Tropical Pacific Ocean. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm. Bull* 4(7).447-492

- BROCK, V. E. 1954. Some aspects of biology of *Katsuwonus pelamis*, in the Hawaiian Island *Pas. Sci.* 8(1):94-104
- BUDIANSKY, S. 1995 *Natures Keepers: The new Science of nature management.* 310 pp.
- CHEN, C. W. AND LEE, J. C. 1997. On selecting a power transformation in time-series analysis. *Journal Forecasting*, 16:343-355.
- COVIEDES, C. N. AND FIK, T. J. 1993. Modelling change in the Peruvian-Chilean Eastern Pacific Fisheries. *GeoJournal*. 30(4):369-380
- DÍAZ, P. J. 1992. Modelado de las pesquerías de túnidos en el Pacífico mexicano (atún aleta amarilla). Tesis Maestría en Ciencias (Oceanografía biológica y pesquera). UNAM 72 pp.
- DORANTES, A. M. 1992. Pronóstico de heladas y posibles medidas de protección en cultivos para el estado de Tlaxcala. Tesis. Biología agropecuaria. U.A.T. México
- EDWARDS, C. H. Y PENNEY D. E. 1993. *Ecuaciones diferenciales elementales.* Prentice Hall. México 774 pp.
- FARAWAY, J. 1998. Time series forecasting with neural networks: a comparative study using the airline data *Appl. Statist.* 47(2):231-250.
- FENCHEL, T. 1974. Intrinsic rate of natural increase: the relationship with body size. *Oecologia*, 14:317-326.
- GARCIA, J. M. 1999. Sistemas complejos. Notas del curso: *Creación de modelos en ecología y gestión de recursos naturales.* España. 1-18.
- GILL, F. B. & WOLF, L. L. 1975. Economics of feeding territoriality in the golden-winged sunbird. *Ecology*, 56:333-345.
- GONZALEZ, C. J. 1986. Variabilidad y predictibilidad de las capacidades de sosten y su influencia en las abundancias poblacionales del atún aleta amarilla (*Thunnus albacares*) de las zonas históricas de producción pesquera del océano pacífico oriental, a través del análisis de series de tiempo. Tesis. Maestría en Ciencias Biología. UNAM. México. 90 pp.
- GULLAND, J.A. 1971. *Manual de métodos para la evaluación de las poblaciones de peces.* Acribia. F. A. O. 155 pp.
- GULLAND, J. A. 1977. *Fish population dynamics.* John Wiley & Sons. India. 372 pp.
- HERON, A. C. 1972. Population ecology of a colonizing species: the pelagic tunicate *Thalia democratica*. *Oecologia*, 10:269-312.
- HORN, S. H. AND MACARTHUR H. R. 1972. Competition among fugitive species in a harlequin environment. *Ecology*, 53(4):749-752

- INTERA-AMERICAN TROPICAL TUNA COMMISSION 1991. *Special Report*.
- INTERA-AMERICAN TROPICAL TUNA COMMISSION. 1994. *Annual Report*
- INTERA-AMERICAN TROPICAL TUNA COMMISSION 1995. *Annual Report*.
- JENKINS, G. M. AND WATTS, D. G 1968. *Spectral analysis and its applications* Holden-Day U S. A. 525 pp.
- JOLLY, G. M. 1965. Explicit estimates from capture-recapture data with both death and immigration stochastic model. *Biometrika*. 52:225-257
- JOSEPH, J. 1970. Management of tropical tunas in Eastern Pacific Ocean *Trans. of the Amer. Fish. Soc.* 99(3):629-648.
- LANDER, R. H 1962. A method of estimating mortality rates from changes in composition *J. Fish. Res. Bd. Can.* 19:159-168.
- LESLIE, P. H. 1948. Some further notes on the use of matrices in population mathematics, *Biometrika*. 35:213-245.
- LESLIE, P. H. 1958. A stochastic model for studying the properties of certain biological system by numerical methods, *Biometrika*. 45:16-31.
- LESLIE, P. H. 1959. The propieties of certain lag type of population growth and the influence of an external random factor on a number of such populations. *Physiol. Zool* 32:151-159.
- MACARTHUR, R. H. & WILSON, E.O. 1967. *The theory of island biogeography*. Princeton, Princeton University Press.
- MAKRIDAKIS, S. y S. C. WHEELWRIGHT. 1994. *Manual de técnicas de pronóstico*. Limusa. México.
- MARKARIAN, R. Y GAMBINI, R. 1999. *Certidumbres, incertidumbres, caos*. Segunda Edición. Trilce, Uribe y Ferrari Editores, y La Vasija, A. C. México 248 pp.
- MAY, R. 1972a. On relationships among various types of population models. *The Amer. Natur.* 107: 46-57.
- MAY, R. 1972b. Will a large complex system be stable?. *Nature*, 238 413-414.
- MAY, R.. 1973a. Qualitative stability in model ecosystems. *Ecology*, 54(3):638-641.
- MAY, R. 1973b. Time-delay versus stability in population models with two and three trophic levels. *Ecology*. 54(2):315-325

- MAY, R. 1973c Stable limit cycles in prey-predator population *Science* 181:1074
- MAY, R. 1973d. Stability in randomly fluctuating versus deterministic environments *The American Naturalist*. 107(957):619-650.
- MAY, R. 1974. Biological population with nonoverlapping generation: stable points, stable cycles, and chaos *Science* 186:645-647.
- MAY, R. 1975a Some notes on estimating the competition matrix, α . *Ecology*, 56:737-741.
- MAY, R. 1975b. Nonlinear aspects of competition between three species. *Siam J. Appl. Math.* 29(2):243-253.
- MAY, R. 1976a. *Theoretical ecology. Principles and applications*. W B. Saunders Company U.S.A.
- MAY, R. 1976b. Estimating r a pedagogical note. *Am. Nat.* 110:496-499.
- MAY, R.; CONWAY, G.; HASSELL, M. AND SOUTHWOOD, T. 1974. Time delays, density-dependence and single-species oscillations. *J. Animal Ecology*. 43:747-770.
- MAY, R. AND MAC ARTHUR, R. 1972. Niche overlap as a function of environmental variability. *Proc. Nat. Acad. Sci. USA*. 69(5):1109-1113.
- MAY, R.M. AND OSTER, G. F. 1976. Bifurcations and dynamic complexity in simple ecological models *The American Naturalist*. 110(974):573-599.
- MAYNARD, S.J. 1968. *Mathematical ideas in biology*. Cambridge Univ. Press. Cambridge. 152 pp
- MENDELSSOHN, R. 1976. Optimization problems associated with a Leslie matrix. *The American Naturalist*. 110(973):339-349.
- MULLEN, A. J. 1992. Reaction diffusion models for dynamics distribution of yellowfin tuna. Ph. D. Tesis. University of London.
- MURPHY, G. Y. 1965. A solution of the catch equation. *J. Fish. Res. Bd. Can.* 22:191-202
- NAKAI, Z. 1977. Fluctuations in abundance and availability of sardine populations caused by abiotic factors. Tokai Regional Fisheries Research Laboratory. Tokyo, Japan. *Methodological Paper* No. 4: 1327-1350.
- NEWBURY, P. F.; CULVERHOUSE, P. F. AND PILGRIM, D. A. 1995. Automatic fish population counting by artificial neural network. *Aquaculture* 133:45-55.
- ORTEGA, G. S. 1998. Análisis de las fluctuaciones espacio temporal en la abundancia de atún en el Océano Pacífico Oriental. Tesis Doctorado (Biología). Fac de Ciencias. UNAM. 186 pp.

- PALOHEIMO, J. Ec 1958 A method of estimating natural and fishing mortalities *J. Fish Res. Bd. Can* 15:749-758
- PELLA, J. J. AND TOMLINSON, P. K 1969 A generalized stock production model *Inter-America Trop. Tuna Comm. Bull* 13(3) 421-496.
- PENNYCUICK, C. J ; COMPTON, R. M. Y L. BECKINGHAM. 1968. A computer model for simulating the growth of a population, or of two interacting populations. *J. Theoret. Biol* 18:316-329.
- PENNYCUICK, L. 1969. A computer model of the Oxford great tit population *J. Theoret. Biol.* 22:381-400
- POINCARÉ, H. 1899. *Les méthodes nouvelles de la mécanique céleste* Gauthier-Villars, Paris
- POOLE, R. W. 1974. *An introduction to quantitative Ecology*. McGraw-Hill. Tokyo. Japan. 532 pp.
- PSAROPULOS, C. T. AND RITTER O. W. 1976. Population dynamics and statistical programs. (Internal report, Vol 1) *Inter American Tropical Tuna Commission. Scripps Inst. of Oceanography*, San Diego California, U S. A.
- RICKER, W. E. 1958. Handbook of computations for biological statistics of fish populations. *Bull. Fish. Res. Board Can.*, 119, 300 pp.
- RITTER, O. W. 1996. Un modelo integral clima-producción (aplicaciones en la optimización de ecosistemas naturales y agrícolas del estado de Tlaxcala). Tesis. Doctor en Biología. UNAM. México. 54-67 pp.
- RITTER O. W. y R. S. GUZMÁN. 1979 Preliminary results of the study of meteorological effects on the productivity of the Panama Bight. *Geof. Int.* 18(2):177-195
- RITTER, O. W. y R. S. GUZMÁN 1982. Efectos meteorológicos y oceanográficos en la productividad del océano pacífico del Este. *Geofísica.* 17.23-39.
- RITTER, O. W. y R. S. GUZMÁN. 1984 Modelo generalizado de producción pesquera con dependencia ambiental, una aplicación al golfo de Tehuantepec. *Geofísica.* 20:21-29.
- RITTER, O. W.; R. S. GUZMÁN; C. E. BUENDÍA y A. T. MORALES. 1979a. Sobre la evaluación de los recursos naturales (procedimientos de evaluación matemática), Parte I *Anales del Instituto de Geofísica.* 25.125-134.
- RITTER, O. W.; R. S. GUZMÁN; C. E. BUENDÍA y A. T. MORALES. 1979b. Sobre la evaluación de los recursos naturales (aspectos ambientales en la productividad oceánica). Parte II. *Anales del Instituto de Geofísica.* 25.135-152.

- RITTER, O. W., R. S. GUZMÁN y T. A. MORALES. 1985 Efectos estocásticos sobre el crecimiento poblacional en el Océano Pacífico del Este. *Meteorologica*. XV(1):113-129
- RITTER, O. W.; G. R. KLIMEK y R. S. GUZMÁN 1982. Sobre la abundancia, distribución y comportamiento del atún aleta amarilla en el océano pacífico del Este y su correlación a condiciones físico-ambientales *Geofísica*. 17.6-22
- RITTER, O. W.; KLIMEK, G. R. Y PATIÑO, M. R. 1997. Sobre el pronóstico en los sistemas físico-climáticos y biológico-productivos, posibilidades y limitaciones. *Revista Geográfica*. 123:203-218.
- RITTER, O. W; G. R. KLIMEK, y M. R. PATIÑO. 1998. Una visión estadística no-lineal de El Niño, simulación y posible pronóstico. *Universidad del mar (UMAR)* México.
- RITTER, O. W.; MOSIÑO, A. P.; GUZMAN, R. S. AND ESTRADA, B. 1999. Productivity, maximum carrying capacity, stability and maximum sustainable yield of natural resources derived from climatic factors. *En proceso*. 10 pp.
- RITTER, O. W. Y PATIÑO, M. R. 1997. Flujos y procesos energéticos del clima, la vida y la producción. *Ciencia y Desarrollo* 137:59-67.
- RODRÍGUEZ, M. R. 1996. Análisis espacio-temporal de las capturas de atún aleta amarilla y barrilete en el océano pacífico. Tesis. Maestría en Ciencias (Biología). UNAM. México
- SAMETBAND, M.J. 1994. *Entre el orden y el caos: la complejidad*. F.C.E. Argentina.
- SCHAEFER, M. B. 1948. Size composition of catches of yellowfin tuna (*Neothunnus macropus*) from Central America and their significance in the determination of growth, age, and schooling habits. *U. S. Fish and Wildlife Serv. Fish. Bull* 51(44):197-200.
- SCHAEFER, M. B. 1954. Some aspects of the dynamics of populations important to the management of the commercial marine fisheries. *Inter-Americana Trop. Tuna Comm. Bull.* 1(2):25-56.
- SCHAEFER, M. B. 1957. A study of the dynamics of the fishery for yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific Ocean. *Bull. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm.*, 1:25-56.
- SHIMADA, B.M. AND SCHAEFER, M. B. 1956. A study of changes in fishing effort, abundance and yield for yellowfin and skipjack tuna in the eastern tropical Pacific Ocean. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm. Bull.* 1(7):352-499.
- SLUTZKY, E. 1937. The summation of random causes as the source of cyclic processes *Econometrica*. 5:105-146.
- SUN, C.L. AND YEH, S. Z. 1998. ARIMA modeling and forecasting the albacore catch and CPU of the Taiwanese tuna longline fishery in the South Atlantic Ocean. *Acta*

- SUPLEE, C. 1999. El Niño y la Niña, círculo vicioso de la naturaleza *National Geographic*, 4(3):72-95.
- TOMLINSON, P. K.; TSUJI, S. Y T. P. CALKINS. 1992. Estimación de las frecuencias de las talla de atún aleta amarilla (*Thunnus albacares*) capturado por artes comerciales en el Océano Pacífico oriental Inter-Am Trop. *Tun. Com Bulletin* 20(6).370-385.
- UEYANAGI, S. 1978. Recent tuna culture research in Japan. *Inter. Ocean Develop. Conf.*, 5(C1):23-39.
- VANDERMEER, J. H. 1972. Generalized models of two species interactions. a graphical analysis. *Ecology*, 54(4).809-818.
- VANDERMEER, J. H. 1981. *Elementary mathematical ecology* John Wiley. New York
- WALKER, A. M. 1931 On the periodicity in series of related terms. *In proceeding of the Royal Society of London*. A131.518-532.
- WATT, K. E. 1956. The choice and solution of mathematical models for predicting and maximizing the yield of a fishery. *J. Fish. Res. Bd. Can.* 13:613-645.
- WATT, K. E. 1968. *Ecology and resource management* McGraw-Hill. U. S. A. 450 pp.
- YULE, G. U. 1926. Why do we sometimes get nonsense-correlations between time series?. A study in sampling and the nature of time series. *Jour. Of the Royal Statistical Society* 89:1-64.
- ZAIYONG, T. C. AND FISHWICK, P. A. 1991. Time series forecasting using neural networks vs. Box-Jenkins methodology. *Simulation* 57:5, 303-310

ANEXO A

ASPECTOS GENERALES DE REFERENCIA EN LA DINÁMICA POBLACIONAL DE PESQUERÍAS

A.1. EL MODELAJE MATEMÁTICO PARA LA EVALUACIÓN Y ADMINISTRACIÓN DE RECURSOS NATURALES (PESQUERÍAS)

Podemos decir que los peces se mueven muy rápido para poder ser censados y que viven en un ambiente en el que se esconden de nuestra vista o que tienen una movilidad que nunca podemos saber si estamos contando el mismo individuo repetidamente o una sucesión de individuos diferentes. En estos casos es necesario recurrir a métodos indirectos para la estimación de la densidad poblacional, métodos tales como el de marcado y recaptura, de captura por unidad de esfuerzo o métodos basados en el cambio de la composición del recurso. Sin embargo, es necesario señalar debilidades y limitantes en estas metodologías de evaluación. Con excepción de la técnica de poblaciones virtuales, ninguno de los métodos de estimación poblacional indirecta debe ser lo suficientemente confiable sin antes determinar con anticipación cuidadosa si las consideraciones en que está basada no han sido violadas. Una razón principal de esta violación es que los diferentes individuos en una población se comportan de forma diferente ante las artes de pesca diseñadas para su captura. Entonces una técnica de evaluación poblacional puede estar estimando solamente el tamaño de un segmento de la población que se mostró accesible. Otro factor importante que determina la capturabilidad de una especie es la edad, ya que animales de diferentes edades pueden tener diferentes tendencias de moverse, dispersarse y ser capturados por algún tipo particular de arte de pesca, por lo que las estimaciones estarán dadas en el sentido del comportamiento de cada grupo de edad. Algunos procedimientos de investigación están diseñados para encontrar la misma respuesta siguiendo métodos diferentes partiendo de supuestos diferentes. Mucha de la literatura en matemáticas sobre procedimientos de estimación indirecta poblacional están dedicadas a desarrollar fórmulas para estimar intervalos de confianza, errores de estimación, etc. Sería a veces preferible trabajar sobre las técnicas que permitan detectar y corregir violaciones de las suposiciones relacionadas con la biología de la población. A continuación se

describen algunos de los tipos más importantes de estimación indirecta del tamaño de una población

A.1.1. MÉTODOS DE MARCADO Y RECAPTURA

Este método de estimación indirecta de la población, fue descrito por Peterson en 1896 (Watt, 1968). El método y todas sus variaciones están basados en el supuesto de que podemos estimar la población de animales de un área, utilizando la relación de animales marcados previamente con los animales no marcados en cada muestra obtenida. Este modelo supone que todos los individuos marcados y los recapturados están uniformemente relacionados en el tiempo. Una razón para las numerosas variantes de sesgos de este modelo, es que en la práctica, marcado y recaptura ocurren en un tiempo diferente. Uno de los métodos más ampliamente usados para tratar este tipo de problemas es el propuesto por Schanabel (1938), que encontró que cuando el número de individuos marcados es relativamente insignificante con respecto al total de la población el tamaño de ésta puede ser calculada sumando todos los tiempos de captura. Una extensión del método de marcado y recaptura fue revisada por Jones (1964), y por Jolly (1965). Otra desventaja de este método es que en la práctica la mezcla de individuos marcados y sin marcar al no ser homogénea, no presentan la misma probabilidad de ser capturados.

A.1.2. MÉTODO DE CAPTURA POR UNIDAD DE ESFUERZO

DeLury (1947, 1951) y Mottley (1949) proponen este método (Watt, 1968). En la versión básica el método consiste en utilizar la captura por unidad de esfuerzo y la captura total acumulada para un grupo de edad en particular de una población, dentro de un periodo corto, durante el cual podemos ignorar el efecto de cambio en las variables extrínsecas, tales como el tiempo y la mortalidad natural en la población explotada. Una desventaja de este método, cuando se utilizan datos de pesquerías, es la violación del supuesto del poco efecto en las variables extrínsecas.

Otra modalidad de este método basado en la captura por unidad de esfuerzo, consiste en calcular la razón para una secuencia de dos años y establecer una regresión de esta razón con el esfuerzo pesquero del primer año del par de valores. De la pendiente y la ordenada al origen de la línea de regresión obtenida se pueden calcular los coeficientes de mortalidad por pesca y natural. El método fue desarrollado originalmente por Beverton y Holt (1957) e independientemente por Widrig (1954), Paloheimo (1958) y Murphy (1965) realizan algunos refinamientos que hacen el método más eficiente

A.1.3. MÉTODO DE MORTALIDAD DIFERENCIAL

Este método se basa en el hecho de que para varias poblaciones explotadas, un subgrupo dentro de la población es capturado más intensamente que otros subgrupos. Este método fue concebido inicialmente por Kelker (1940, 1942) para usarse con venados, y otras poblaciones, subsecuentemente fue aplicado a faisanes (Selleck y Hart, 1957) y peces (Lander, 1962). El método fue propuesto en rigurosas bases matemáticas por Chapman (1955). El objetivo de este método consiste en calcular abundancias absolutas de los subgrupos de la población a través de muestras realizadas antes y después de las capturas

A.1.4. MÉTODO DE LA POBLACIÓN VIRTUAL

Este método es propuesto por Fry (1949) (Watt, 1968), el método es sencillo en sí, ya que calcula el tamaño mínimo de la población para un grupo de edad usando las capturas del mismo grupo a través del tiempo, es decir, que para estimar el tamaño mínimo de peces de un grupo de cuatro años, lo hace sumando los capturados al año siguiente (cuando ya tengan 5 años) y así sucesivamente. Esto bajo el supuesto de que se trata de una población cerrada (no existe migración ni emigración). Bishop (1959) analiza algunas características de este método, una de ellas es que nos da una estimación mínima del tamaño de la población. Si algún método produce una estimación menor que la dada por éste método esta debe ser incorrecta. Es posible combinar la idea básica de la técnica de población virtual con ciertas ideas de otras técnicas y llegar a procedimientos más potentes.

Como puede observarse con la combinación de estos métodos se pueden generar métodos adecuados a la población en estudio. Ejemplo de estas combinaciones son las propuestas por Paloheimo (1958), Watt (1956), y Murphy (1965). Un análisis detallado de los sesgos en los métodos anteriormente descritos, lo da Watt (1968), así como algunos métodos para tratarlos

A.1.5. MÉTODOS MATRICIALES DE EVALUACIÓN DE POBLACIONES

Lewis y Leslie independientemente, a inicios de la década de 1940 plantearon un modelo para la dinámica de una población usando álgebra matricial, según la cual la población es dividida en un número de grupos de edad, y cada uno de los cuales tiene una diferente mortalidad y fecundidad

El modelo asume que la población tiene una relación de sexos constante y sigue los cambios en la población de hembras. Ésta es dividida en $m+1$ grupos de edad, cada uno representado por un elemento en un vector columna: $\{n_{0,0}, n_{1,0}, \dots, n_{x,0}, \dots, n_{m,0}\}$ donde $n_{0,0}$ es el número de individuos en el primer grupo de edad, 0, al tiempo $t=0$. Cada grupo de edad, x , tiene una fecundidad específica F_x , y una probabilidad de sobrevivencia P_x , definidas como sigue P_x es la probabilidad de que una hembra del grupo de edad x a $x+1$ al tiempo t , sobrevivirá para volverse miembro del grupo de edad $x+1$ a $x+2$, al tiempo $t+1$. Y F_x es el número de hijas por hembra del grupo de edad x a $x+1$ al tiempo t , nacidas en el intervalo t a $t+1$, que vivirá en el grupo de edad 0 a 1 al tiempo $t+1$.

Después del intervalo de tiempo, t a $t+1$, la nueva distribución de edades estará dada por

$$\sum F_x n_{x,0} = n_{0,1}$$

$$P_0 n_{0,0} = n_{1,1}$$

$$P_1 n_{1,0} = n_{2,1}$$

.....

$$P_{(m-1)} n_{(m-1),0} = n_{m,1}$$

en forma de matriz

$$\begin{bmatrix} F_0 & F_1 & F_2 & \dots & F_{m-1} & F_m \\ P_0 & & & & & \\ & P_1 & & & & \\ & & P_2 & & & \\ & & & \dots & & \\ & & & & P_{m-1} & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{0,0} \\ n_{1,0} \\ n_{2,0} \\ n_{3,0} \\ \dots \\ n_{m,0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} n_{0,1} \\ n_{1,1} \\ n_{2,1} \\ n_{3,1} \\ \dots \\ n_{m,1} \end{bmatrix}$$

La matriz de Leslie es cuadrada, teniendo $m+1$ renglones y el mismo número de columnas, y conteniendo los datos F_k y P_k , los elementos sin llenar toman el valor de cero. Cuando es multiplicada por la distribución de edad anterior se genera una nueva, y así sucesivamente. Cada multiplicación constituye un ciclo.

En el modelo de Leslie la tasa de sobrevivencia y fecundidad pueden ser modificados para reflejar el efecto de la densidad en la tasa de incremento de la población. El modelo de matriz toma dentro de sus consideraciones a los grupos de edad de la población y elimina la necesidad de asumir una distribución estable de edades para la población (Poole, 1974).

Leslie (1948), postula una cantidad q_t que representa el efecto de la densidad en la tasa de sobrevivencia para cada grupo de edad, $q_t = 1 + a N_t$, donde $a = (\lambda - 1)/K$. Como en la ecuación logística el efecto de la densidad en la probabilidad de sobrevivencia en cada grupo de edad es una función lineal de la densidad, formando así una matriz diagonal con los valores de q_t en cada posición de la diagonal. Esta diagonal es invertida y la población después de un intervalo de tiempo es $AQ^{-1} n_0 = n_1$. Si los elementos de Q^{-1} son todos unos, la multiplicación AQ^{-1} será igual a A . Esto es, la densidad no afecta las probabilidades de sobrevivencia, que sería verdadero solo si $a=0$. Si q_t es mayor que 1 la densidad incrementaría hacia un límite superior, la probabilidad de sobrevivencia de cada grupo de edad decrecería por la multiplicación AQ^{-1} , y la tasa de incremento de la población declinaría.

Si una población al inicio tiene una distribución estable de edades, las densidades de población predichas por este método serán aproximadamente iguales a la de la curva logística. Si la distribución no es estable, la población oscilará, pero las oscilaciones se estabilizarán con el tiempo. Si la distribución de edades es muy inestable, las oscilaciones continúan pasando el punto donde la capacidad de carga del ambiente es alcanzada, si bien dando tiempo esas oscilaciones se estabilizarán (Poole, 1974).

Leslie (1959) encontró que haciendo la sobrevivencia y fecundidad dependientes parcialmente de los números presentes y parcialmente de los números a algún tiempo pasado, producen oscilaciones en el tamaño de la población.

Pennywick, Compton y Beckingham (1968) utilizaron funciones continuas para la fecundidad y la sobrevivencia, que multiplicadas por los valores de las constantes de edad específica, permiten simular comportamientos muy variados. Cuando las funciones de fecundidad y sobrevivencia son densodependientes, el modelo describe comportamientos similares a los de las poblaciones reales.

Este modelo matricial se puede usar también para describir interacciones entre especies, haciendo para los factores de fecundidad y sobrevivencia, funciones de los números de individuos de ambas poblaciones. Así los factores de fecundidad y sobrevivencia para la población J_1 son los números de $(N_1 + aN_2)$ donde N_1 y N_2 son los números de individuos de J_1 y J_2 respectivamente, a es una constante de interacción, en otras palabras para la propuesta de calcular el efecto de las densidades en J_1 , todos los individuos de J_2 son considerados equivalentes a individuos de J_1 . Similarmente, la densidad depende de los factores de fecundidad y sobrevivencia, en función de $(N_2 + bN_1)$ donde b es otra constante de interacción. Para una interacción de competencia, los valores de a y b , determinan la situación de las poblaciones: si $a < 1$ y $b < 1$, ambas poblaciones alcanzan niveles estables. Si $a < 1$ y $b > 1$, J_1 sobrevive pero J_2 se extingue. Si $a > 1$ y $b > 1$, una población sobrevive y la otra se extingue, la que sobrevive depende del número inicial de ambas poblaciones.

A.1.5.1. ANÁLISIS DE LA ESTABILIDAD COMUNITARIA

Considerando la matriz comunitaria

$dN(t)/dt = F(N(t))$; donde el valor de equilibrio es dado por

$dN(t)/dt = 0 = F(N^*)$; tomando valores pequeños (anomalías) alrededor del punto de equilibrio. Donde

$$N(t) = N^* + x(t)$$

$$dx(t)/dt = ax(t) \text{ por lo tanto } a = (dF/dN)^*$$

$$x(t) = x(0)\exp(at)$$

Del análisis de estabilidad vecinal, el punto de equilibrio en N^* será estable, si a es negativo.

Si $F(N(t))$ es dado por la ecuación logística

$$dN(t)/dt = rN(1-N/K)$$

$$dN(t)/dt = F(N^*) \text{ por lo tanto } N^* = K \text{ y } 0$$

$N^* = K$ para $a = -r$, es estable si $r > 0$

$N^* = 0$ es estable para $r < 0$

Para $r > 0$ el análisis de estabilidad vecinal da una buena descripción de la estabilidad en el dominio $N \geq 0$, una población estable en el equilibrio de magnitud K . Con función de Lyapunov, $V(N) = (1 - N/K)^2$. El análisis de estabilidad vecinal describe la estabilidad global. La matriz comunitaria 1×1 (a) sintetiza la biología (crecimiento relativo cerca del equilibrio) y establece la estabilidad vecinal (por signos).

Para multiespecies la matriz (A) $m \times m$, sintetiza la biología (sus elementos son determinados por la interacción entre y dentro de las poblaciones, cerca del equilibrio) y establece la estabilidad vecinal (por el signo de sus eigenvalores).

$$dN_i(t)/dt = F_i(N_1(t), N_2(t), \dots, N_m(t))$$

$$dN_i(t)/dt = F_i(N_1^*, N_2^*, \dots, N_m^*)$$

$$N_i(t) = N_i^* + x_i(t); \quad a_{ij} = (dF_i/dN_j)^*$$

$$dx_i(t)/dt = \sum a_{ij} x_j(t); \quad dx/dt = Ax(t);$$

$$x_i(t) = \sum c_{ij} \exp(\lambda_j t); \quad \lambda x_i(t) = \sum a_{ij} x_j(t)$$

$$(A - \lambda I)x(t) = 0; \quad \det |A - \lambda I| = 0$$

$\lambda = \zeta + i\xi$, ζ produce crecimiento o decrecimiento exponencial y ξ oscilaciones senoidales.

Perturbaciones a la población de equilibrio se amortiguan, si y solo si, todos los eigenvalores tienen partes reales negativas. Si un eigenvalor tiene una parte real positiva, el factor exponencial crece con el tiempo y el equilibrio será inestable. El caso de estabilidad neutral se obtiene si uno o más eigenvalores son imaginarios puros y el resto reales negativos.

Las fluctuaciones poblacionales se caracterizan por una magnitud media cuadrática.

$$\mu^2 - \sigma^2/K_0 = \sigma^2/\Lambda$$

Si $\sigma^2 \ll \Lambda$ tenemos fluctuaciones poco severas. Si $\sigma^2 = \Lambda$ tenemos fluctuaciones severas, desplazando la nube probabilística a $n = 0$, sugiriendo que tal población no puede persistir.

$$dN_1(t)/dt = N_1(t)(K_1 - N_1(t) - \alpha N_2(t))$$

$$dN_2(t)/dt = N_2(t)(K_2 - N_2(t) - \alpha N_1(t))$$

α mide la competencia (simétrica entre dos especies, medidos por los parámetros ambientales K_1 y K_2).

Para el caso determinístico K_1 y K_2 son constantes

$$A = \begin{bmatrix} -N_1^* & -\alpha N_2^* \\ -\alpha N_1^* & -N_2^* \end{bmatrix}$$

Ambos eigenvalores serán negativos cuando los coeficientes de competencia sean menor que 1, criterio de Lotka-Volterra para condiciones estables de competencia

Si hacemos $K_1 = K_2 = K_0$

$$N_1^* = N_2^* = K_0/(1 + \alpha) = N^*$$

El eigenvalor de la matriz dominante será $-N^*(1-\alpha)$

$\Lambda = N^*(1-\alpha)$ por lo tanto $\Lambda > 0$ cuando $\alpha < 1$.

Λ mide los efectos de estabilidad de las interacciones poblacionales. La matriz comunitaria en el caso estocástico evaluada usando parámetros ambientales, toma el eigenvalor $\Lambda = K_0$.

Para $\Lambda > (1/2)\sigma^2$, pero no mucho mayor, las fluctuaciones sobre los promedios poblacionales de largo plazo, se hacen severas.

Para $\Lambda \gg 0.5\sigma^2$ las fluctuaciones pierden su importancia y la solución determinística es recuperada.

Para $\Lambda < 0.5\sigma^2$, las fluctuaciones ambientales son tan significativas que no existe distribución probabilística estable; el sistema está predestinado a una rápida extinción.

Fluctuaciones en la capacidad de sostén resultan en un número poblacional promedio de largo plazo que es menor en un factor $(1-(\sigma^2/2K_0))$, del que se deduce de la versión determinística con el incremento de las fluctuaciones ambientales y afecta a las poblaciones en dos formas, incrementando la severidad relativa de las fluctuaciones poblacionales y disminuyendo el número poblacional promedio

La solución aproximada, cuando la nube probabilística no es muy difusa será: si u mide la fluctuación fraccional de la población respecto a su valor determinístico, $N^* - K_0$.

$$u = (n - N^*)/N^* = (n - K_0)/K_0$$

$$dN_i(t)/dt = F_i(N_1, N_2, \dots, N_m); \{K_j(t)\}$$

$K_i(t) = K_{0j} + \gamma_j(t)$ por lo tanto $\gamma_j(t)$ será ruido blanco, con covarianza entre la i -ésima y j -ésima fluctuación ambiental, medido por σ_{ij}^2 .

$N_i(t) = N_i^* + x_i(t)$, donde $x_i(t)$ mide la fluctuación poblacional

$$x_i(t) = x_i(t)/N_i^*$$

$$dx_i(t)/dt = \sum_j (N_i^*)^{-1} a_{ij} N_j^* x_j(t) + \sum_k m_{ik} Y_k(t)$$

Una configuración de equilibrio en el sistema de multiespecies tendrá estabilidad vecinal, si y solo si, todos los eigenvalores de la matriz comunitaria están en la mitad izquierda del plano complejo.

$$-\Lambda = [\text{Real}(\lambda)] \max$$

$$\Lambda > 0$$

Si uno o más eigenvalores tienen partes reales positivas ($\Lambda < 0$) no hay punto de equilibrio estable. Las perturbaciones crecerán, pero en la vecindad dejan su último destino incierto, y eventualmente los términos de segundo orden se hacen importantes y la no-linealidad decide si las perturbaciones crecen hasta la extinción o el sistema se establece en un ciclo límite.

El modelo matricial para la interacción depredador-presa (modelo de Lotka-Volterra) será

$$F_1(N_1, N_2) = N_1(a - \alpha N_2)$$

$$F_2(N_1, N_2) = N_2(-b + \beta N_1)$$

$$N_1^* = b/\beta; \quad N_2^* = a/\alpha$$

$$\delta F_1/\delta N_1 = a - \alpha N_2; \quad \delta F_2/\delta N_2 = -\alpha N_1,$$

$$\delta F_2/\delta N_1 = \beta N_2; \quad \delta F_1/\delta N_2 = -b + \beta N_1,$$

$$a_{ij} = (\delta F_i/\delta m_j)^*$$

$$a_{11} = 0; \quad a_{12} = -\alpha b/\beta$$

$$a_{21} = \beta a/\alpha; \quad a_{22} = 0$$

$$A = \begin{bmatrix} 0 & -\alpha b/B \\ \beta a/A & 0 \end{bmatrix}$$

$$\det \begin{vmatrix} -\lambda & -\alpha b/B \\ \beta a/A & 0 \end{vmatrix} = 0$$

$\lambda^2 + ab = 0$ por lo tanto $\lambda = \pm i(ab)^{1/2} = \pm iw$

y $x_i(t) = \sum c_j \exp(\lambda_j t)$

Mostrando estabilidad neutral con perturbaciones oscilatorias puras de frecuencia w o periodos $2\pi/w$

A.1.6. MODELOS DE UNA Y VARIAS POBLACIONES

Los tipos de modelos para el análisis de la dinámica de las poblaciones de peces y el efecto que la pesca tiene sobre estas se pueden dividir en dos. El primero de tipo de producción excedente relacionado particularmente con el trabajo de Shaefer (1954; 1957), que trata la población como una sola entidad, descrita efectivamente por un solo parámetro el tamaño o biomasa. El segundo o modelo analítico está asociado particularmente con el trabajo de Ricker (1958) y Beverton y Holt (1957), donde consideran la población como la suma de sus individuos y estudian los sucesos en poblaciones por el destino de cada individuo

A.1.6.1. MODELO DE PRODUCCIÓN EXCEDENTE

La suposición básica de este modelo es que, en ausencia de explotación, la abundancia o biomasa de la población tendera a incrementarse hacia algún límite B_{∞} , dado por el ambiente, la tasa de incremento está dada como una función de la biomasa:

$$dB/dt = B f(B) > 0, B < B_{\infty}.$$

o en términos de cambios de biomasa ΔB durante un periodo dado de tiempo

$$\Delta B = B f(B)$$

Donde B es la biomasa media durante el periodo considerado

En este escenario, la única restricción en $f(B)$ es que $f(B) \geq 0$ y para que $B < B_{LI}$, $f(B)$ debe ser positivo. Generalmente se considera que $f(B)$ decrece con incrementos en B .

Si una captura, C , es tomada durante un periodo considerado, entonces el cambio neto en la población estará dado por

$$\Delta B = Bf(B) - C$$

Si $C = Bf(B)$, la población no cambiará. Este valor de C puede ser definido como rendimiento sostenido. Claramente si $Bf(B)$ es positivo, $0 \leq B < B_{LI}$, y es cero en los dos límites del rango, entonces cualquier valor intermedio tendrá un máximo, y le corresponderá un valor C (C_{max}) que puede definirse como la máxima producción sostenible.

A.1.6.2. MODELOS ANALÍTICOS

El punto de partida con modelos de este tipo son los peces individuales. Idealmente todos los peces de todos los tamaños serán incluidos, pero peces jóvenes serán más pequeños y diferirán en mucho en lo referente a los requerimientos de alimento y distribución, y será mucho más realista omitir peces por abajo de alguna edad o tamaño determinado. Por razones prácticas normalmente es conveniente tomar ésta edad como edad de reclutamiento. Ésta edad también es una opción biológica razonable, ya que corresponde a cambios en comportamiento y distribución.

En el análisis de la información usualmente lo deseable es etiquetar a los peces de acuerdo a una o ambas de éstas características (su edad y tiempo de reclutamiento).

Si $N_{t,t}$ = número de peces de la edad t , que reclutaron al tiempo t , y W_t = peso promedio del pez a la edad t , y considerando todos los peces que están vivos al instante T , el número total está dado por

$$N_T = \int N_{T-t,s,t} dt$$

donde a = edad de reclutamiento, la biomasa total será

$$B_T = \int N_{T-t,s,t} W_t dt$$

Alternativamente, en lugar de considerar todos los peces vivos en un tiempo dado en lo que a una clase-año corresponde, es posible considerar la historia de una clase-año sobre todo el

periodo de tiempo comprendido durante el cual están en el stock. Esta es una forma más conveniente de calcular el número o peso capturado

La captura total C (en número) o Y (en peso), de una clase-año durante su vida estará dada por

$$C_t = F_{t,x,t} N_t dt$$

donde x = tiempo a la que la clase - edad es reclutada,

$$Y_t = F_{t,x,t} N_t W_t dt \quad (1)$$

Bajo el supuesto que durante un intervalo t_n a t_{n+1} las tasas de mortalidad por pesca (F) y natural (M), son constantes, la tasa de decremento en número, estará dada por

$$\begin{aligned} dN/dt &= (dN/dt)_{\text{pesca}} + (dN/dt)_{\text{natural}} \\ &= (M + F)/N \\ &= -ZN \text{ donde } Z = F + M \end{aligned}$$

que puede ser integrada dando

$$N_t = N_n \exp(-z(t-t_n)) \quad (2)$$

donde N_n = número de peces vivos al tiempo t_n .

Más generalmente, si la mortalidad cambia con el tiempo o la edad, considerando eventos en una clase - edad dada

$$dN/dt = -(M_t + F_t)N$$

e integrando,

$$N_t = N_n \exp\{-\int (M_t + F_t) dt\}$$

Esta suposición también se hace para el peso a una edad dada. Antes de calcular la edad, es necesario tener una forma, que combinada con la ecuación 2, sea substituida en la ecuación 1 para dar una expresión que será integrada. Así Ricker (1958) usó una forma exponencial, mientras que Beverton y Holt (1957) usaron la forma de Bertalanffy

$$W_t = W_{\infty} (1 - \exp(-k(t-t_0)))^3$$

resultando la ecuación para la producción

$$Y = FN_{\alpha} W_{\infty} \sum \{b_n / (Z + nK)\} \exp(-nK(t_0 - a))$$

donde $b_0 = 1$, $b_1 = -3$, $b_2 = 3$, $b_3 = -1$.

Es posible dividir la vida completa de una cohorte de peces en un número de periodos en el que el peso o número no cambie mucho, o cambie de acuerdo a suposiciones simples. En este caso, se puede acomodar patrones complejos de mortalidad o crecimiento. En particular,

variaciones estacionales en crecimiento o mortalidad por pesca, pueden ser realmente incluidas así también las variaciones de mortalidad natural, en principio, pueden también ser incluidas, pero en la práctica es difícil observarla directamente

A.1.6.3. ESTRATEGIAS BIONÓMICAS Y PARAMETROS POBLACIONALES

Cada organismo tiene una estrategia bionómica (tamaño, longevidad, fecundidad, rango de hábitat y rango de migración) que es resumido por los parámetros de los modelos (ej. ecuación logística), esta estrategia evoluciona para maximizar el ajuste del organismo al ambiente.

En la ecuación logística se pueden distinguir tres parámetros:

- a. N^* , la población en equilibrio. Normalmente en la situación de una sola especie será $N^*=K$, la capacidad de carga.
- b. Tiempo de retraso, T (el tiempo de retraso en la respuesta debido a algunos retrasos ambientales) y t (tiempo de generación). Este tiempo de retraso tiene efectos equivalentes, pero solo t es directamente sensible a presiones evolutivas en la especie misma.
- c. La tasa finita de incremento de la población, $\lambda = \exp r$, que es la diferencia entre ganancias y las pérdidas. Ésta determina el tiempo de respuesta, TR , que es el tiempo que toma la población para regresar al equilibrio después de una perturbación y es una propiedad del sistema, $TR=1/r$.

En este sentido los ambientes pueden ser clasificados de acuerdo al número de características: **La duración de la estabilidad** es la longitud de tiempo en el ambiente de una localidad geográfica en particular. La significancia de esta duración de la estabilidad depende de la relación entre el tiempo de generación de los organismos (t) y la longitud de tiempo que el ambiente permanece favorable. **Variabilidad temporal**, la extensión para la capacidad de carga (K) de un ambiente varía durante el tiempo que el lugar es sostenible para el organismo (heterogeneidad temporal). Las variaciones en K pueden ser predecibles o impredecibles. **Heterogeneidad espacial**, es la continuidad de los parches, el rango del movimiento de los animales que determinan su escala de ambiente. Una gran longevidad tiende a reducir la

significancia de la variabilidad temporal e incrementa el grado de predictibilidad de un sitio dado

En un principio, las características del ambiente pueden ser simplificadas para poner atención a la duración de la estabilidad, que esta dada por la relación t/H para un ambiente determinado. En especies donde t/H se aproxima a la unidad, una generación no puede afectar los recursos de la próxima, no existiendo una penalización evolutiva por sobrepasar la capacidad de carga de un ambiente, esas especies son consideradas explotadoras u oportunistas y se puede referir a ellas como de estrategia r (MacArthur y Wilson, 1967).

A la inversa, para animales que ocupan ambientes de larga vida donde la capacidad de carga (K) es constante, una sobrevaloración significativa en K afectará adversamente a las generaciones subsecuentes. Muchas especies que han colonizado los ambientes estables, inician competencias interespecificas en todas sus formas, incluyendo depredación, la cual es probable que sea intensa. Tales especies son referidas como de estrategia K . Estas son seleccionadas para producir comida en ambientes saturados.

Un número extremadamente significativo de características bionómicas están probablemente ligadas con el tamaño de un organismo. En respuesta a la presión evolutiva ejercida por el ambiente una modificación del tamaño del organismo, inevitablemente se moverá en un camino u otro de los continuos de los estrategias r - K .

Un parámetro clave es r , la tasa per cápita de incremento; r depende de la tasa neta de reproducción, R_0 y el tiempo de generación, T_c ; $r = (\ln R_0) / T_c$. Existe una relación lineal positiva entre el tamaño y el tiempo de generación en organismos, de las ballenas a las bacterias (Bonner, 1965). Esta relación se debe probablemente a que la longevidad es inversamente proporcional a la actividad metabólica total por unidad de peso corporal, los organismos pequeños tienen un alto nivel de actividad (May, 1976a).

Analizando la relación $r = (\ln R_0) / T_c$, se observa que r tiende a ser más sensitiva a los cambios en el tiempo de generación que en los cambios de R_0 . Partiendo en dos el tiempo de

generación doblaría el valor de r , pero doblando el valor de R_0 (ejemplo doblando la fecundidad) no incrementaría lo doble el valor de r . Por lo tanto no es de sorprenderse que la relación r vs T_c , para un amplio rango de organismos cae dentro de una estrecha banda recta, con pendiente -1 , cuando se gráfica en escala log-log (Heron, 1972). Como consecuencia los cambios de tamaño deben ser expresados como: r a $1/T_c$ a $1/\text{tamaño}$ a tasa metabólica por unidad de peso.

Fenchel (1974) mostró que la relación de r y la tasa metabólica/unidad de peso, para el tamaño de organismos son notablemente paralelos para los grupos unicelulares, poiquilotérmicos y homeotérmicos. Cada paso evolutivo incrementa linealmente ambas, la tasa metabólica y r , para un tamaño dado.

El tamaño tiene otras implicaciones para la ecología de las especies. Grandes especies tienen la ventaja de la competencia interespecífica o en la defensa contra depredadores. El crecimiento alométrico de apéndices ofensivos o defensivos incrementará esta habilidad y combinado con la longevidad, permitirá la posibilidad de un alto nivel de cuidado y protección parental. En el tamaño de un animal influirá la escala del ambiente (May, 1976a).

La energía disponible en un organismo capaz de reproducirse debe ser dirigida hacia la sobrevivencia y crecimiento, hacia la producción de prole o hacia alguna partición entre las dos. Como con el tamaño, un cambio en el reparto de energía influirá en la estrategia bionómica de la especie y por lo tanto en sus parámetros poblacionales.

El óptimo reparto de recursos entre reproducción y mantenimiento, ha sido explorado algebraicamente por varios autores y concluyen que la estrategia óptima depende de las diferentes ventajas competitivas (incluyendo por supuesto, eficiencia ecológica) y probabilidad de sobrevivencia de las diferentes edades y tamaños.

La repartición de recursos en el mantenimiento del territorio se puede ver en el mismo sentido. Un análisis de los costos de defensa del territorio para la disponibilidad de comida fue realizado por Gill y Wolf (1975)

A.1.6.4. MODELOS MULTIESPECIES

Los modelos y análisis anteriores tratan a la población o stock de peces como entes aislados a excepción del impacto por la pesca. En el mar la población de una especie de pez debe interactuar con la población de la que viene su alimento, con otras poblaciones que compiten con ella por alimento, y con sus depredadores. Similarmente, el esfuerzo pesquero no es un proceso aislado, aunque depende últimamente de la actividad económica del país o países involucrados, está más directamente influenciado por cosas como oportunidades para usar la flota en la captura de otros stocks, política de inversión, demanda para el producto de la pesquería y la competencia con otros productos así como las regulaciones introducidas para el manejo o conservación del stock.

El modelo más simple para describir la interacción entre dos especies, es el propuesto por Volterra en 1926 (Gulland, 1977).

$$(1/N)dN_1/dt = a_1 - b_1N_1 + c_1N_2$$

$$(1/N)dN_2/dt = a_2 - b_2N_2 + c_2N_1$$

donde a , b y c , son coeficientes de interacción entre las especies. Un método gráfico para el análisis de este modelo lo plantea Vandermeer (1972), para una solución numérica de poblaciones con crecimiento discreto, así también los aspectos de la interacción entre tres especies es propuesta por May (1975b). Con el desarrollo de las computadoras es posible ensamblar modelos para la interacción entre más de dos especies, además de incluir variaciones en los parámetros de los modelos, como r y K .

A.1.6.5. RELACIÓN ENTRE VARIOS TIPOS DE MODELOS POBLACIONALES

Existe un número amplio y variado de modelos matemáticos para describir la dinámica de poblaciones en comunidades de especies interactuando. En general estos modelos consideran la población de la j -ésima especie en el tiempo t , $N_j(t)$, y para expresar la tasa de crecimiento de cada especie como función no-lineal, incluyen en sí la densidad de la población y la densidad de todas las otras especies con las que interactúa.

Si el nacimiento es un proceso continuo, la variable t es continua, entonces la ecuación es diferencial de primer orden, considerando la tasa de crecimiento continua $dN_j(t)/dt$. Si al contrario, la generación es discreta, la variables t es discreta, entonces la ecuación es de diferencias de primer orden, considerando la tasa de crecimiento discreta $N_j(t+1)-N_j(t)$, en este caso el intervalo entre sucesivos pasos de crecimiento de la población es definido como una unidad.

Un modelo en diferencias y diferencial son homólogos cuando todas sus características biológicas tales como nivel trófico, tasas de crecimiento y mortalidad, interacciones de competencia y depredador-presa, son idénticos. Por definición el equilibrio poblacional en tales modelos es idéntico. Pero, en tal par de modelos, la estabilidad con respecto a perturbaciones de poblaciones de equilibrio no es idéntico, ya que se ha apreciado que la ecuación en diferencias generalmente tiende a ser menos estable que la diferencial.

Considerando una comunidad de m especies con $N_j(t)$ poblaciones y describiendo la tasa de crecimiento para sistemas continuos o discretos con ecuaciones diferenciales o de diferencias respectivamente, y posteriormente dando soluciones para el juego de m ecuaciones algebraicas para los posibles puntos de equilibrio, se puede investigar la estabilidad de tales equilibrios con respecto a pequeñas perturbaciones en las poblaciones, a lo que May (1975a,b) llama análisis formal de la estabilidad.

Para modelos homólogos de ecuaciones diferenciales y en diferencias, los sistemas continuos tiene un punto de equilibrio estable, si y solo si, todos los eigenvalores de la matriz de interacción tiende a situarse en la mitad de lado izquierdo del plano complejo, mientras que los sistemas discretos tienen un punto de equilibrio estable, si y solo si, todos los eigenvalores de la matriz de interacción tienden a situarse dentro de un círculo de una unidad centrado en $(-1,0)$ en el plano complejo

Generalmente, las ecuaciones en diferencias tienden a ser menos estables que las correspondientes diferenciales porque el lapso de tiempo finito entre crecimiento de

generaciones tiene efectos desestabilizadores asociados con algún tiempo de retraso en un sistema interactivo (Bartlett, 1960, Maynard, 1968).

A.1.6.6. ESTABILIDAD EN SISTEMAS LINEALES Y CUASI LINEALES

A menudo es difícil, si no imposible, resolver explícitamente una ecuación diferencial, en especial si no es lineal. Por lo tanto, es importante determinar que información cualitativa, relativa a las soluciones de una ecuación diferencial, se puede lograr sin necesidad de obtener una solución explícita. Una solución constante de una ecuación diferencial se denomina algunas veces una solución de equilibrio. Así, el punto crítico $x=c$, corresponde a la solución de equilibrio $x(t) = c$, en una función de valor constante.

Se dice que un punto crítico $x = c$ es estable, si dado una $\epsilon > 0$, existe una $\delta > 0$ tal que $|x_0 - c| < \delta$ implique que $|x(t) - c| < \epsilon$ para toda t positiva.

La ecuación

$$dx/dt = ax - bx^2 \quad (3)$$

donde a y b son positivas, equivale a

$$dx/dt = bx(M-x)$$

donde $M = a/b > 0$, es conocida como la ecuación logística.

Por separación de variables, podemos encontrar la solución la cual esta dada por

$$x(t) = ax_0 / (x_0 + (a-x_0)\exp(-at)) \quad (4)$$

Si $x_0 > 0$, el denominador a la derecha de (4) inicialmente es positivo para todas las $t > 0$ y se aproxima a (a) a medida que $t \rightarrow +\infty$.

Si $x_0 < 0$, el denominador de (4) inicialmente es positivo, pero se aproxima a cero a medida que $\lim x(t) = -\infty$.

El punto crítico estable $x = c$ se dice que es asintóticamente estable, si existe $\delta > 0$, de tal modo que $|x_0 - c| < \delta$ lo que significa que $\lim x(t) = c$.

La ecuación diferencial autónoma

$$dx/dt = ax - bx^2 - k \quad (5)$$

Donde a, b y $K > 0$, describe una ecuación logística con recolección

La separación de variables de (5) da la solución:

$$x(t) = (k(x_0 - 1) - b(x_0 - 3)\exp(-2t)) / ((x_0 - 1) - (x_0 - 3)\exp(-2t))$$

Se dice que

$$\lim x(t) = 3 \text{ si } X_0 > 3$$

$$\lim x(t) = 3 \text{ si } 1 < X_0 < 3$$

$$\lim x(t) = -\infty \text{ si } X_0 < 1$$

Las curvas de solución de la ecuación (5) aparecen como en la figura 1, donde el punto crítico $x = 3$ es estable, mientras que el punto crítico $x = 1$ es inestable, para el caso particular de la ecuación

$$dx/dy = 4x - x^2 - 3$$

La situación a largo plazo depende de los valores de los parámetros positivos a, b , y K en (5)

$$\text{Si } a = (abk)^{0.5},$$

$x(t) \rightarrow a/2b$, la mitad de la máxima capacidad de sostén.

Si $4bk > a^2$, $x(t)$ se aproxima a la máxima capacidad de sostén dada por

$$M = (a + (a^2 - 4bk)^{0.5})/2b$$

donde $M \rightarrow a/b$ conforme $K \rightarrow 0$.

Si la velocidad de recolección de K aumenta gradualmente, la población límite (máxima capacidad de sostén) decrece gradualmente a la mitad de su valor original; $R = 0$; $M = a/b$, hasta que R alcanza el valor crítico $K = a^2/4b$, arriba del cual ocurre la extinción de la población.

Los dos puntos críticos de ecuación (5), son

$$A = (a + (a^2 + 4bk)^{0.5})/2b > 0$$

$$B = (a - (a^2 + 4bk)^{0.5})/2b < 0$$

El punto crítico $x = A$ es inestable, mientras que $x = B$ es estable. Si $x_0 > A$ entonces $x(t) \rightarrow \infty$ en un periodo finito de tiempo, en tanto que si $x_0 < A$, entonces $x(t) \rightarrow 0$, en un periodo finito de tiempo.

Así $x_0 = A$ es un valor umbral que aumenta cuando la velocidad de recolección K aumenta.

Un sistema lineal

$$dx/dt = ax + by, \quad dy/dt = cx + dy \quad (6)$$

es fácilmente resuelto mediante el método de eliminación, sustituyendo $x = A \exp(\lambda t)$ y $y = B \exp(\lambda t)$ en (6) Dividiendo las ecuaciones resultantes entre $\exp(\lambda t)$, obtenemos las dos ecuaciones lineales homogéneas

$$(a - \lambda)A + bB = 0$$

$$cA + (d - \lambda)B = 0$$

que debe de satisfacer los coeficientes de A y B. Con el objeto de que estas ecuaciones tengan una solución no trivial, debe anularse el determinante de coeficientes

$$\Delta = (a - \lambda)(d - \lambda) - bc$$

$$\lambda^2 - (a + d)\lambda + (ad - bc) = 0 \quad (7)$$

El tipo de solución del sistema (6) está determinado por la naturaleza de las raíces de la ecuación característica (cuadrática) de la expresión (7). Note que esta ecuación es sencillamente la ecuación característica de los coeficientes de la matriz

$$\begin{bmatrix} a & b \\ c & d \end{bmatrix}$$

del sistema lineal (6).

Considerando que (0,0) es un punto crítico aislado de la ecuación (6). Se sigue que $ad - bc \neq 0$ y $\lambda = 0$ no puede ser una raíz de la ecuación (7) La razón es que el término constante $ad - bc$ de esta última ecuación es el determinante del sistema de ecuaciones lineales

$$ax + by = 0,$$

$$cx + dy = 0. \quad (8)$$

Si $ad - bc = 0$, entonces las ecuaciones (8) corresponden a una misma línea que pasa por (0,0), de modo que el sistema tiene una línea completa de puntos críticos en vez de tener un punto crítico aislado en (0,0).

En consecuencia, la ecuación cuadrática característica dada en la expresión (7) puede tener raíces reales distintas del mismo signo, raíces reales distintas de signo contrario, raíces reales iguales no nulas, raíces complejas conjugadas, o raíces imaginarias puras (tabla 1).

Tabla 5. Tipo de punto crítico (0,0) del sistema lineal y sus respectivas gráficas (Modificado de Edwards y Penney, 1993)

Raíces de la ecuación característica	Tipo de punto crítico	Figura
Reales, distintas, del mismo signo	Nodo impropio	18
Reales, distintas, de signo contrario	Punto de silla	19
Reales e iguales	Nodo propio o impropio	20,21,22
Complejas conjugadas	Punto en espiral	23
Imaginarias puras	Centro	24

Así también, si λ_1 y λ_2 son las raíces de la ecuación característica (7) del sistema lineal (6) con $ad - bc \neq 0$. Entonces, el punto crítico (0,0) es asintóticamente estable si las partes reales de λ_1 y λ_2 son ambas negativas, estable, pero asintóticamente estable si las partes reales de λ_1 y λ_2 son ambas nulas; e inestables si tanto λ_1 como λ_2 tienen una parte real positiva

Por otro lado si λ_1 y λ_2 son las raíces características del sistema lineal (6) asociado a un sistema casi lineal. Si $\lambda_1 = \lambda_2$ son raíces reales iguales, entonces el punto crítico (0,0) del sistema es un nodo o un punto en espiral, y es asintóticamente estable si $\lambda_1 = \lambda_2 < 0$, o inestable si $\lambda_1 = \lambda_2 > 0$. Si λ_1 y λ_2 son imaginarios puros, entonces (0,0) es o bien un centro o un punto en espiral, que puede ser estable, asintóticamente estable o inestable. En cualquier otro caso, el punto crítico (0,0) del sistema cuasi lineal será del mismo tipo y estabilidad que el punto crítico (0,0) del sistema lineal asociado.

Algunas de las aplicaciones más importantes e interesantes de la teoría de la estabilidad se refieren a las interacciones entre dos o más poblaciones biológicas que ocupan el mismo ambiente (Edwards y Penney, 1993).

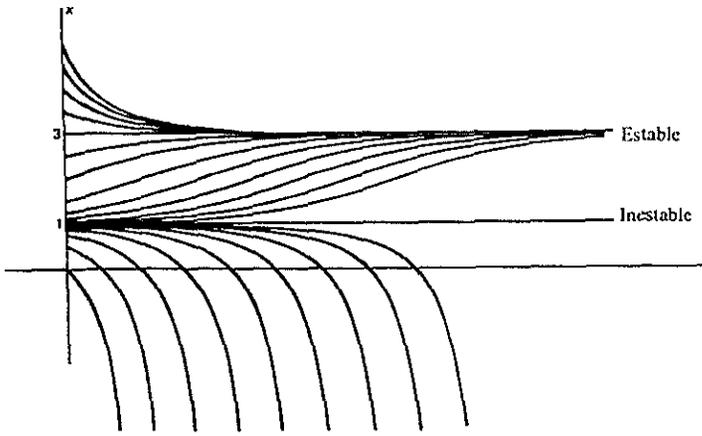


Figura 17. Algunas curvas de solución de la ecuación logística de la forma $dx/dt=4x-x^2-3$ (tomada de Edwards y Penny, 1993).

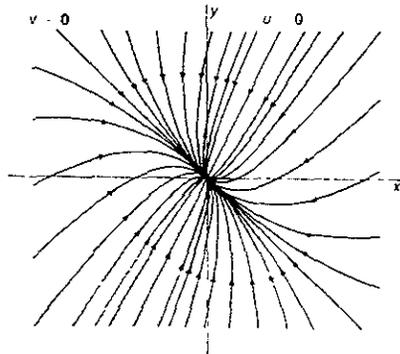


Figura 18. Nodo impropio; ambas raíces de la ecuación características son negativas (tomada de Edwards y Penny, 1993).

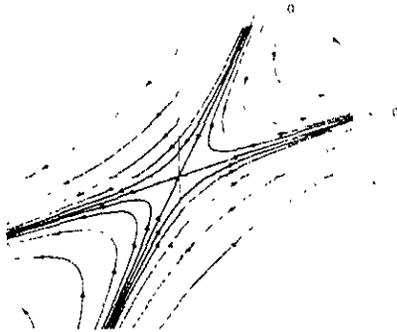


Figura 19. Punto de silla; las raíces de la ecuación característica son reales y de signo contrario (tomada de Edwards y Penny, 1993).

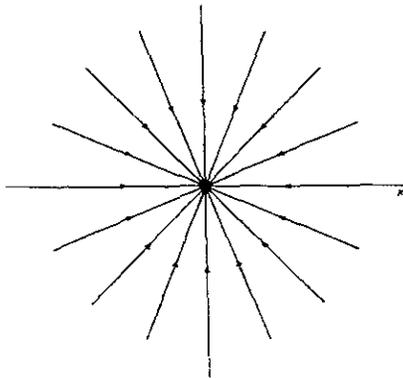


Figura 20. Las raíces de la ecuación característica son reales e iguales, resultando un nodo propio (tomada de Edwards y Penny, 1993).

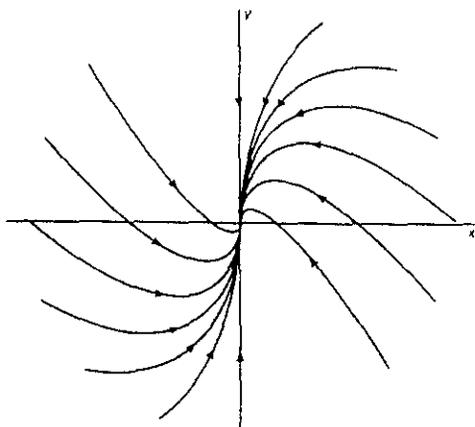


Figura 21. Un nodo impropio, con todas sus trayectorias tangentes al eje de las y (tomada de Edwards y Penny, 1993).

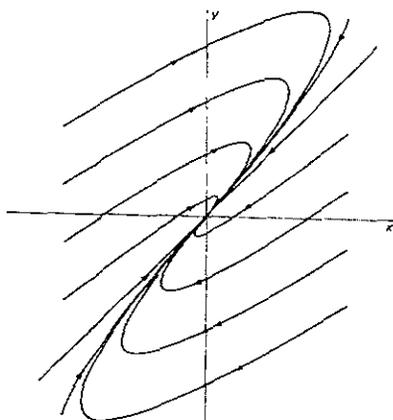


Figura 22. Un nodo impropio, con todas sus trayectorias tangentes a la gráfica de la ecuación $y = x$ (tomada de Edwards y Penny, 1993).

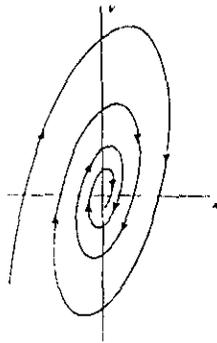


Figura 23. Punto en espiral; las raíces de la ecuación característica son complejas conjugadas (tomada de Edwards y Penny, 1993).

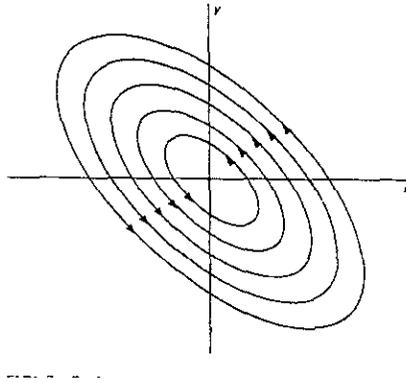


Figura 24. Un centro; las raíces de la ecuación característica son imaginarias puras (tomada de Edwards y Penny, 1993).

A.1.7. ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DE LA INFORMACIÓN HISTÓRICA DE PESQUERÍAS

Una serie de tiempo es una secuencia de observaciones, usualmente ordenadas en el tiempo a periodos o intervalos iguales, aunque en algunos casos el ordenamiento puede llevarse de acuerdo a otra dimensión, el tiempo puede expresarse en años, meses, días, etc. En este análisis, es importante el orden de las observaciones (González, 1986). Las series de tiempo pueden ser discretas o continuas, se dice que son continuas cuando los valores de la variable se registran continuamente, por ejemplo, la salida de voltaje recibidas en un radar. Se dice que son discretas cuando se mide la variable a intervalos de tiempo, ejemplo muestreos anuales de producción agrícola. Las series de tiempo continuas pueden transformarse en discretas por métodos muy simples. Así también las series de tiempo pueden ser multivariantes, cuando tenemos un vector por cada unidad de tiempo; y multidimensionales, cuando la serie está en función de varios parámetros físicos (Jenkins y Watts, 1968).

El análisis de series de tiempo, en la predicción del futuro está basado en el pasado de una variable y/o pasado de errores con el objeto de descubrir el patrón de comportamiento en la serie de datos y extrapolar este patrón al futuro. Existe una infinidad de patrones, pero en la mayoría de ellos encontramos cuatro características importantes que nos permiten escoger el método apropiado en las series de tiempo; considerando los tipos de patrón que pueden presentar los datos que quizá se repitan posteriormente para un mayor entendimiento del problema, de tal forma, que los métodos mas apropiados a esos patrones puedan ser probados.

Son cuatro los tipos de patrones que pueden distinguirse:

Horizontal: Este patrón se observa cuando los valores fluctúan alrededor de un valor promedio constante.

Estacional: Se da cuando una serie es influenciada por factores estacionales: efecto cada 3 meses, tercera semana de cada mes, etc.

Cíclico: Se presenta cuando los valores están influenciados por fluctuaciones a lo largo del tiempo y dichas fluctuaciones se presentan en periodos más largos que en los efectos estacionales, y además no presentan estacionalidad.

Tendencia: Cuando se observa que los valores van fluctuando alrededor de un valor promedio que no es constante, sino que va aumentando o disminuyendo con el tiempo.

A.1.7.1. ESTACIONARIDAD DE LAS SERIES DE TIEMPO

Cuando suponemos que el nivel medio de una serie es constante, el grado de variación alrededor de este nivel medio es expresado por la varianza de la serie, y como tal nos da una medida de la incertidumbre al rededor de esta media. Si la varianza no es constante durante el periodo de tiempo considerado, es decir, crece o decrece conforme transcurre el tiempo, sería incorrecto expresar la incertidumbre alrededor de un valor medio pronosticado (a futuro) por medio de esta varianza (calculada a partir de todos los datos observados), si lo hiciéramos así, en realidad tendríamos una especie de varianza promedio que nos expresaría una medida de incertidumbre que iría perdiendo su valor para los valores pronosticados. Por lo tanto una condición para tener una serie estacionaria, es que la varianza de la serie permanezca constante a través del tiempo.

Otra condición es que la autocorrelación entre dos observaciones, solo dependa del intervalo de tiempo entre ellas. Es conveniente primeramente considerar las características de las correlaciones entre series. Si dos series de tiempo están fuertemente correlacionadas en sentido positivo entonces su comportamiento debe ser similar, esto es si una crece/decrece, la otra serie se espera que también crezca/decrezca (valor cercano a 1). Si dos series están fuertemente correlacionadas en sentido negativo, entonces cuando una crece/decrece, la otra decrece/crece (valor cercano a -1). Si dos series no esta correlacionadas se espera que no exista relación alguna entre el comportamiento de una y otra (valor cercano a 0).

La correlación entre una observación al tiempo t , X_t , y otra observación de la misma serie al tiempo s , X_s , es medida por medio de la autocorrelación, es decir, que nos mide la correlación entre dos observaciones de la misma serie en diferentes instantes de tiempo.

Suponga que se tiene n observaciones a las cuales denotamos por x_1, x_2, \dots, x_n , entonces, la primera autocorrelación o correlación de primer orden mide la correlación entre X_t y $X_{(t-1)}$, es decir, la correlación entre todos los pares:

$$(x_1, x_2), (x_2, x_3) \dots$$

del mismo modo la autocorrelación de orden 2, mide la correlación entre x_t y $x_{(t-2)}$, es decir entre los $n-2$ pares:

$$(x_1, x_3), (x_2, x_4) \dots$$

en general, la autocorrelación de orden k nos mide la correlación entre todos los pares formados por las observaciones que restan k instantes de tiempo, es decir:

$$(x_1, x_k), (x_2, x_{(k+1)}), \dots$$

Si tenemos una serie de tiempo la cual dividimos en dos mitades y obtenemos sus autocorrelaciones de primer orden para cada serie, si las autocorrelaciones fueran muy diferentes no sería correcto hacer predicciones sobre el comportamiento futuro de la serie completa a partir de la primera mitad, sino que más bien nos limitaríamos a hacerlo basándonos en la segunda mitad, simultáneamente, si obtenemos la autocorrelación de orden 1 para la serie completa, esta se podría ver como un promedio entre las dos autocorrelaciones anteriormente obtenidas y pronosticar o predecir el comportamiento futuro de la serie a partir de esta, sería poco confiable. Lo ideal es que las autocorrelaciones, en este caso la de orden 1, sea la misma o casi la misma para cualquier mitad, tercio, cuarto, etc., que se tome, es decir que no dependa del segmento de datos que se usa para calcularla, sino que dependa únicamente de la distancia entre estos instantes.

En conclusión podemos decir que un proceso X_t es estacionario en covarianza o en media y varianza o estacionario de segundo orden, si se satisfacen las siguientes condiciones:

- i. La media del proceso es constante.
- ii. La varianza del proceso es constante.
- iii. La autocorrelación entre dos observaciones solo depende del intervalo de tiempo entre ellas.

Por lo tanto si el proceso es estacionario, podemos estimar de manera significativa la media, varianza y autocorrelaciones a partir de una sola n como una muestra de tamaño n del mismo proceso.

La serie de tiempo que se observa durante un cierto periodo, es solo una del mismo proceso que pudo ser observado, y cuyo comportamiento puede ser diferente al que se observa en realidad.

El análisis de las series de tiempo pretenden describir este proceso teórico en la forma de un modelo que posea propiedades similares a las del proceso y esto se hace a partir de los datos de muestra, es decir, las series observadas. Por lo tanto la inferencia que se realice a través del análisis de series de tiempo será acerca de las características del proceso generador de la serie observada.

En las series de tiempo a diferencia de la mayoría de los análisis estadísticos, se supone que las observaciones sucesivas provienen de variables aleatorias dependientes, es decir que existe toda una estructura de correlación entre las observaciones.

A.1.7.2. NO-ESTACIONARIDAD DE LAS SERIES DE TIEMPO

El primer paso en el análisis de una serie de tiempo es obtener una gráfica de las observaciones registradas contra el tiempo, de hecho en el examen inicial de la gráfica se pueden detectar características presentes en la serie de tiempo tales como: tendencia, estacionalidades, variaciones irregulares, etc., es decir que vamos a poder detectar si la serie es estacional o no, y que tipo de no estacionaridad esta presente, en la práctica lo común es encontrar series de tiempo no-estacionaria por lo que es deseable saber reconocer los tipos de no-estacionaridad presente en los datos.

Las conclusiones obtenidas del examen inicial de la serie de tiempo van a determinar los siguiente pasos en el análisis de la serie, de ahí su gran importancia.

Para llevar a cabo el análisis de una serie de tiempo primero se necesita determinar una serie estacionaria en función de la serie original, cuando esta serie original presenta una varianza que no es constante a través del tiempo, es necesario transformar los datos para establecer su grado de variación.

Existen varias transformaciones que se pueden utilizar como estabilizadores de la varianza, la idea básica es aplicar una transformación a los datos, tal que haga a la curva graficada originalmente más recta y al mismo tiempo haga la varianza constante sobre la serie de tiempo completa (Chen y Lee, 1997).

La familia de las transformaciones potenciales son las más comúnmente utilizadas, ya que estas proporcionan buenos resultados y se definen como:

$$T(X_t) = ((x_t + v)^\lambda - 1)/\lambda, \text{ si } \lambda \neq 0$$

$$T(X_t) = \log(x_t + v), \text{ si } \lambda = 0.$$

donde x_t es la serie original, λ es un parámetro que puede tomar valores positivos o negativos y X_t es la serie transformada, cuya varianza ya es constante, como se puede ver estas transformaciones solo se pueden aplicar cuando todos los valores de la serie original son positivos, si este no es el caso, se puede sumar una constante a todas las observaciones que las haga positivas, esta es arbitraria y obviamente va a cambiar el nivel de la serie y tendrá que ser reajustada al momento de hacer el pronóstico.

De esta familia de transformaciones potenciales existen dos de las más usadas, cuando $\lambda = 0$ y cuando $\lambda = 1/2$, que corresponden a $\ln(x_t)$ y x_t .

Existen algunos métodos que nos guían para escoger la transformación apropiada, uno de ellos es la gráfica rango-media, que consiste en dividir la serie completa en subconjuntos de igual tamaño, el tamaño de los subconjuntos suele ser entre 4 y 12 observaciones para cada uno, si la serie presenta un patrón estacional, lo ideal es tomar el tamaño de los subconjuntos igual al periodo estacional, se calcula el rango y la media para cada uno de los subconjuntos (el rango en cada subconjunto se usa como una medida de variabilidad local debido a su simplicidad y para muestras pequeñas menores de 12, su eficiencia con respecto a otras medidas tales como

la varianza es suficientemente alta), posteriormente se gráfica el rango contra la media de cada subconjunto. Otro método es el del coeficiente de variación mínimo, que consiste en dividir las observaciones de la serie en subgrupos, el criterio para la formación de los subgrupos es que exista homogeneidad entre ellos y que todos contengan el mismo número de observaciones, posteriormente se calculan las medias y las desviaciones estándar asociadas a cada uno de los grupos, este método sugiere elegir la potencia de tal manera que satisfaga la relación:

$$\sigma / (\mu - 1) = \text{constantes para } t = 1, 2, \dots, N$$

donde σ y μ representan la desviación estándar y la media de la variable x_t , después, para medir la variación relativa obtenida para cada valor de λ se calculan los coeficientes de variación para cada valor como:

$$CV(\lambda) = \text{desviación}(\lambda) / \text{media}(\lambda) \quad \text{para } \lambda = 1, -0.5, 0, 0.5, 1$$

Escogiéndose el valor de λ que proporcione el mismo coeficiente de variación. Una vez escogido el valor de λ la nueva serie será:

$$X_t = x_t^{(\lambda)}$$

Es importante recordar que estos dos métodos están basados en aproximaciones y que por consiguiente conviene utilizarlos esencialmente entre transformaciones.

Un proceso estacionario simple es un proceso lineal que puede ser generado por una operación lineal en un proceso puramente aleatorio. Dos casos especiales de procesos lineales de considerable importancia práctica, son los procesos autorregresivo y de promedios móviles. Los procesos estocásticos estacionarios pueden ser convenientemente descritos por su función de autocovarianza, mientras que los procesos estacionarios lineales son mejor descritos por sus parámetros (Jenkins y Watts, 1968).

Los modelos autorregresivos consideran la relación entre observaciones consecutivas, el modelo autorregresivo de primer orden AR(1), es aquel en el que se utiliza la observación X_{t-1} para predecir la observación en el tiempo t . El modelo autorregresivo general del p -ésimo orden es:

$$X_t = B_0$$

Se requiere de un modelo autorregresivo de orden mayor a uno para incluir en el modelo la

información debida a la correlación entre observaciones separadas por más de una unidad de tiempo.

No es fácil determinar la ecuación que predice mejor los valores futuros de un proceso aleatorio basándose en sus valores pasados y otras variables aleatorias. Para que el modelo autorregresivo resulte el apropiado para la predicción debe existir una alta correlación entre los valores del proceso aleatorio a intervalos de tiempos constantes.

Los modelos autorregresivos (AR) fueron introducidos por primera vez por Yule (1926) y posteriormente generalizados por Walker (1931). Los modelos como los autorregresivos pueden representarse como una combinación lineal y han sido estudiados extensivamente por Box y Jenkins (1976).

Los modelos llamados de promedios móviles de orden q representados como $MA(q)$, estudiados en un principio por Slutsky (1937) y posteriormente Wold (1954), provee las bases teóricas para los procesos combinados de estas dos series ARMA. Basados en los trabajos de Wold, los modelos ARMA se han desarrollado en tres direcciones: Procedimientos eficientes en la identificación y estimación, para procesos AR, MA y ARIMA, extensión de los resultados para incluir series de tiempo estacionales y una extensión simple para procesos no estacionarios ARIMA (González, 1986).

El procedimiento de predicción de Box y Jenkins ha demostrado ser una técnica altamente eficiente para hacer predicciones en situaciones en las que el patrón inherente de la serie es muy complejo y difícil de desentrañar. Esta técnica supone para el análisis, que la serie presenta un comportamiento estacionario. En caso de no ser así, se calculan diferencias entre observaciones con el fin de convertirla en estacionaria. De ahí que el ARIMA (p, d, q): p se refiere al orden del modelo autorregresivo; d , al número de veces que se debe diferenciar la serie, con el objeto de remover otros patrones distintos a un estacionario y q al orden de la componente de promedios móviles.

Box y Jenkins (1976) han unido en una forma comprensiva la información relevante para entender y utilizar los modelos univariados de series de tiempo ARIMA. Las bases de esta aproximación se presentan a continuación y consisten en tres fases:

1. Identificación. Durante esta fase se analizan datos históricos y con base en estos se identifica un modelo tentativo.
- 2 a. Estimación. Los parámetros desconocidos del modelo tentativo son estimados.
- 2 b. Diagnóstico. Se hacen pruebas para checar si el modelo propuesto es adecuado, si no, se buscará otro dentro de la clase general de modelos ARIMA.
3. Pronóstico. En esta etapa se generan valores con base en el modelo propuesto y analizado.

A.2. EFECTOS DE EL NIÑO EN LAS COMUNIDADES OCEÁNICAS DEL PACÍFICO

La corriente de Humboldt pertenece a las áreas marinas más productivas del mundo, con más de 1000 gramos de carbono por metro cuadrado al año. La razón para la alta producción frente a Perú, Chile y alrededor de las islas Galápagos consiste en que aguas profundas de alto valor nutritivo son devueltas por intermedio de una serie de mecanismos altamente eficientes a la capa superior iluminada, donde algas planctónicas microscópicas (principalmente diatomeas) asimilan los nutrientes y los convierten con la ayuda de la luz solar en sustancias somáticas. Este proceso solamente puede ocurrir cerca de la superficie, porque sólo allí la radiación es suficientemente intensa. En zonas más profundas también hay algas pero su producción con relación a la zona eufótica es pobre.

El motor para el afloramiento de aguas ricas en nutrientes es el viento en primera instancia, pero también otros procesos pueden tener importancia como son los afloramiento en frentes o debido a la topografía del suelo cambiante, sobre todo detrás de los cabos e islas. Frente a la costa oeste sudamericana principalmente, los vientos alisios inducen al afloramiento de las aguas ricas en nutrientes. El transporte de Ekman desplaza las aguas de capas superficiales hacia afuera de la costa y de esta manera, el agua de capas inferiores asciende continuamente. Este proceso se da durante todo el año, ya que los vientos alisios soplan con mayor o menor

intensidad, sin embargo, debido a la cambiante topografía de la costa y del fondo, no se manifiesta en todas partes con igual intensidad, sino que se forman focos de afloramiento, especialmente en los cabos. En estas regiones el sistema de corrientes está sujeto a remolinos de gran escala con fuertes lenguas de corrientes fuera de la costa, las que transportan las aguas de afloramiento por varios cientos de kilómetros mar afuera al océano abierto, mientras que en otras regiones éstas se mantienen dentro de una zona costera relativamente estrecha.

Una condición importante para una elevada producción primaria ya sea que el afloramiento sea inducido por viento u otros procesos, es que este alcance una profundidad mayor a la de la piconclina, y que dentro de la piconclina los nutrientes muestren un gran aumento hacia abajo. Durante años normales el centro de la piconclina y la nutriclina se encuentra en el pacífico oriental tropical a sólo 40 m e inclusive a menor profundidad, así que un afloramiento débil o una mezcla debido a vientos, pueden transportar a la superficie cantidades significativas de nutrientes.

Durante El Niño el sistema pelágico experimenta cambios radicales. Los vientos que provocan el afloramiento se debilitan por intervalos durante este periodo y la producción primaria se colapsa por el hundimiento de la termoclina. Durante El Niño, por la acción de las ondas de Kelvin la termoclina se desplaza debajo de la zona entre 40 y 80 m de profundidad desde donde el agua es transportada a la zona eufótica. Finalmente sólo asciende agua caliente baja en nutrientes que ya no puede mantener una producción primaria alta.

El agua en la zona eufótica de la corriente de Humboldt durante El Niño no solamente es más caliente que en años normales, sino que también es extraordinariamente pobre en nutrientes.

La producción en la región de afloramiento peruano-chileno, que se basa en su mayoría de pequeñas diatomeas durante El Niño, se ve reemplazada por flagelados. Este cambio en la base de la trama trófica incide negativamente en las relaciones alimenticias del eslabón inmediato superior, provocando un cambio en la estructura de la comunidad planctónica y por ende de toda la comunidad oceánica (Arntz *et al.*, 1996).