

**VIGILANCIA EPIDEMIOLÓGICA DE  
ENFERMEDADES TRANSMITIDAS POR ALIMENTOS:  
DEMOSTRACIÓN DE LA CAPACIDAD ANALÍTICA Y PREDICTIVA  
DE LOS MODELOS DE BOX-JENKINS**

**Santiago Ernst. M. (M.V., M.P.V.M., M.S.c.), Mauricio Muñoz A. (M.V.),  
Víctor Figueroa A. (Prof. Mat., Mag. Est.) y Patricio Riofrío P. (Med.)\***

**EPIDEMIOLOGIC SURVEILLANCE OF FOODBORNE DISEASES:  
DEMONSTRATION OF THE ANALYTIC AND PREDICTIVE CAPACITY OF  
BOX-JENKINS MODELS**

*In order to demonstrate the feasibility of using the Box-Jenkins models in the analysis and prediction of data coming from the surveillance of foodborne diseases, two discrete time series were defined corresponding to the monthly number of notified cases of typhoid-paratyphoid fever and viral hepatitis, during the period 1977-1989.*

*The fitting procedure to adjust a Box-Jenkins model to each of the observed time series was performed in three iterative stages: identification, estimation and diagnosis. The adjusted models were used to predict the values of the series for 1990 and to compare them with the observed values during that year.*

*The results pointed out a decreasing tendency in the number of typhoid-paratyphoid, cases, confirmed by the autocorrelation function of the series that decreases slowly; a seasonality, with a maximum number of cases during the warmest months, proved by the autocorrelation function that shows peaks every twelve months; a high autocorrelation between adjacent values of the series demonstrated by the regular autoregressive terms; and a persistence of a random effect among observations separated by a period of twelve months, indicated by the seasonal moving average component. In relation to the viral hepatitis series, the analysis of the results indicated an increasing tendency proved by the estimated autocorrelation function descending slowly; a seasonal variation with many cases during the colder months, demonstrated by seasonal peaks in the autocorrelation function; and a persistence of a random effect between adjacent observations and among observations separated by a period of twelve months, confirmed by the regular and seasonal moving average component, respectively.*

*It was possible to conclude that Box-Jenkins models showed an adequate analytic and predictive capacity and can be used in the surveillance of foodborne diseases.*

**Palabras claves:** vigilancia epidemiológica, enfermedades transmitidas por alimentos, modelos de Box-Jenkins.

**Key words:** epidemiologic surveillance, foodborne diseases, Box-Jenkins models.

## **INTRODUCCIÓN**

La vigilancia epidemiológica es determinante en el conocimiento de las causas e incidencia de las enfermedades transmitidas por alimentos; además, permite a las autoridades responsables establecer las medidas adecuadas de prevención y control. El proceso de notificación constituye una actividad básica de todo sistema de vigilancia epidemiológica (Vincent,

1984). Los datos originados por dicha actividad conforman un conjunto de observaciones en el tiempo, las cuales pueden ser estudiadas utilizando diferentes tipos de modelos de series de tiempo, con el propósito de investigar su comportamiento temporal y predecir valores futuros (Ernst y Figueroa, 1994).

En los últimos años, un método propuesto por Box y Jenkins (1970) ha permitido el desarrollo práctico de los modelos autorregresivos integrados de media móvil (ARIMA), también conocidos como modelos de Box-Jenkins. La experiencia generada con la aplicación de esta metodología a la modelación de series industriales, económicas y sociales ha permitido suponer que estos modelos podrían aplicarse a series de

\*Instituto de Medicina Preventiva Veterinaria, Facultad de Ciencias Veterinarias, Universidad Austral de Chile, Casilla 567, Valdivia, Chile.

Financiado por los proyectos DID-UACH S-91-30 y S-94-29.

tiempo originadas en el área de la salud, especialmente de aquéllas provenientes de las actividades de vigilancia epidemiológica de enfermedades (Helfenstein, 1986).

Este trabajo tiene por objetivo demostrar la factibilidad de uso de los modelos de Box-Jenkins en el análisis del comportamiento temporal de la serie en términos de su tendencia, estacionalidad y relaciones de interdependencia entre las observaciones y en la predicción de datos de vigilancia epidemiológica de las enfermedades transmitidas por alimentos de mayor importancia en Chile: fiebre tifoidea-paratifoidea y hepatitis viral.

## MATERIAL Y MÉTODOS

Se definieron series de tiempo discretas constituidas por un conjunto ordenado de observaciones  $Y_t$ ,  $t = 1, 2, 3, \dots$ , correspondientes al total de casos notificados por mes de fiebre tifoidea-paratifoidea y hepatitis viral en Chile, durante los años 1977 a 1989. Los datos se extrajeron de los Anuarios de Enfermedades de Notificación Obligatoria del Ministerio de Salud (Chile, 1977-1990).

No se consideraron los datos de los años 1991 en adelante a fin de no incorporar a las series en estudio el efecto de intervención producido por el programa de control del cólera, lo cual distorsionaría la estimación de las autocorrelaciones durante el proceso de modelación (Schnell y col., 1989; Zaidi y col., 1989). En relación a los casos notificados de hepatitis viral, se asume que éstos corresponden predominantemente a hepatitis tipo A de transmisión entérica (Velasco y col., 1982; Riedeman y col., 1988).

A cada una de las series en estudio se ajustó un modelo de Box-Jenkins o ARIMA (del inglés Auto-Regressive Integrated Moving Average) con una estructura regular de la forma ARIMA (p, d, q), donde "p" es el orden de autorregresión, "d" es el grado de diferenciación y "q" es el orden de media móvil. A fin de considerar la posibilidad de un comportamiento estacional de las series, se incorporó al modelo regular una estructura estacional, con lo cual el modelo estacional resultante adoptó la forma ARIMA (p, d, q) (P, D, Q)<sub>s</sub>, donde "P" es el orden de autorregresión estacional, "D" el grado de diferenciación estacional, "Q" el orden de media móvil estacional y "s" el período estacional (Box y Jenkins, 1970; Ernst y Figueroa, 1994). Para facilitar la comprensión de la metodología de Box-Jenkins, este trabajo no utiliza la notación algebraica de los modelos ARIMA, la cual se puede encontrar en Ernst y Figueroa (1994).

El procedimiento para ajustar los modelos ARIMA a las series de tiempo observadas se realizó en tres etapas iterativas: identificación, estimación y diagnóstico (Box y Jenkins, 1970; Ernst y Figueroa, 1994).

La *etapa de identificación* se basó en un análisis

exploratorio de los datos con énfasis en la observación del comportamiento gráfico (correlograma) de la *función de autocorrelación simple (fas)* estimada que es la representación de los coeficientes de autocorrelación  $r_k$ ,  $k = 1, 2, 3, \dots$  entre  $Y_t$  e  $Y_{t+k}$ , donde  $k =$  rezago; y de la *función de autocorrelación parcial (fap)* estimada  $r_{kk}$ ,  $k = 1, 2, 3, \dots$  que es la representación de los coeficientes de autocorrelación parcial entre  $Y_t$  e  $Y_{t+k}$  corregidos por el efecto de  $Y_{t+1}$ ,  $Y_{t+2}$ , ...  $Y_{t+k-1}$ .

Primero, se determinó si las series observadas eran estacionarias o no, dado que el proceso de identificación requiere de series estacionarias (media y varianza constante en el tiempo). La falta de estacionaridad de cualquiera de las series en estudio se evidenció por un decrecimiento lento de la función de autocorrelación simple, lo cual implicó su transformación logarítmica utilizando el procedimiento de Box-Cox para obtener una varianza constante, y/o someterla a un proceso de diferenciación a fin de lograr una media constante. La diferenciación regular se definió por:  $Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ . De igual manera, la diferenciación estacional se representó por:  $Y_t = Y_t - Y_{t-s}$ , donde  $s =$  período estacional. El número de diferencias tanto regulares como estacionales requerido para estacionarizar las series constituyó el valor de "d" y "D", respectivamente.

Una vez comprobada la estacionaridad de cada una de las series investigadas, se realizó una nueva observación de las *fas* y *fap*. Un decrecimiento suave de la *fas* y una disminución exponencial de la *fap* indicó un modelo con un componente AR; los primeros "p" rezagos en los cuales las autocorrelaciones parciales se cortaron abruptamente señalaron el orden de autorregresión. Por el contrario, un decrecimiento suave de la *fap* y una declinación abrupta de la *fas* señaló un modelo con un componente MA; en este caso, los primeros "q" rezagos, en los cuales las autocorrelaciones simples cayeron a cero en forma brusca, determinaron el orden de media móvil. La observación de los correlogramas permitió además identificar modelos mixtos con estructura ARMA; en este caso, tanto las autocorrelaciones simples como las parciales, declinaron suavemente. Para determinar el orden p, q de estos modelos se siguió el mismo criterio expuesto anteriormente. En forma similar, el estudio de la *fas* y *fap* de los rezagos estacionales de las series permitió la identificación de los componentes AR y MA estacionales y el orden de los mismos. El modelo integrado ARIMA se obtuvo incorporando la diferenciación realizada para estacionarizar la serie.

La *etapa de estimación* de los valores de los parámetros AR (p), MA (q), AR (P) y MA(Q) se efectuó por el método de los mínimos cuadrados no lineales, utilizando el algoritmo de Marquardt disponible en el programa de computación Statgraphics 5.1. (Box y Jenkins, 1970). Los parámetros estimados debieron cumplir con las condiciones de estacionaridad y/o

invertibilidad establecidas por Box y Jenkins (1970) y ser estadísticamente significativos (valor t mayor o igual a 2 es significativamente diferente de cero al nivel de 5%) (Pankratz, 1983).

La etapa de diagnóstico de los modelos requirió comprobar que las autocorrelaciones simples de los residuales ( $a_t$ ) no eran estadísticamente diferentes de cero. Se utilizó una prueba de contraste global que somete a comprobación la hipótesis de que los primeros K coeficientes son iguales a cero. Para ello se calculó el estadístico Q de Box-Pierce dado por:

$$Q = n \sum_{k=1}^K r_k^2(a)$$

el cual se distribuye asintóticamente como chi-cuadrado con K - m grados de libertad y donde m = número de parámetros a estimar. La falta de significación estadística de Q para un nivel de significación de 0,05, indicó que los residuos no eran realmente diferentes de cero.

Los modelos ajustados a las series en estudio fueron utilizados para predecir los valores del año 1990, los cuales fueron comparados gráficamente con los valores observados para ese mismo año (Chile, 1977-1990). Los valores pronosticados correspondieron a las predicciones que hicieron mínimo el error cuadrático medio asociado (ECM) (Jenkins, 1979).

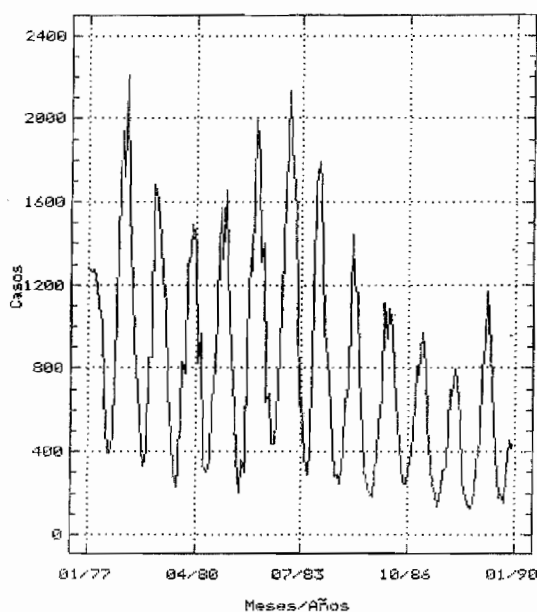
## RESULTADOS

La serie de casos de fiebre tifoidea-paratifoidea en el período en estudio presentó una variabilidad que disminuyó con el nivel de la misma, señal inequívoca de heterocedasticidad (Figura 1). La necesidad de eliminar dicha heterocedasticidad, a fin de lograr una varianza constante, determinó la transformación logarítmica de la serie.

La Figura 2 muestra la *fas* de la serie logarítmica, con valores altos que decrecen lentamente en los primeros rezagos y en aquellos múltiplos de doce, señalando la presencia de una tendencia tanto en el componente regular como en el estacional. Lo expuesto implicó la necesidad de realizar una diferenciación regular mensual y una estacional con un período de doce meses. La estabilización de la media en la estructura regular y estacional permitió obtener una serie estacionaria.

La identificación del modelo ARIMA se realizó a través de la observación de las *fas* y *fap* de la serie estacionarizada. La *fas* mostró dos coeficientes significativamente diferentes de cero en los rezagos 1 y 12. A su vez, la *fap* también presentó coeficientes significativamente diferentes de cero en los rezagos 1, 4, 11 y 12. Lo anterior llevó a postular los siguientes modelos: ARIMA (1, 1, 1) (1, 1, 1)<sub>12</sub>, ARIMA (1, 1,

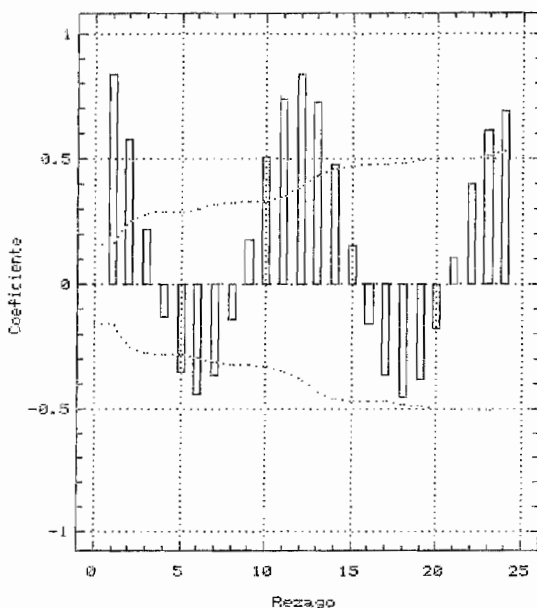
Figura 1. Serie de casos de fiebre tifoidea-paratifoidea. Chile, 1977-1989.



1) (0, 1, 1)<sub>12</sub>, ARIMA (1, 1, 0) (1, 1, 0)<sub>12</sub>, ARIMA (2, 1, 1) (0, 1, 1)<sub>12</sub>, ARIMA (0, 1, 1) (0, 1, 1)<sub>12</sub> y ARIMA (4, 1, 1) (0, 1, 1)<sub>12</sub>.

La significación de los parámetros del modelo ARIMA (2, 1, 1) (0, 1, 1)<sub>12</sub>, el cumplimiento de las

Figura 2. Fas de la serie logarítmica de casos de fiebre tifoidea-paratifoidea. Chile, 1977-1989.



CUADRO 1  
 PARÁMETROS DE LOS MODELOS SELECCIONADOS EN LA ETAPA DE  
 IDENTIFICACIÓN CORRESPONDIENTE A LA SERIE LOGARÍTMICA DE CASOS  
 DE FIEBRE TIFOIDEA-PARATIFOIDEA Y HEPATITIS VIRAL.  
 CHILE, 1977-1989.

Serie	Parámetro	Estimación	E. Estándar	Valor t
Fiebre	AR ( 1)	0,35524	0,08434	4,21205**
Tifoidea/	AR ( 2)	0,23426	0,08895	2,63368*
Paratifoidea	MA ( 1)	0,93926	0,03847	24,41264**
	SMA(12)	0,88645	0,02855	31,04627**
Varianza de los residuos = 19741,0				
Hepatitis	MA ( 1)	0,26321	0,08175	3,21976*
Viral	SMA(12)	0,90585	0,02408	37,61941**
Varianza de los residuos = 13682,8				

\*p < 0,01  
 \*\*p < 0,001

condiciones de estacionaridad (valor de AR(2) + AR(1) < 1, de AR(2) - AR(1) < 1 y de AR(1) < 1) e invertibilidad (valor de MA(1) y MA(12) < 1) por parte de dichos parámetros, la menor varianza de los residuales (Cuadro 1) y la falta de significación del estadístico Q ( $X^2 = 12,46$ ,  $p = 0.643927$ ) permitieron concluir que este es el modelo que mejor representa a la serie estudiada. Por lo tanto, dicho modelo fue utilizado para predecir los valores de 1990 para luego compararlos con los valores observados durante dicho año (Figura 3). El error cuadrático medio fue de 9837,42.

La serie de casos de hepatitis viral en los años 1977-1989 evidenció también la existencia de heterocedasticidad (Figura 4), lo cual significó la transformación logarítmica de la misma a fin de estabilizar la varianza.

La *fas* de la serie logarítmica (Figura 5) señaló la no estacionaridad de la serie al mostrar un decrecimiento lento en los primeros rezagos y valores altos y sostenidos en los rezagos múltiples de 12, reforzando la idea de una tendencia tanto en la estructura regular como en la estacional. A fin de estacionarizar la serie se aplicó una diferenciación regular mensual

Figura 3. Casos pronosticados y observados de fiebre tifoidea-paratifoidea. Chile, 1990.

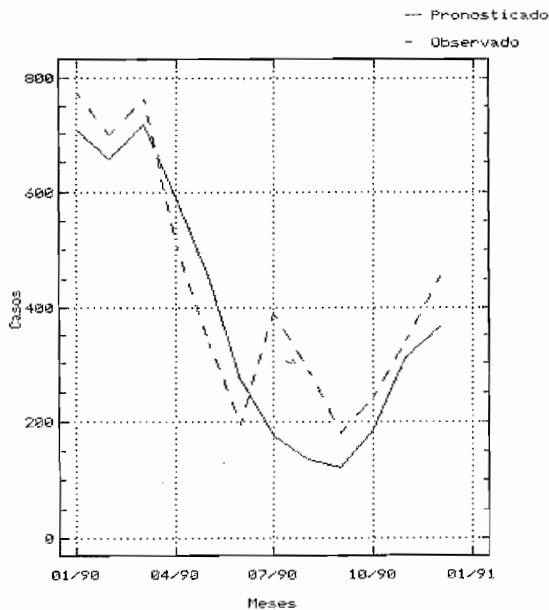


Figura 4. Serie de casos de hepatitis viral. Chile, 1977-1989.

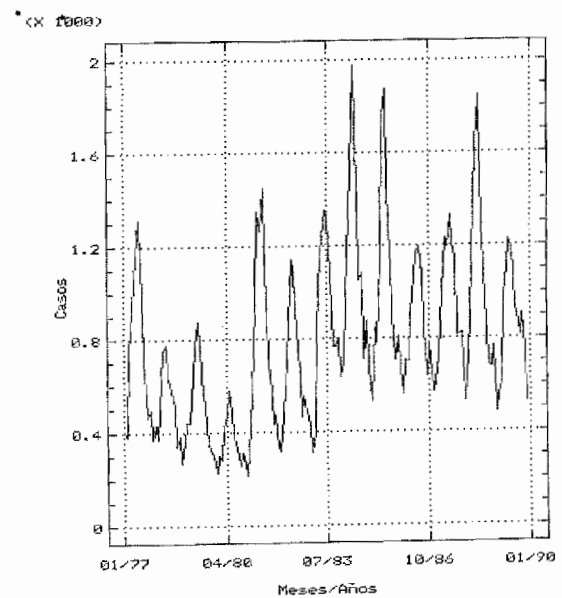
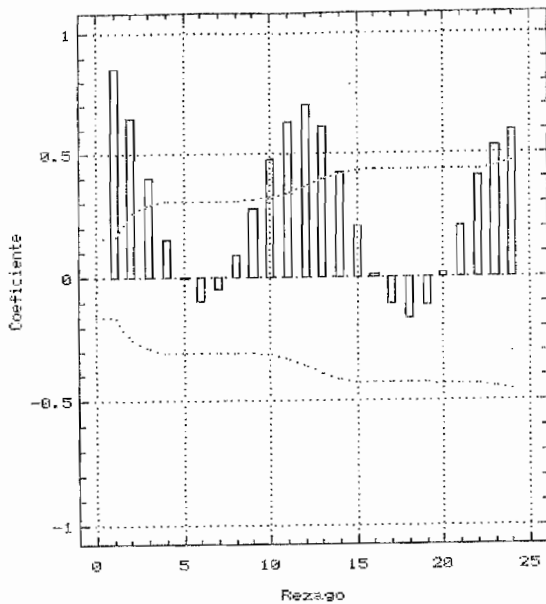


Figura 5. Fas de la serie logarítmica de casos de hepatitis viral. Chile, 1977-1989.



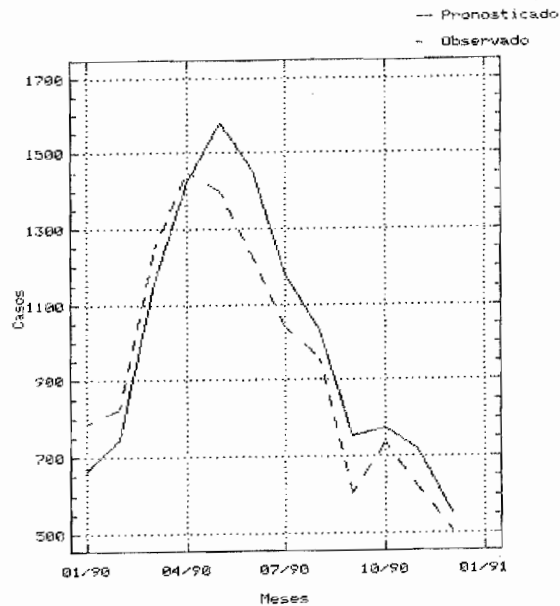
y una estacional con un período estacional de doce meses. La *fas* de la serie estacionarizada permitió observar coeficientes significativamente diferentes de cero en los rezagos 1 y 12. A su vez, la *fap* mostró coeficientes significativamente diferentes de cero en los rezagos 1, 3 y 12. Lo anterior permitió seleccionar los modelos: ARIMA (0, 1, 1) (0, 1, 1)<sub>12</sub>, ARIMA (1, 1, 0) (0, 1, 1)<sub>12</sub>, ARIMA (3, 1, 0) (0, 1, 1)<sub>12</sub>.

La significación de los parámetros del modelo ARIMA (0, 1, 1) (0, 1, 1)<sub>12</sub>, el cumplimiento de las condiciones de invertibilidad (valor de MA(1) y MA(12) < 1) por parte de dichos parámetros, la menor varianza de los residuales (Cuadro 2) y la significación del estadístico Q ( $X^2 = 14,30$ ) permitieron concluir que este modelo es el que representa mejor los datos. En consecuencia, dicho modelo fue utilizado para predecir los valores de la hepatitis viral en el año 1990 y posteriormente comparar los pronósticos con los valores observados en ese año (Figura 6). El error cuadrático medio (ECM) fue de 9702,25.

## DISCUSIÓN

Durante los años 1977 a 1989 la fiebre tifoidea-paratifoidea presentó una tendencia descendente con alzas estacionales en los meses de diciembre a mayo, las cuales disminuyeron en nivel y amplitud en forma progresiva durante el período en estudio (Figura 1). Estas características se evidenciaron durante la etapa

Figura 6. Casos pronosticados y observados de hepatitis viral. Chile, 1990.



de identificación del modelo, lo cual significó la transformación y diferenciación de la serie para disminuir la variabilidad de la misma y remover la tendencia regular y estacional.

La tendencia descendente de la serie tiene su explicación en varios factores, entre los cuales destaca el aumento en la motivación de la población y cuerpo médico por la notificación y las medidas de control, como lo demuestra el Programa de Control de la Fiebre Tifoidea en Chile, en ejecución desde 1980 (Ferrecio, 1985). Otros factores que se pueden considerar en esta disminución de casos son: la mejor supervisión de locales de producción y expendio de alimentos, la prohibición de regar verduras con aguas servidas, el uso parcial de la vacuna antitífica oral en escolares e incluso el posible y progresivo agotamiento de susceptibles después de varios años de nivel epidémico (Ristori y Toro, 1985).

La estacionalidad de la serie se caracterizó por un elevado número de casos en los meses de más calor; diciembre a mayo. Esto se ve corroborado por la función de autocorrelación simple de la serie en estudio (Figura 2), la cual presentó alzas en los rezagos múltiplos de 12, lo que demuestra una relación de dependencia estacional entre períodos de amplitud igual a doce meses.

El comportamiento estacional de la serie se explica por la mayor facilidad de desarrollo microbiano en alimentos contaminados, sumado a una mayor concentración de heces en las aguas de los ríos, lo cual

coincide con una mayor utilización de estas aguas en el regadío, la mayor ingesta de helados y bebidas frías no siempre potables, el mayor consumo de verduras regadas con aguas servidas y los desplazamientos de la población hacia lugares de veraneo en inadecuadas condiciones de saneamiento, así como los baños en el mar, en ríos o en piscinas mal controladas (Ferrecio, 1985; Ristori y Toro, 1985; Canals y col., 1989).

El modelo elegido para representar la estructura de dependencia de los valores de la serie de casos de fiebre tifoidea-paratifoidea notificados por mes entre 1977 y 1989 fue un ARIMA (2, 1, 1) (0, 1, 1)<sub>12</sub> (Cuadro 1). Dicho modelo presentó un componente autorregresivo regular de segundo orden, lo cual indica una correlación entre cada valor mensual actual y los dos valores mensuales inmediatamente anteriores. Además, incluye un componente de media móvil regular y uno estacional, ambos de primer orden, lo cual implica una relación de la perturbación aleatoria actual con la inmediatamente anterior, como así también, con la precedente separada por un período estacional de doce meses (Ferreiro, 1987).

El modelo seleccionado se utilizó para pronosticar los valores de la serie correspondiente a 1990. Al comparar las curvas de valores pronosticados y observados para el año 1990 (Figura 3) se pudo ver que los pronósticos sobreestimaron levemente los valores reales más altos y subestimaron los valores reales más bajos, aun así las predicciones realizadas se aproximaron a los valores observados del año en cuestión.

La serie de hepatitis viral en el período 1977-1989 mostró un aumento en el número de casos a través del tiempo (Figura 4); es decir, presentó una tendencia ascendente, lo cual se ve ratificado al observar la función de autocorrelación simple de la serie, que muestra un decrecimiento lento en los primeros rezagos (Figura 5).

La alta prevalencia de hepatitis viral en Chile, fenómeno que se mantiene en los últimos años, se debe principalmente a la forma de transmisión fecal-oral de algunos virus y es aquí donde la hepatitis A juega un rol importante (Velasco y col., 1982; Riedemann y col., 1988).

El país se caracteriza por una frecuente y precoz infección con el virus hepatitis A, lo cual determina que, virtualmente, el 100% de los adultos tenga anticuerpos anti A (Fay, 1985; Riedemann y col., 1984) y que se haya demostrado en los niños de Santiago que la infección es muy precoz en la vida, apenas desaparecen los anticuerpos maternos, determinando que ya al fin del segundo año de vida se hayan infectado el 71% de los niños de estratos económicos bajos. Este fenómeno está igualmente vinculado a los efectos de saneamiento y a los hábitos de limpieza y aseo imperantes en la población (Medina, 1988).

Casi todos los casos de hepatitis viral aguda sintomática que ocurren en los niños menores de 15 años, se deben principalmente al virus de la hepatitis A

(VHA). Resultados obtenidos en 73 niños con hepatitis aguda revelaron que el 91% de estas hepatitis fueron originadas por el VHA (Zacarías y col., 1981).

Por otra parte, resulta llamativo la escasa o nula incidencia de hepatitis postransfusional en el total de las causas de hepatitis viral en Chile (Velasco y col., 1982; Riedemann y col., 1988). Esto podría ser explicado porque su forma de presentación es especialmente asintomática o subclínica (Seeff y Dienstag, 1988; Iwarson, 1987). Sin embargo, estudios en donantes en Chile revelan que la prevalencia de hepatitis por el virus B es más baja que en la mayoría de los países latinoamericanos (Ibarra y col., 1990).

Es posible que esta baja prevalencia del virus B tenga relación con factores socioculturales, en que a pesar de existir una población joven susceptible, la drogadicción inyectable no es un fenómeno característico del país como sucede en países desarrollados y por lo tanto no se darían las condiciones para la transmisión de este virus (Ibarra y col., 1990).

Por otro lado, desde un punto de vista étnico, también podría suponerse que si bien la infección pudiera haberse traído desde Europa, ésta no se replicó suficientemente a través de infección sexual y por consiguiente vía maternofetal a nuestros aborígenes (Ibarra y col., 1990).

De acuerdo a lo expuesto se puede afirmar que la tendencia ascendente antes señalada se debe al predominio de la hepatitis A, especialmente en niños menores de 15 años.

El componente estacional de la hepatitis viral evidenció para la serie en estudio una marcada estacionalidad, con una concentración de casos durante los meses de menor temperatura, es decir, entre marzo y agosto; lo que se ve corroborado por la función de autocorrelación simple de dicha serie que exhibe alzas alrededor del período estacional de doce meses, demostrando una relación de dependencia estacional entre dichos períodos (Figura 5). Estos resultados coinciden con otras experiencias realizadas, donde se observó un mayor número de casos al inicio del período escolar y en los meses de invierno, coincidiendo con los aumentos habituales de esta enfermedad (Riedemann y col., 1988).

La hepatitis viral en Chile es una enfermedad de máxima frecuencia en los meses fríos (Armijo, 1976). El alza que se inicia en el mes de marzo y que alcanza su máximo entre junio y julio ha sido registrado regularmente en diversas series de hepatitis en niños pero no así en las series observadas en adultos (Medina y Kaempffer, 1980).

De acuerdo a un estudio efectuado en la ciudad de Valdivia se observó un número mayor de casos de hepatitis A, al inicio del período escolar y en los meses de invierno. En adultos, la distribución de los casos de hepatitis A, a lo largo del año, tiene pocas variaciones, advirtiéndose un número mayor de éstos, en los meses de invierno (Riedemann y col., 1988).

En la hepatitis B no se observan variaciones estacionales de significación. En cambio, se menciona el hecho de que en países de clima templado, en ambos hemisferios, la hepatitis A tiende a subir a fines de otoño y comienzos de invierno (Medina y Kaempffer, 1980).

De lo recién citado se podría llegar a la conclusión que el alza estacional es producida por la hepatitis A; sin embargo, el aumento otoñal e invernal de la hepatitis es discordante con la forma de presentación de la mayoría de las enfermedades infecciosas en las que predomina el mecanismo entérico de transmisión, en las que se observa un claro aumento en los meses de mayor temperatura, atribuible a las facilidades de multiplicación de los agentes causales y a un aumento de las posibilidades de contagio (Medina y Kaempffer, 1980).

La diferencia radica en la etiología de la hepatitis viral A, particularmente en la habilidad del virus para sobrevivir en condiciones ambientales desfavorables (Papaevangelou, 1986). Además, a diferencia de otras enfermedades de transmisión entérica, la hepatitis viral A con una elevada tasa de ataque secundario, especialmente en niños, inicia su ascenso epidémico en el mes de marzo, como resultado de la infección recibida en enero y febrero, y el importante contagio intrafamiliar junto al que se produce en jardines infantiles y en el colegio (Riedemann y col., 1988) mantienen una curva epidémica hasta mediados de año (Medina y Kaempffer, 1980).

El modelo ARIMA (0, 1, 1) (0, 1, 1)<sub>12</sub> fue ajustado a la serie de casos notificados por mes en los años 1977 a 1989 (Cuadro 1). Dicho modelo incorporó las diferencias efectuadas y mostró la estructura de dependencia de los valores de la serie con un componente de media móvil regular indicando una interrelación entre la perturbación aleatoria del valor presente y el inmediatamente anterior y una estructura estacional, también de media móvil, señalando la correlación entre perturbaciones aleatorias separadas por un período estacional de doce meses.

El modelo seleccionado fue utilizado para predecir los valores de 1990. Al comparar las curvas de valores pronosticados y observados se constató una concordancia inicial entre dichos valores; sin embargo, posteriormente, durante la fase de caída de la curva, los pronósticos sobreestimaron los valores observados. A pesar de ello, las diferencias resultantes fueron mínimas (Figura 6).

Los resultados obtenidos permiten concluir que los modelos ARIMA constituyen una herramienta eficaz para el análisis de la tendencia, estacionalidad y relaciones de interdependencia entre las observaciones y la predicción de datos provenientes de las actividades de vigilancia epidemiológica de enfermedades transmitidas por alimentos; sin embargo, se deben tener en cuenta ciertas limitaciones que son inherentes al uso de estos modelos: primero, la pérdi-

da de información cuando se requiere estacionarizar por diferenciación, especialmente cuando las frecuencias son bajas; segundo, el hecho que la relación entre dos series puede variar en el tiempo, motivo por el cual se recomienda hacer predicciones a corto plazo; y tercero, que ayudan muy poco a comprender los mecanismos biológicos y sociológicos subyacentes a la génesis de las endemias y epidemias (Canals, 1996). Además, es necesario considerar que el procedimiento para ajustar un modelo ARIMA requiere de un programa de computación adecuado y de un tiempo de computación prolongado, junto con cierta experiencia en el manejo del método.

## REFERENCIAS

- ARMUJO, R., 1976. Epidemiología aplicada. Volumen II. Edit. Inter-médica. Buenos Aires.
- BOX, G.E.P. y G.M. JENKINS, 1970. Time series analysis forecasting and control. Holden-day. San Francisco.
- CANALS, M., L. MARTÍNEZ y L. FIRINGUETTI, 1989. Dinámica ecológica de enfermedades infecciosas: Parte I: Estacionalidad. Rev. Med. Chile. 117: 87-94.
- CANALS, M., 1996. Una aproximación a la dinámica de la meningitis meningocócica mediante sistemas dinámicos y series de tiempo. Rev. Med. Chile. 124: 178-188.
- CHILE. Ministerio de Salud, Enfermedades de Notificación Obligatoria. 1977-1998.
- ERNST, S. y V. FIGUEROA, 1994. Análisis de series de tiempo en epidemiología veterinaria: uso de los modelos de Box-Jenkins. Arch. Med. Vet. 16: 73-79.
- FAY, O., 1985. La hepatitis en las Américas. Bol. Epidemiol. 6: 1-6.
- FERRECCIO, C., 1985. La fiebre tifoidea en Chile. Panor. Cient. 2: 21-26.
- FERREIRO, O., 1987. Series de tiempo. Serie Documentos Docentes. Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas. Universidad Austral de Chile. Valdivia, Chile.
- HELFENSTEIN, N., 1986. Box-Jenkins modelling of some viral infectious disease. Stat. Med. 5: 37-47.
- IBARRA, H., S. RIEDEMANN, J.C. GÓMEZ, G. REINHARDT y V. HOCHSTEIN-MINTZEL, 1990. Hepatitis postransfusional en Chile: parámetros de referencia. Rev. Med. Chile 118: 134-138.
- IWARSON, S.A., 1987. Non-A, non-B Hepatitis: Dead ends or new horizons? Br. Med. J. 295: 946-948.
- JENKINS, G.M., 1979. Practical experiences with modelling and forecasting time series. Gwilym Jenkins and Partners (Overseas) Ltd. San Francisco.
- MEDINA, E. y A.M. KAEMPFER, 1980. Consideraciones epidemiológicas sobre la hepatitis viral. Rev. Med. Chile. 108: 53-63.
- MEDINA, E., 1988. Las enfermedades digestivas en Chile: Panorama epidemiológico. Rev. Med. Chile. 116: 282-288.
- PANKRATZ, A., 1983. Forecasting with univariate Box-Jenkins models; concepts and cases. 1ª ed. John Wiley and Sons. New York.
- PAPAEVANGELOU, G.J., 1986. Epidemiologic of hepatitis A and B. J. Med. Virol. 13: 2-8.
- RIEDEMANN, S., V. HOCHSTEIN-MINTZEL y G. REINHARDT, 1984. Prevalencia de hepatitis A y B en la población de Valdivia: estudio seroepidemiológico. Rev. Med. Chile. 112: 672-674.
- RIEDEMANN, S., H. IBARRA, L. MORALED A, G. REINHARDT, G. FROESNER y V. HOCHSTEIN-MINTZEL, 1988. Hepatitis viral aguda: etiología en la zona sur de Chile. Rev. Med. Chile 116: 1257-1262.
- RISTORI, C. y J. TORO, 1985. Conducta epidemiológica de la fiebre tifoidea en Chile. Bol. Vigilancia Epidemiológica. 12: 3-10.
- SCHNELL, D., A. ZAIDI y G. REYNOLDS, 1989. A time series analysis of gonorrhoea surveillance data. Stat. Med. 8: 343-352.