

¿ES ESTABLE EL PATRÓN ESTACIONAL DE LAS EXPORTACIONES SEMANALES DE TOMATE CANARIO? UN MODELO DE COMPONENTES NO OBSERVABLES

GLORIA MARTÍN RODRÍGUEZ

DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA DE LAS INSTITUCIONES, ESTADÍSTICA ECONÓMICA Y
ECONOMETRÍA

FACULTAD DE CC. EE. Y EMPRESARIALES

Camino la Hornera, s/n, 38071, La Laguna, Tenerife.

UNIVERSIDAD DE LA LAGUNA

(gmartinr@ull.es)

RESUMEN

Este trabajo tiene por objeto examinar la evolución de las exportaciones semanales de tomate canario desde el ingreso de España en la Unión Europea. En particular, se pretende comprobar si el patrón estacional se ha mantenido estable, a pesar de los cambios observados en los volúmenes exportados como consecuencia de las transformaciones en la normativa comercial de acceso a los mercados europeos. En este sentido, podrían formularse hipótesis de cambio estructural que traten de recoger las inestabilidades observadas mediante modificaciones en el componente determinístico de la serie temporal bajo estudio. Sin embargo, y tomando en consideración la existencia de factores que, a priori, pueden introducir elementos de variabilidad en los componentes tendencial y estacional, se ha considerado más oportuno recurrir a los modelos estructurales como herramienta metodológica apropiada para evaluar el carácter evolutivo o fijo de dichos componentes.

Palabras clave: datos semanales, tendencia estocástica, estacionalidad, modelos estructurales.

Área Temática: Métodos cuantitativos

1. INTRODUCCIÓN

El cultivo del tomate de exportación en las Islas Canarias cuenta ya con una larga tradición. Desde sus inicios a finales del siglo XIX y, sobre todo, en las últimas décadas del siglo XX, sus agentes se han caracterizado por un continuado esfuerzo innovador en sus estructuras productivas, así como por la introducción constante de mejoras en el empaquetado y la comercialización. El elemento que ha impulsado este proceso modernizador ha sido la competencia nacional e internacional en los mercados europeos de destino del fruto canario. Pero, además de las transformaciones estructurales, el sostenimiento del producto canario en mercados saturados de ofertas de diferentes orígenes —aunque cada vez más homogéneas en términos de variedades y condiciones de cultivo—, requiere adecuar la oferta a su correspondiente demanda. Dada la elevada incidencia estacional de los volúmenes exportados en la formación de los precios, una distribución adecuada de los envíos a lo largo de la campaña puede evitar bruscas caídas de las cotizaciones y contribuir a maximizar los beneficios de los productores. Desde este punto de vista, el estudio del patrón estacional de la exportación canaria de tomates se convierte en un aspecto relevante para la toma de decisiones por parte de los exportadores.

En este trabajo se analiza, en concreto, la evolución de las exportaciones semanales de tomate canario desde el ingreso de España en la Unión Europea. Ahora bien, antes de plantear un modelo estadístico-econométrico que recoja las variaciones experimentadas por la magnitud en cuestión, conviene señalar algunas características de la actividad tomatera exportadora del archipiélago. En primer lugar, el patrón estacional de la exportación canaria se ha caracterizado históricamente por la concentración en el invierno y la desaparición en el verano, buscando las épocas de mejores precios¹. Por otra parte, el desarrollo de los cultivos de invernadero en los países del Norte de Europa, el incremento de la producción peninsular y la aparición de producciones de terceros países que comparten el mismo período exportador que la producción canaria, han determinado un solapamiento creciente de las diferentes producciones en primavera y otoño. Finalmente, la plena integración española en la PAC, tras un largo período transitorio, ha significado la desaparición de las herramientas con las que se protegían las producciones europeas frente a la producción

¹ Esta actividad ha estado, desde sus inicios, vinculada a una ventaja climática que permitía ofrecer a los países del Norte de Europa un producto que en dichos países no se podía obtener durante el invierno.

canaria², y estos cambios han encontrado una respuesta inmediata en los productores de las islas, a pesar de que los magrebíes han disfrutado también de una reducción notable de las barreras comunitarias³.

Si se tienen en cuenta estos aspectos, parece evidente que los volúmenes de tomate canario exportado en las diferentes semanas de la campaña han experimentado variaciones en los últimos años. La cuestión estriba en si estas alteraciones ocurren en momentos puntuales que pueden recogerse mediante modificaciones en los componentes determinísticos, o bien, se trata de cambios más continuos y aleatorios que pueden captarse acudiendo a esquemas ARMA con o sin raíces unitarias. Más aún, si se relaja la definición clásica de los tradicionales componentes de una serie temporal, el enfoque de los modelos estructurales se muestra como una herramienta potencialmente apropiada para tratar estas inestabilidades.

Este segundo enfoque introduce un nuevo marco conceptual que, junto con la presencia de niveles de exportación que se alejan claramente del comportamiento general observado para determinada semana o zafra, las particulares restricciones que aparecen en el tratamiento econométrico de observaciones semanales y la existencia de períodos sin exportación de amplitud variable, son los ingredientes que definen la relevancia analítica de la presente investigación, que se estructura como se indica a continuación.

En el epígrafe siguiente se identifican los datos utilizados en el estudio y se comentan algunos aspectos de interés sobre la naturaleza y tratamiento preliminar de éstos. Los elementos básicos de la metodología de los modelos estructurales de series temporales se señalan en el epígrafe tercero, mientras que el epígrafe cuarto recoge los resultados del análisis econométrico específico de la evolución de la serie de exportaciones. El último epígrafe se dedica a exponer las conclusiones del trabajo.

² El sistema de precios de referencia impedía, en la práctica, que la producción canaria accediera a los mercados europeos a partir del mes de abril de cada año. Este sistema fue sustituido por otro más flexible —el sistema de precios de oferta— a partir de julio de 1991. Desde el 1 de enero de 1993 desapareció el sistema de precios de oferta y se liberalizaron las exportaciones canarias a la Comunidad, exceptuando el mantenimiento del mecanismo complementario aplicable a los intercambios (MCI), de muy escasa incidencia. La explicación detallada de estos instrumentos de protección puede consultarse en Cáceres (2000: 292-305).

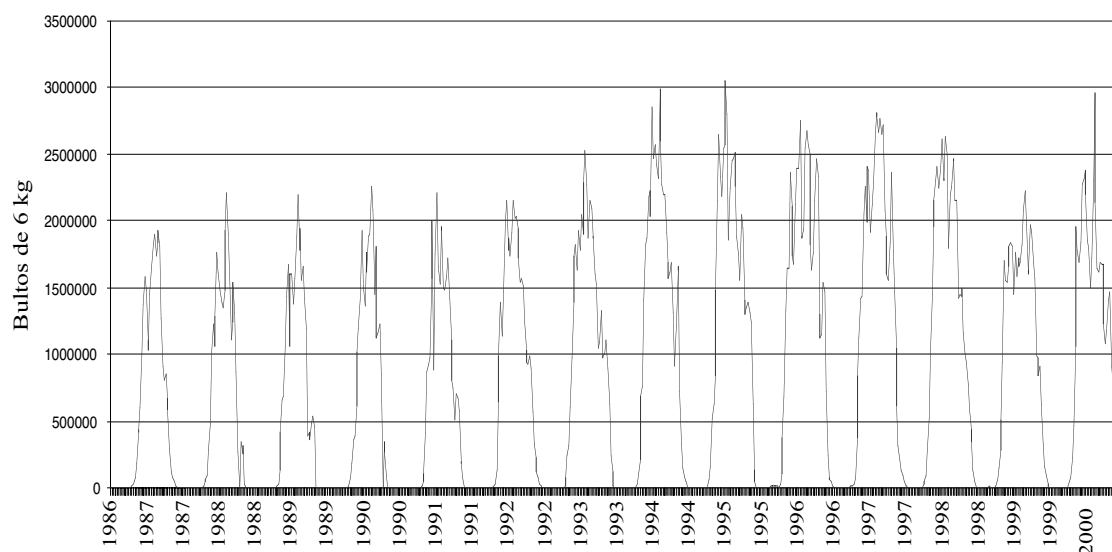
³ Desde la firma del Protocolo entre Marruecos y la UE en 1988 y hasta la plena integración española en la PAC, la producción magrebí accedía a los mercados europeos en similares condiciones que la producción canaria. Los acuerdos del GATT de 1994 significaban un endurecimiento de las condiciones de acceso de la

2. DATOS

En este trabajo se estudia la serie de exportaciones semanales de tomate canario a los mercados europeos, medidas en bultos de 6 kg, en el período posterior al ingreso de España en la Unión Europea, es decir, el comprendido entre las zafras 1986/1987 y 1999/2000⁴. Se considera que cada campaña se inicia en la semana 27 de un año y termina en la semana 26 del año siguiente.

La periodicidad semanal de las observaciones es necesaria para poder descubrir ciertos aspectos del comportamiento estacional de la magnitud económica analizada que podrían quedar ocultos como consecuencia, por ejemplo, de la agregación temporal implícita si se optara por datos mensuales. Por otra parte, las asociaciones de exportadores registran semanalmente sus envíos al exterior, lo que puede interpretarse como indicio de que la semana es un período de tiempo que los agentes económicos consideran adecuado para percibir las reacciones del mercado y poder actuar en consecuencia.

Gráfico 2.1. Exportaciones de tomate canario a Europa (1986/1987 a 1999/2000)



producción marroquí, pero estas condiciones quedaron sin efecto en virtud de los acuerdos comerciales UE-Marruecos de 1995 y 1996. Véase Cáceres (2000: 278-281, 308-312).

⁴ Los datos se han obtenido de las asociaciones provinciales de cosecheros-exportadores de Santa Cruz de Tenerife (ACETO) y Las Palmas (FEDEX). Las exportaciones a Europa se han obtenido como resultado de la suma de las exportaciones al Reino Unido más las exportaciones dirigidas al resto del Continente. En las semanas en las que estas fuentes no registraban dato alguno, se ha asignado un valor nulo.

El tratamiento de esta serie semanal requiere abordar algunas cuestiones de índole metodológica. En concreto, a lo largo de un año no existen exactamente 52 semanas, por lo que una semana de un año y la misma semana del año siguiente no recogen exactamente el mismo período del año⁵. Por este motivo, en determinados años pueden incluirse observaciones correspondientes a 53 semanas, lo que introduce un problema de heterogeneidad, que puede atenuarse de formas distintas según el caso. Dado que no resulta automática la comparación entre las mismas semanas de años distintos y que en las series analizadas existía un largo período —el verano— sin observaciones, y teniendo en cuenta que en los años con 53 semanas la zafra parecía comenzar —de acuerdo con los datos registrados— una semana más tarde, se ha decidido adelantar una semana el inicio de zafra para los años en los que se registraban 53 semanas⁶.

La representación gráfica de la serie, gráfico 2.1, permite apreciar que en todas las campañas el patrón estacional de exportación se caracteriza por un movimiento ascendente que se inicia en octubre y que llega hasta enero-febrero seguido de otro descendente hasta mayo o junio. Y, desde luego, no parece que *los veranos se conviertan en inviernos*, como podría ocurrir si el comportamiento estacional estuviese dominado por un componente estocástico no estacionario. Esta conclusión también se desprende de la observación de los gráficos por campaña⁷, en los que se aprecia un cambio en los niveles exportados como consecuencia de la nueva normativa comercial que regula las exportaciones de tomate desde Canarias a la UE; pero, además de ese cambio, el patrón estacional es más o menos regular, con máximos y mínimos localizados casi siempre en torno a las mismas semanas de la zafra, sin que se detecten cambios aleatorios en cualquier dirección.

Ahora bien, se distinguen tres períodos diferenciados por la extensión de la zafra y, sobre todo, por el volumen semanal exportado en determinadas semanas de la campaña. La plena integración en la UE el 1 de enero de 1993, y la consecuente desaparición de los

⁵ Además, las exportaciones registradas cada semana son el resultado de muchas observaciones a lo largo de la semana correspondiente.

⁶ Por ejemplo, si la primera semana en que había exportación era la semana 41, las cantidades enviadas esa semana se asignaban a la semana 40. Es cierto que este procedimiento no resuelve del todo el problema de heterogeneidad pero, de todas formas, para el agente económico que realiza la comparación entre una semana de un año y la misma semana o la anterior o posterior de otro año, ésta puede ser una comparación más válida que si se compara todo un mes de dos años diferentes; ya que, quizás, dentro de esos dos meses haya más períodos heterogéneos que en las dos semanas comparadas.

⁷ Estos gráficos no se muestran aquí por restricciones de espacio.

precios de referencia/oferta, se traduce en un notable impulso exportador⁸. El crecimiento general de la exportación en este segundo período se trunca a partir de 1996, quizás como respuesta a la entrada en vigor del acuerdo comercial entre la UE y Marruecos.

Por tanto, y a modo de hipótesis preliminar, podría considerarse que existe un componente estacional estable alrededor de un componente tendencial variable. Esta hipótesis podría contrastarse mediante la especificación de supuestos de cambio estructural en los componentes determinísticos asociados con modificaciones puntuales en la normativa comercial y que, a partir del conocimiento cualitativo del mercado y de la observación de los datos, establecen diferentes ritmos de crecimiento en los envíos según las semanas. En este trabajo se recurre, en cambio, a los modelos estructurales como una metodología capaz de recoger las inestabilidades de los diferentes componentes de la serie mediante criterios estadísticos y sin que el investigador establezca, al menos *a priori*, patrones de cambio tan definidos. Dicha metodología se expone brevemente en el apartado siguiente.

3. MODELOS ESTRUCTURALES DE SERIES TEMPORALES

La mayor disponibilidad de datos en los últimos años y, sobre todo, la posibilidad de construir series más largas y con mayor frecuencia de observación, han estimulado el uso, e incluso el desarrollo, de técnicas estadístico-econométricas para el tratamiento de los datos. En concreto, para las nuevas series resulta cada vez más difícil mantener el supuesto de un patrón de comportamiento fijo a lo largo del tiempo y, en este sentido, los modelos estructurales de series temporales son una técnica apropiada, puesto que admiten la posibilidad de que cada uno de los componentes inobservables típicos de una serie temporal posea una naturaleza estocástica⁹. Es decir, los componentes responsables de la evolución de cualquier serie temporal —tendencia, estacionalidad, ciclo y componente irregular— se han modelizado tradicionalmente de forma determinista; sin embargo, cuando las series son suficientemente largas, suele apreciarse la inestabilidad de tales componentes e, incluso,

⁸ Ya desde julio de 1991 —sustitución de los precios de referencia por los de oferta— se había apreciado que las campañas, que solían terminar a principios de mayo —con la entrada en vigor de dichos precios—, se prolongan hasta junio.

⁹ Una exposición detallada de estos modelos puede encontrarse en Harvey (1989) y Harvey (1993).

puede ser razonable considerar que evolucionan aleatoriamente en el tiempo. Este es el supuesto de partida de los modelos estructurales¹⁰.

Un modelo univariante de series temporales se puede definir como $Y_t = \mu_t + \psi_t + \gamma_t + \varepsilon_t$, donde μ_t representa la tendencia, ψ_t el ciclo, γ_t el componente estacional y ε_t el componente irregular, que recoge los movimientos no sistemáticos¹¹. La peculiaridad de los modelos estructurales radica en su flexibilidad para recoger los cambios en el comportamiento de la serie mediante la consideración de sus diferentes componentes como procesos estocásticos dirigidos por perturbaciones aleatorias.

Así, la tendencia —es decir, el componente que indica la dirección en que se mueve la serie en el largo plazo¹²— no se modela como una función determinística del tiempo, sino que, por el contrario, se asume que el componente tendencial es un proceso estocástico cuyo valor en un instante dado del tiempo (nivel estocástico) es resultado de añadir al valor del componente en el instante anterior, un determinado incremento de carácter aleatorio (pendiente estocástica), y un término de perturbación aleatoria. Por supuesto, cabe la posibilidad de que el nivel o la pendiente no posean un carácter estocástico y, más aún, la pendiente puede estar o no presente.

El ejemplo más sencillo lo constituye una serie cuyas observaciones oscilan alrededor de un nivel medio que permanece constante en el tiempo. Si dichas oscilaciones son estacionarias —en el sentido de que, aunque algunos valores se alejen en el corto plazo del nivel medio, la serie siempre vuelve a dicho nivel— y se supone, además, que no están correlacionadas entre sí, una formulación capaz de recoger dicho comportamiento dinámico es $Y_t = \mu_0 + \varepsilon_t$, para $t = 1, \dots, T$, y donde ε_t es un proceso ruido blanco gaussiano con varianza σ_ε^2 . Se trata de un modelo con componente de nivel, μ_0 , determinista.

¹⁰ Por ejemplo, si una serie temporal puede descomponerse como suma de tendencia, estacionalidad y un componente irregular, su comportamiento podría recogerse mediante la formulación de un modelo de regresión cuyas variables explicativas son una tendencia determinística y un conjunto de variables cualitativas estacionales. Si estos componentes no son estables, dicha formulación sería inadecuada y sería preciso que los coeficientes de regresión cambiaran en el tiempo. Esta flexibilidad es la que pretenden recoger los modelos estructurales que, en tal sentido, “... no son más que modelos de regresión en los que las variables explicativas son funciones del tiempo y los parámetros varían en el tiempo” (Harvey, 1989:10).

¹¹ También podría añadirse un componente autorregresivo.

¹² Parafraseando a Harvey, la tendencia “... es aquella parte de la serie que, cuando se extrapola, da la indicación más clara del movimiento futuro en el largo plazo de la serie. La definición ... es consistente con la idea de indicar una dirección general” (Harvey, 2000:1).

Esta formulación se puede flexibilizar para permitir que el nivel de la serie cambie en el tiempo, dando lugar al modelo de nivel local, donde el nivel en cada momento del tiempo es el nivel del período anterior más un elemento aleatorio. En este modelo, definido como $Y_t = \mu_t + \varepsilon_t$, con $\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t$, donde $\eta_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\eta^2)$, existe un término de perturbación aleatoria alrededor de un nivel subyacente que oscila sin una dirección particular. De ahí que también se conozca por el nombre de paseo aleatorio con ruido. Si la varianza del nivel es cero, se obtiene el modelo de nivel determinista antes especificado. Si la varianza del componente irregular es cero, pero la varianza del nivel es distinta de cero, la serie sólo posee componente de nivel cuyo proceso generador es un camino aleatorio.

Si a los elementos descritos hasta el momento para el componente de nivel se añade una pendiente, es posible considerar que el incremento medio por unidad de tiempo es constante, pero también puede recurrirse a formulaciones más flexibles. Una de ellas es el modelo de tendencia lineal local, definido como $Y_t = \mu_t + \varepsilon_t$, con $\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t$ y $\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t$, donde $\zeta_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\zeta^2)$. El término de perturbación ζ_t otorga a la pendiente un carácter estocástico, mientras que, dados el nivel y la pendiente del periodo anterior, la naturaleza estocástica del nivel en el instante actual se deriva de la presencia del término de perturbación η_t ¹³. Así pues, si la varianza de ζ_t es nula, la pendiente es constante y el modelo resultante —modelo de nivel local con deriva— considera, por tanto, un nivel estocástico y una pendiente fija, es decir, $\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t$ y $\beta_t = \beta_{t-1}$. Si la pendiente no es sólo constante sino nula, el modelo anterior se transforma en el que se ha denominado modelo de nivel local. Finalmente, es posible mantener el carácter estocástico de la pendiente y, al propio tiempo, suponer que, dados los valores del nivel y pendiente en el instante t-1, el valor del nivel en el instante t es fijo (no estocástico); es decir, $\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1}$ y $\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t$ ¹⁴. Por supuesto, a la hora de elegir una de estas especificaciones, es importante, a priori, examinar el comportamiento de la serie a lo largo de toda la muestra y,

¹³ Además, se supone que estos dos términos de perturbación aleatoria son mutua y serialmente independientes.

¹⁴ Este modelo de nivel fijo y pendiente estocástica se denomina también modelo de tendencia alisada (*smoothed*), dado que el componente tendencial es un camino aleatorio integrado cuya estimación fluctúa suavemente, sin incrementos o decrementos abruptos. Se trata de una especificación equivalente a una spline cúbica (véase Wecker y Ansley, 1983).

a posteriori, comprobar cuál produce un mejor ajuste; aunque tampoco pueden ignorarse las implicaciones de cada especificación y los objetivos que se persiguen con el modelo¹⁵.

En muchas series económicas es importante distinguir entre una tendencia de largo plazo y los movimientos asociados a un componente cíclico, que admite también una especificación determinística o estocástica. Un ciclo determinista describe un comportamiento perfectamente periódico con una frecuencia dada que puede ser recogido mediante una función de senos y cosenos del tipo siguiente $\Psi_t = \alpha \cos \lambda_t + \beta \sin \lambda_t$, donde λ es la frecuencia (en radianes). Si se admite que los parámetros α y β evolucionan aleatoriamente en el tiempo, el ciclo adquiere naturaleza estocástica. Pero antes de incorporar el componente estocástico, conviene garantizar la continuidad del componente cíclico expresándolo de la forma recursiva siguiente (véase Harvey, 1989:39):

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix}, \quad t = 1, \dots, T$$

con $\Psi_0 = \alpha$ y $\Psi_0^* = \beta$. Entonces, el ciclo se hace estocástico introduciendo dos términos de perturbación ruido blanco gaussiano k_t y k_t^* de forma que:

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_t \\ k_t^* \end{bmatrix}$$

Por razones de identificabilidad y parsimonia, se supone que k_t y k_t^* están mutuamente incorreladas y poseen la misma varianza σ_k^2 . Por otra parte, para recoger los comportamientos pseudo-cíclicos que caracterizan a muchas series temporales económicas, conviene incluir un factor de amortiguación (*damping*) ρ que aporta flexibilidad al ciclo estocástico, que queda especificado como:

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_t \\ k_t^* \end{bmatrix}$$

donde $0 \leq \rho \leq 1$ ¹⁶.

¹⁵ Por ejemplo, una tendencia alisada es más fácil de captar a partir de la observación de la serie y, en consecuencia, más apetecible para los políticos. Sin embargo, una pendiente estocástica puede ser muy sensible ante cambios en los valores de la serie y generar, en ese caso, predicciones muy inestables. En cualquier caso, “... lo que no debería hacerse es imponer la tendencia alisada sin tener en cuenta el ajuste” (Harvey, 2000:3)

¹⁶ Adviértase que la incorporación de un factor de amortiguación menor que la unidad hace que, en términos predictivos, la fluctuación cíclica tienda a desaparecer.

Si $\lambda=0$ o $\lambda=\pi$, el ciclo estocástico se convierte en un proceso autorregresivo de primer orden. Si $\lambda=0$ y $\rho=1$, el componente cíclico se transforma en el modelo de nivel local especificado para la tendencia.

Si las observaciones de la serie en cuestión se registran con periodicidad inferior a la anual —como es el caso que nos ocupa—, suelen aparecer efectos estacionales y, por ello, conviene introducir este componente en el modelo. Si las fluctuaciones estacionales son estables, el componente estacional puede considerarse determinista o fijo. Si el número de estaciones es s , y dado que la suma de los efectos estacionales a lo largo del año debe ser nula, el componente estacional en el instante t puede especificarse como:

$$\gamma_t = \sum_{j=1}^{s-1} z_{j,t} \gamma_j$$

donde $z_{j,t}$, $j = 1, \dots, s-1$, es igual a 1 si t pertenece a la estación j , -1 si t pertenece a la estación s y 0 en otro caso. De modo que:

$$\gamma_t = \begin{cases} \gamma_j, & \text{si } t \text{ pertenece a la estación } j, \quad j = 1, \dots, s-1 \\ -\sum_{j=1}^{s-1} \gamma_j, & \text{si } t \text{ pertenece a la estación } s \end{cases}$$

En cambio, si el patrón estacional evoluciona a lo largo del tiempo, parece más adecuado incorporar un componente estacional estocástico, que admite una de las dos formulaciones siguientes.

Una forma de permitir que el patrón estacional evolucione en el tiempo es admitir que la suma de los efectos estacionales a lo largo del año no es estrictamente nula, sino un término de perturbación aleatoria. Es decir, los valores del componente estacional en los instantes del tiempo t , $t = 1, \dots, t-s+1$, están ligados por la relación $\sum_{j=0}^{s-1} \gamma_{t-j} = \omega_t$, o bien,

$$\gamma_t = \sum_{j=1}^{s-1} \gamma_{t-j} + \omega_t, \text{ siendo } \omega_t \text{ un término de perturbación aleatoria tal que } \omega_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\omega^2).$$

La otra alternativa es la formulación trigonométrica, en la que $\gamma_t = \sum_{j=1}^{\lfloor s/2 \rfloor} \gamma_{j,t}$, donde

cada $\gamma_{j,t}$ es generada por $\begin{bmatrix} \gamma_{j,t} \\ \gamma_{j,t}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda_j & \sin \lambda_j \\ -\sin \lambda_j & \cos \lambda_j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{j,t-1} \\ \gamma_{j,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_{j,t} \\ \omega_{j,t}^* \end{bmatrix}$, para $j = 1, \dots, \lfloor s/2 \rfloor$ y $t = 1, \dots, T$, $\lambda_j = 2\pi j / s$ es la frecuencia, en radianes, y $\omega_{j,t}$ y $\omega_{j,t}^*$ son dos términos de

perturbación aleatoria mutuamente incorrelados distribuidos NID con media cero y varianza común σ_ω^2 ¹⁷. Esta última formulación se ha mostrado efectiva para modelar una gran variedad de comportamientos estacionales en series económicas (Koopman y otros, 2000). Nótese que en cualquiera de estas dos especificaciones, si $\sigma_\omega^2=0$ el patrón estacional es determinístico¹⁸. Por último, un modelo estructural no debe incorporar componente estacional si el análisis revela su ausencia, o bien, si se ha procedido previamente a un ajuste estacional¹⁹.

Por último, el modelo puede incluir valores retardados de la variable dependiente así como variables explicativas exógenas, es decir,

$$Y_t = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \sum_{\tau=1}^p \phi_\tau Y_{t-\tau} + \sum_{i=1}^k \sum_{\tau=0}^{q_k} \delta_{i\tau} x_{i,t-\tau} + \varepsilon_t, \text{ donde } x_{i,t} \text{ son variables exógenas y } \phi_\tau \text{ y } \delta_{i,\tau}$$

son parámetros desconocidos. Un caso de particular interés es aquél en el que las variables explicativas son variables de intervención que permiten recoger observaciones anómalas y/o cambios estructurales.

La estimación de cualquiera de las especificaciones anteriores exige recurrir al denominado filtro de Kalman, que permite evaluar los diferentes componentes de la serie (variables de estado) en cada uno de los momentos del tiempo. Dadas las dimensiones del espacio de variables de estado, esta información suele recogerse a través de las representaciones gráficas de los componentes en los diferentes instantes del tiempo y, de forma más escueta, en el vector de estado final, que recoge la estimación de cada uno de los componentes en el instante de tiempo correspondiente al final de la muestra.

Como puede deducirse, todos los componentes del modelo son dirigidos por sus respectivos términos de perturbación. De ahí, que el centro de atención en la primera fase de análisis recaiga sobre la estimación de sus varianzas. En términos relativos, la información contenida en las varianzas puede recogerse a través de los ratios señal-ruido (q), definidos como el cociente entre las varianzas de cada uno de los componentes y la del componente de mayor varianza. Si, a partir de estas estimaciones, se concluye que alguna

¹⁷ Si s es par, $\gamma_{s/2,t} = -\gamma_{s/2,t-1} + \omega_{s/2,t}$.

¹⁸ Un componente estacional fijo también puede ser la única opción viable si el número de años para los que se dispone de información es insuficiente para estimar un patrón estacional cambiante.

¹⁹ Por supuesto, si el ajuste estacional es inapropiado o el componente estacional no se especifica correctamente, los residuos tenderán a mostrar fuerte correlación serial en los retardos estacionales.

de las varianzas de los componentes es nula, es decir, que dicho componente es determinístico o fijo, el modelo puede simplificarse reespecificando los componentes que corresponda. Una vez aceptada la naturaleza no estocástica de un componente determinado, puede decidirse la conveniencia o no de eliminarlo del modelo a partir de contrastes de significación del valor del componente en el vector de estado final. En el supuesto de tratarse de un componente determinístico, la estimación de dicho componente es la misma en cualquier momento del tiempo, de ahí que la información del estado se reduzca a la que proporciona el vector de estado final.

4. RESULTADOS

A pesar de que, como ya se ha comentado, la representación gráfica de la serie de exportaciones parece indicar un patrón estacional fijo, se optó por iniciar la estrategia de identificación de la naturaleza de los componentes mediante la estimación del modelo estructural básico (BSM) (modelo 1). El modelo estructural básico (BSM) incluye tendencia, con nivel y pendiente estocásticas, estacionalidad trigonométrica y un componente irregular.

La estimación máximo verosímil de este modelo²⁰ revela que la varianza del componente estacional y de la pendiente son nulas (véase cuadro 4.1), lo que manifiesta el carácter no estocástico de tales componentes. Este resultado permite evaluar la presencia de dichos componentes en el modelo a partir de los contrastes habituales de significación del valor del componente correspondiente en el vector de estado final. El estadístico de significación individual de la pendiente permite concluir que el modelo debe simplificarse eliminando este término en el componente tendencial. Respecto al componente estacional, a pesar de su comportamiento no estocástico y de la no significación estadística individual del parámetro correspondiente a algunas estaciones, el estadístico de significación conjunta del efecto estacional parece confirmar la presencia de este componente en el comportamiento de la serie (véase cuadro 4.2).

²⁰ Se ha utilizado la opción de alisado (*smoothed*) del programa STAMP 6.0 (véase Koopman y otros, 2000), es decir, la estimación de cada uno de los componentes en el periodo t , $t = 1, \dots, T$, se efectúa teniendo en cuenta, no sólo las observaciones anteriores al periodo t , sino toda la información disponible en la muestra.

4.1. Estimación de los parámetros del modelo 1

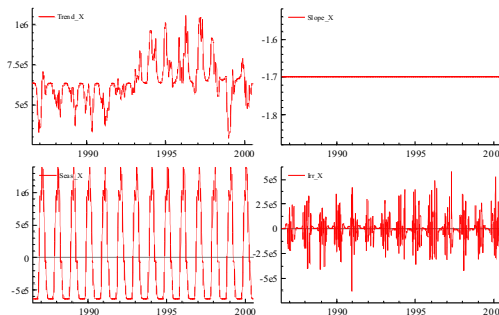
Componentes	Irregular	Nivel	Pendiente	Estacionalidad
Varianza	2.6302e+010	4.9262e+009	0.00000	0.00000
Ratio Señal-Ruido	(1.0000)	(0.1873)	(0.0000)	(0.0000)

4.2 Test de significación de los componentes en el vector de estado final

Test t de significación individual		Test de significación conjunta del efecto estacional ²¹
Nivel	71.598 [0.0000]	501.519 [0.0000]
Pendiente	-0.052363 [0.9583]	

El gráfico de los componentes estimados para el modelo anterior (véase gráfico 4.1) resulta sumamente revelador, dado que refleja el carácter fijo del patrón estacional a lo largo de la muestra, así como la estabilidad de la pendiente en torno a un valor realmente pequeño en relación con la magnitud de las observaciones.

Gráfico 4.1. Estimación de los componentes del modelo 1



Teniendo en cuenta estos resultados, se plantea un modelo en el que el patrón estacional es fijo, pero, con objeto de examinar las implicaciones de diferentes modelos para la tendencia, se permite que cada uno de sus elementos (nivel y pendiente) mantenga su formulación estocástica (modelo 2).

De nuevo, el proceso de estimación conduce a la conclusión de que la varianza del término de perturbación que dirige el comportamiento de la pendiente es nula y el estadístico de significación individual en el vector de estado final manifiesta su no significación estadística (véanse cuadros 4.3 y 4.4). La representación gráfica de los componentes del modelo estimado es, como era de esperar, muy similar a la del modelo inicial (véase gráfico 4.2).

²¹ Este estadístico, que evalúa el efecto conjunto del componente estacional, sigue una distribución χ^2 con (s-1) grados de libertad, 51 en nuestro caso al tratarse de datos semanales.

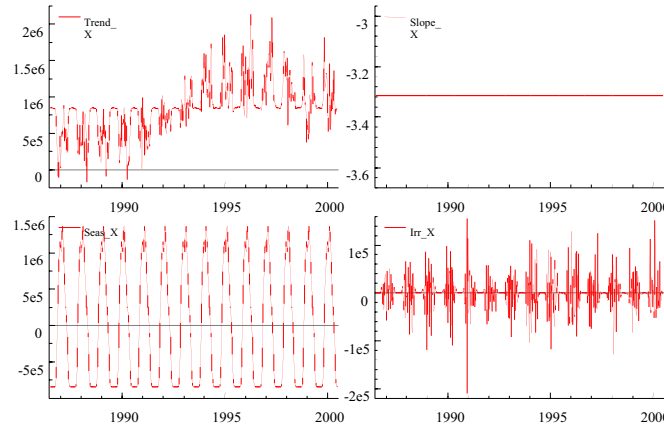
4.3. Estimación de los parámetros del modelo 2

Componentes	Irregular	Nivel	Pendiente
Varianza	5.8460e+009	3.9135e+010	0.00000
Ratio Señal-Ruido	(0.1494)	(1.0000)	(0.0000)

4.4 Test de significación individual de los componentes de la tendencia del modelo 2 en el vector de estado final

Nivel	64.113 [0.0000]	Pendiente	-0.00045166 [0.9996]
-------	-----------------	-----------	----------------------

Gráfico 4.2. Estimación de los componentes del modelo 2



Aceptando que el patrón estacional no se altera por el transcurso del tiempo (fijo) y que la pendiente es nula, se especificó el modelo 3. Los resultados obtenidos para este modelo ratifican el carácter estocástico del componente de nivel²². A partir de estas estimaciones se procedió a obtener la serie ajustada estacionalmente con objeto de facilitar la observación del comportamiento tendencial y de posibles observaciones anómalas²³. El gráfico de la serie ajustada de estacionalidad, si se compara con el del componente tendencial del modelo 3 (véase gráfico 4.3), revela que el nivel estocástico recoge bien el comportamiento de la serie en cuestión y, por tanto, nos lleva de nuevo a concluir que el modelo estructural que parece adecuado debe incluir un componente de nivel estocástico, estacionalidad fija y un componente irregular. Pero antes de adoptar conclusiones

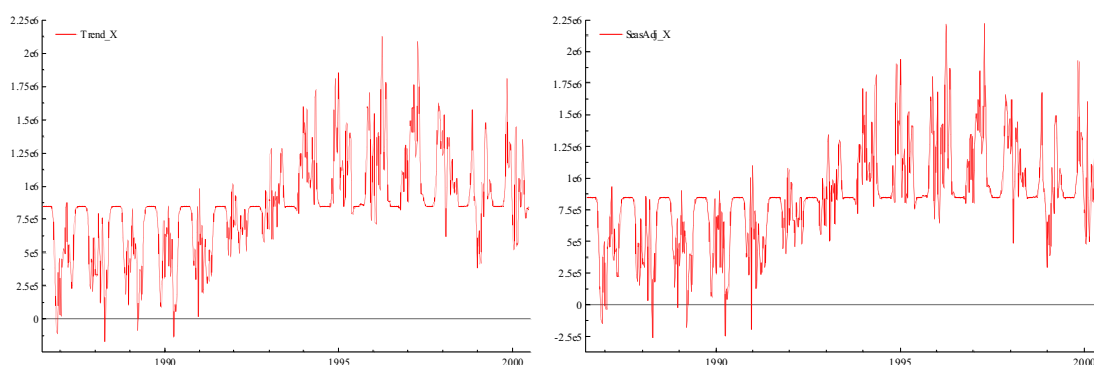
²² La varianza estimada del término de perturbación del componente de nivel fue $\tilde{\sigma}_{\eta}^2 = 3.8655E + 10$.

²³ La serie ajustada de estacionalidad se obtiene como $Y_t - \hat{\gamma}_t$, donde $\hat{\gamma}_t$ representa la estimación del componente estacional en el modelo $Y_t = \mu_t + \gamma_t + \varepsilon_t$, $\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t$, con $\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$ y $\eta_t \sim \text{NID}(0, \sigma_{\eta}^2)$. También se probó a obtener la serie ajustada a partir de un modelo sin componente de nivel, es decir, $Y_t = \gamma_t + \varepsilon_t$, con $\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$. En ambos casos, los resultados fueron muy similares, aunque no

definitivas sobre la bondad del modelo, deben examinarse el componente estacional, las innovaciones o errores de predicción y los residuos de los dos componentes estocásticos.

Respecto al componente estacional, los estadísticos de significación individual en el vector de estado final revelan el carácter significativamente distinto de cero para la mayoría de las semanas (véase cuadro 4.5). Es, sin embargo, curioso lo que ocurre con algunas semanas (19, 42, 43, 44 y 45) que, aún con exportación apreciable en muchas campañas, no resultan significativas. Estas semanas corresponden a principios y finales de zafra, períodos en que la exportación depende de múltiples factores asociados con las características de la oferta canaria y de los productores que están abandonando o ingresando en el mercado y, se caracteriza, por tanto, por una mayor variabilidad que en otras semanas de la campaña. Esta variabilidad queda mejor recogida mediante el componente de nivel estocástico, en ausencia de un nivel fijo para las estaciones correspondientes.

Gráfico 4.3. Componente tendencial y serie ajustada de estacionalidad (modelo 3)



Por otra parte, puede asumirse que los errores estandarizados de predicción se comportan como $NID(0,1)$, lo que significa un comportamiento adecuado de los residuos del modelo en su conjunto. Ahora bien, el examen de los residuos en cada momento del tiempo y, especialmente, su representación gráfica (véase gráfico 4.4) muestran, como de hecho podía haberse observado ya, la presencia de observaciones anómalas tales como la detectada en la semana 51 de 1990²⁴.

exactamente iguales, puesto que la estimación de la componente estacional no es insensible ante la presencia o ausencia de nivel estocástico.

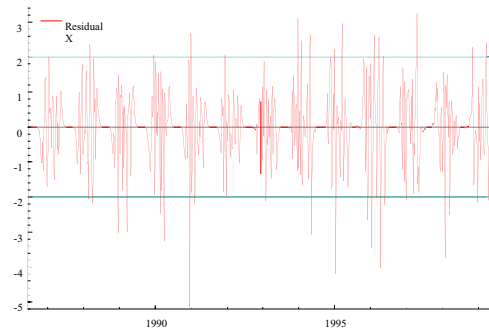
²⁴ De todas formas, es preciso aceptar que la selección de ésta, y no otras observaciones, como anómalas es, al menos hasta cierto punto, subjetiva, ya que depende de la veracidad de las hipótesis impuestas en la especificación del modelo. En otras palabras, suele ser difícil distinguir si una vez observado un valor

4.5. Test de significación individual de los componentes del modelo 3 en el vector de estado final

Componente	t	Componente	t	Componente	t	Componente	t
Nivel	64.064	Semana13	-75.723	Semana26	10.355	Semana39	37.243
Semana 1	-75.865	Semana14	-74.709	Semana27	99.653	Semana40	22.302
Semana 2	-75.969	Semana15	-72.351	Semana28	95.848	Semana41	2.3350
Semana 3	-75.983	Semana16	-65.106	Semana29	90.783	Semana42	12.571*
Semana 4	-75.997	Semana17	-51.601	Semana30	10.653	Semana43	0.3993*
Semana 5	-7.601	Semana18	-27.467	Semana31	11.707	Semana44	-0.9100*
Semana 6	-76.023	Semana19	0.3414*	Semana32	12.218	Semana45	-14.037*
Semana 7	-75.956	Semana20	26.565	Semana33	11.531	Semana46	-35.441
Semana 8	-7.589	Semana21	49.853	Semana34	10.347	Semana47	-55.827
Semana 9	-75.931	Semana22	66.308	Semana35	96.737	Semana48	-66.167
Semana10	-75.977	Semana23	81.478	Semana36	78.656	Semana49	-71.507
Semana11	-75.959	Semana24	89.756	Semana37	63.685	Semana50	-74.094
Semana12	-75.952	Semana25	9.713	Semana38	50.588	Semana51	-75.214

Nota: Se han señalado con * los parámetros no significativos al 90 % de confianza.

Gráfico 4.4. Estimación del Componente Residual del modelo 3.



La aparición en determinadas semanas de valores inesperados de acuerdo con la tendencia observada en la campaña y no concordantes en absoluto con lo acaecido en similares semanas de otros años, exigen recurrir al análisis de intervención²⁵ y reespecificar el modelo en los términos siguientes $Y_t = \mu_t + \gamma_t + \sum_{j,k} \lambda_{jk} I_{jk} + \varepsilon_t$; $\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$, donde I_{jk} es

una variable de intervención tipo impulso que toma el valor 1 si la observación corresponde a la semana j del año k y 0 en cualquier otro punto de la muestra. El estudio de

extremo, éste es una observación anómala o una observación regular asociada con la naturaleza inherente a la propia serie, cuyo comportamiento puede responder a un modelo más o menos complejo.

²⁵ Aunque *a priori* parece difícil pensar que la producción de tomate en Canarias pueda cambiar de una semana a otra, si existen factores que pueden producir estos cambios. Así, la bondad de las temperaturas en el otoño es el principal responsable del incremento exportador en el principio de zafra de las campañas 93/94, 94/95 y 95/96. No es extraño tampoco que los agricultores aceleren la recogida del fruto en épocas de altos precios, o simplemente, que se descuide algo la selección y se exporten más partidas de las que se hubieran

observaciones anómalas conduce finalmente al modelo que se especifica a continuación (modelo 4)²⁶:

$$Y_t = \mu_t + \gamma_t + \lambda_{5190} + \varepsilon_t ; \varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t ; \eta_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\eta^2)$$

$$\gamma_t = \sum_{j=1}^{51} z_{j,t} \gamma_j = \begin{cases} \gamma_j, & \text{si } t \text{ pertenece a la estación } j, & j = 1, \dots, 51 \\ -\sum_{j=1}^{51} \gamma_j, & \text{si } t \text{ pertenece a la estación 52} \end{cases}$$

Los resultados de la estimación de dicho modelo se muestran en los cuadros 4.6 y 4.7

4.6. Estimación de los parámetros del modelo 4

Componentes	Irregular	Nivel	I ₅₁₉₀	
Varianza	2.3847e+009	4.2510e+010	λ	-1.0825e+006
Ratio Señal-Ruido	(0.0561)	(1.0000)	Estadístico t	-6.6278

4.7. Test de significación individual de los componentes del modelo 4 en el vector de estado final

Componente	t	Componente	t	Componente	t	Componente	t
Nivel	68.021	Semana13	-73.153	Semana26	99.723	Semana39	35.786
Semana 1	-73.304	Semana14	-72.175	Semana27	95.966	Semana40	21.378
Semana 2	-73.403	Semana15	-6.99	Semana28	92.297	Semana41	22.389
Semana 3	-73.416	Semana16	-62.912	Semana29	87.413	Semana42	11.993*
Semana 4	-73.427	Semana17	-49.889	Semana30	10.259	Semana43	0.37207*
Semana 5	-73.439	Semana18	-26.615	Semana31	11.276	Semana44	-0.89067*
Semana 6	-7.345	Semana19	0.3164*	Semana32	11.769	Semana45	-13.668*
Semana 7	-73.384	Semana20	25.488	Semana33	11.106	Semana46	-34.312
Semana 8	-7.332	Semana21	47.945	Semana34	99.648	Semana47	-53.974
Semana 9	-73.357	Semana22	63.813	Semana35	93.157	Semana48	-63.949
Semana10	-73.401	Semana23	78.442	Semana36	75.722	Semana49	-69.101
Semana11	-73.383	Semana24	86.423	Semana37	61.285	Semana50	-71.597
Semana12	-73.375	Semana25	99.745	Semana38	48.656	Semana51	-72.679

Nota: Se han señalado con * los parámetros no significativos al 90 % de confianza.

5. CONCLUSIONES

La metodología de los modelos estructurales constituye una alternativa para recoger la inestabilidad de lo que, en el enfoque clásico de series temporales, se define como componente tendencial. Una manera de recoger tal inestabilidad consiste en incorporar

enviado en otras circunstancias. O bien, al contrario, suele ocurrir que la exportación se frena y se selecciona con más rigor en las semanas de cotizaciones bajas.

²⁶ Aunque se detectaron otras observaciones anómalas, para las especificaciones que incluían un mayor número de variables de intervención no se completó satisfactoriamente el proceso iterativo de estimación.

cambios en los elementos determinísticos; otra es la que admite el modelo estructural como alternativa a un nivel fijo.

El análisis mediante modelos estructurales permite concluir la estabilidad del patrón estacional en torno a un nivel estocástico con raíz unitaria. Es decir, parece imponerse la conclusión de que, si bien los agentes económicos que protagonizan la actividad productiva y exportadora del tomate canario han reaccionado ante cambios en las reglas de juego del mercado, tal respuesta no se ha traducido en una modificación significativa de la distribución del volumen total exportado en la campaña entre las distintas semanas de la misma.

6. BIBLIOGRAFÍA

Cáceres, J.J. (2000) *La Exportación de Tomate en Canarias. Elementos para una estrategia competitiva*. Ediciones Canarias.

Harvey, A.C. (1989) *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press.

Harvey, A.C. (1993). *Time series models*, Harvester Wheatsheaf.

Harvey, A.C. (2000). "Trend Analysis". Faculty of Economics and Politics. University of Cambridge. Mimeo.

Koopman, S.J., A.C. Harvey, J.A. Doornik y N. Shephard (2000) *STAMP: Structural time series analyser, modeller and predictor*, Timberlake Consultants.

Weckler, W.E. y Ansley, C.F. (1983). The signal extraction approach to nonlinear regression and spline smoothing. *Journal of the American Statistical Association* 78:81-9.

