

Análisis econométrico regional para el VAB sectorial de la CAPV

Federico Lampis *

XI ENCUENTRO DE ECONOMÍA APLICADA

SALAMANCA, 5, 6, 7 DE JUNIO DE 2008

Resumen

The available statistics information for the Comunidad Autónoma del País Vasco offers the opportunity to try out the modeling of simple quarterly econometrics models. Using these models it's possible to realize a punctual monitoring and forecast some relevant magnitudes of her economy. In this paper, using transfer function models and ARIMA models, has been elaborated some uniequational econometric models. Our results endorse the use of quarterly econometric models to realize a short term analysis, and also the use of a causal analysis to realize a short term forecasting in a regional economy.

Keywords: Regional econometric models, forecasting accuracy, transfer function models.

Resumen

La información estadística disponible para la Comunidad Autónoma del País Vasco ofrece la posibilidad de ensayar la construcción de unos sencillos modelos econométricos trimestrales para poder realizar un seguimiento puntual de su economía y para poder realizar una proyección hacia el futuro de algunas de sus magnitudes económicas. En este trabajo se elaboran unos modelos econométricos uniecuacionales, utilizando los modelos de función de transferencia y los modelos ARIMA. Los resultados avalan la utilización de modelos econométricos trimestrales para poder realizar un análisis de coyuntura sobre una economía regional, y también la utilización de un análisis de tipo causal para la realización de unas predicciones a corto plazo.

Palabras Clave: Modelos econométricos regionales, capacidad predictiva, modelos de función de transferencia.

Clasificación Código JEL: C01, R15, C22.

*Departamento de Economía Aplicada III (Econometría y Estadística) Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales Avda. Lehendakari Aguirre, 83 E-48015 BILBAO. E-mail: federico.lampis@ehu.es. El autor quiere agradecer el apoyo financiero de la Regione Autonoma della Sardegna (Programma Master and Back-2005) sin la cual no hubiera sido posible la realización de este trabajo.

1. Introducción

En España el desarrollo del Estado de las autonomías y la consecuente descentralización de la estructura administrativa del país han motivado un creciente interés sobre los estudios de modelización regional. La amplia descentralización del estado ha generado la necesidad de tener a disposición una información económica y estadística suficiente para que las instituciones regionales puedan operar en su ámbito competencial con la mayor eficacia posible. La publicación por parte del INE de las series de Contabilidad Regional ha constituido en el pasado el punto de partida de muchos estudios regionales. Sin embargo los retrasos en la presentación de estos datos normalmente supera los dos años, limitando así notablemente cualquier ejercicio de previsión que se quisiera llevar a cabo con estos datos o cualquier tipo de análisis de coyuntura a nivel regional. Inicialmente frente a estos problemas se optado por utilizar datos anuales realizando un estudio estructural de una economía regional y abandonando la realización de predicciones a corto plazo (Clar López & Ramos Lobo 2001, Ramajo & Marquez 1998).

Sucesivamente, a partir de la mitad de los noventa los investigadores han propuesto diferentes líneas de estudio: (i) elaboración de indicadores sintéticos de actividad económica regional para poder realizar análisis de coyuntura regional (Cabrer Borrás, de Castro & Pavía 2001), (ii) construcción de métodos de desagregación de series económicas. Esta ultima solución consiste en la trimestralización de las principales macromagnitudes regionales, y en el caso español se pueden citar (Trivez & Mur 2000, Lago, Rodríguez & Rojo 2000, Rodriguez Castellanos, Saiz Santos & Matey de Antonio 2003). Los indicadores sintéticos, después de un cierto auge en la literatura, han sido sometidos a diversas críticas, la principal es que constituyen una aproximación puramente empírica del problema de la medición del nivel y ritmo de la actividad económica (Trujillo, López-Delgado & Benítez 2001). Con el tiempo el recurso a la trimestralización de los datos regionales ha ido transformándose en la solución más frecuente por todas las ventajas que proporciona poder disponer de datos con frecuencia infraanual a partir de datos anuales.

Un estudio más reciente a este propósito es el de (Pavía Miralles & Cabrer Borrás 2007) que desarrolla un procedimiento que estima simultáneamente series temporales trimestrales para todas las regiones de un país, basándose sobre datos trimestrales nacionales y datos regionales anuales. Hoy en día, para varias Comunidades Autónomas, existe cierta disponibilidad de datos trimestrales para el

producto interior bruto regional, tanto del lado de la demanda como de la oferta, y para el empleo en las diversas ramas de la economía. Sin embargo, la construcción de modelos econométricos complejos que realicen un análisis de tipo estructural, requiere una cantidad de información estadística mucho más amplia que los datos trimestrales proporcionados por los institutos de estadística regional. En este contexto, los modelos econométricos regionales con datos trimestrales son aún muy poco frecuentes, y cuando los haya, estos se centran en el análisis predictivo (Trivez & Mur 2000). En efecto los datos trimestrales regionales se resienten de los procedimientos de desagregación y trimestralización con los cuales se elaboran. Muchas veces manifiestan la presencia de no linealidad, asimetría o break estructurales, y de ahí descende la dificultad de utilizar técnicas econométricas complejas (modelos de cointegración, ecuaciones simultaneas, etc.). Además toda modelización econométrica regional siempre padecen la omisión de alguna variable relevante (importaciones y exportaciones, los movimientos migratorios, etc.).

Por lo tanto se hace necesario ensayar la construcción a nivel regional de modelos econométricos sencillos que exploten la información estadística trimestral disponible. Siguiendo esta perspectiva se propone la estimación de unos modelos econométricos trimestrales para el VAB¹ sectorial de la CAPV. La elaboración de modelos econométricos cointegrados ha resultado infructuosa y los modelos estimados inconsistentes por las causas antes mencionadas. Por lo tanto se ha abogado por la utilización de un modelo más sencillo que permite realizar un análisis causal dentro de la metodología de (Box & Jenkins 1976): el modelo de función de transferencia. El objetivo último consiste en la elaboración de unos instrumentos de análisis con los cuales realizar un seguimiento puntual de la economía vasca y la predicción a corto plazo de la misma. Además se estimará para cada sector un modelo ARIMA con el cual poder comparar los modelos de función de transferencia estimados. La utilización de dos metodologías diferentes permitirá averiguar si la inclusión de unas variables causales dentro de un análisis univariante permite predecir mejor el VAB sectorial.

2. Información estadística

La aplicación al campo regional tanto de técnicas como de sistemas de información desarrollados para el ámbito nacional conlleva, en la mayoría de las ocasiones, un amplio abanico de problemas metodológicos, algunos de los cuales son irresolubles desde el punto de vista teórico a menos que

¹Valor Añadido Bruto

se admitan hipótesis simplificadoras y restrictivas. Tal circunstancia propició que la investigación de las macromagnitudes económicas regionales se abordase desde la perspectiva de la oferta a través de la regionalización del valor añadido generado por las ramas de actividad, más que por el lado de la demanda o de las rentas. De ahí también el sesgo hacia la elaboración de modelos econométricos por el lado del oferta, tal vez en cierta contradicción con el peso teórico que los modelos de corte keynesiano tienen en la modelización econométrica. En este contexto beneficiarse de los datos trimestrales ofertados por el EUSTAT² para realizar un ejercicio de modelización y predicción econométrica regional constituye una ventaja relevante frente a otros estudios similares realizados en España. La posibilidad de poder utilizar datos de frecuencia trimestral con un desfase de tan solo un trimestre permite realizar predicciones a corto plazo también a nivel regional.

Los datos, tanto para el VAB sectorial como para las variables explicativas provienen principalmente de las Cuentas Económicas Trimestrales (CET) del EUSTAT y para algunas variables explicativas utilizadas de la Contabilidad Trimestral (CNTR) del INE³. Los datos sobre los VAB sectoriales de la CAPV (y del Estado) que hemos utilizado son los índices de volúmenes encadenados. Dada la longitud de la muestra, se ha tratado de evitar modelizar también la estacionalidad, en consecuencia se han utilizado los datos brutos corregidos de efectos estacionales y de efectos calendario.

Como el INE, también EUSTAT ofrece los datos relativos a los VAB sectoriales en precios corrientes o en índices encadenados. En este trabajo se ha preferido utilizar datos en índices encadenados para no tener que deflactar los VAB sectoriales y no tener problemas con las repercusiones que la inflación produce sobre las series monetarias nominales. La utilización de un índice encadenado implica una estimación más precisa del crecimiento agregado, sin embargo este presenta el inconveniente de perder la aditividad entre los agregados y sus componentes.

3. Estimación de los modelos y predicción

En este trabajo se va a modelizar el VAB de la CAPV para los cuatro macro-sectores desagregados en las Cuentas Económicas Trimestrales: Industria, Construcción, Servicios de Mercado y Servicios de No Mercado. Se ha decidido descartar el sector agrícola, al ser este muy marginal respecto a las

²Instituto Vasco de Estadística

³Los datos utilizados y sus fuentes están explicados detalladamente en el Cuadro 1 en el Apéndice.

otras ramas de la economía vasca. Actualmente este sector representa apenas el 2% del VAB total de la CAPV, mientras que el número de ocupados en este sector no supera el 3% del número total de ocupados en la CAPV a finales del 2005. Se trata de un sector de tamaño muy reducido y los intentos de modelizarlo no han resultado consistentes. Al mismo tiempo se ha optado por modelizar de manera desagregada el sector de los Servicios, dada la disponibilidad de datos para los Servicio de Mercado y de No Mercado.

En efecto el sector de los Servicios, en su conjunto, representa hoy en día el 60% de la economía vasca, mientras que al sector de los Servicios de No Mercado se le imputa el 10% del VAB total de la CAPV. Por otra parte, dadas las características de autonomía fiscal e impositiva de la CAPV, parece en principio interesante estudiar separadamente el subsector de los Servicios de No Mercado y elaborar un modelo econométrico específico para esta rama. Al especificar el modelo para predecir el VAB industrial, hemos considerado el sector industrial en su conjunto por problemas de datos: si bien a nivel de datos anuales, EUSTAT desagrega el VAB industrial en treinta y un subsectores, a frecuencia trimestral, EUSTAT solamente proporciona datos para la industria en su conjunto sin desagregarlos.

La estimación de los modelos se articula en dos etapas: primero se han estimado los modelos ARIMA, luego se han estimado los modelos de función de transferencia (MFT). Sin embargo durante la fase de identificación de los modelos de función de transferencia para blanquear los VAB sectoriales se han vuelto a utilizar los modelos ARIMA ya estimados. Como se ha señalado en la introducción, el objetivo de la modelización propuesta es obtener modelos econométricos con una buena capacidad predictiva y luego evaluar si los modelos de función de transferencia tienen una mejor capacidad predictiva respecto a los modelos ARIMA. En consecuencia, en la especificación de los modelos se ha tenido en cuenta las capacidades predictivas que cada modelo alternativo podía proporcionar y se ha seleccionado entre las distintas especificaciones aquella que tenía una mejor capacidad predictiva, así como indica (Pulido 2001).

3.1. Modelos ARIMA

En este apartado se presentan los modelos ARIMA especificados y estimados par el VAB sectorial de la CAPV. El primer paso para elaborar un modelo ARIMA consiste en determinar el orden de

integración de las variables. Para ello hemos utilizado el contraste de raíz unitaria de (Dickey & Fuller 1979), que se ha realizado para las series en niveles y en primeras diferencias. Los resultados de la aplicación del contraste de Dickey-Fuller se encuentran en la parte superior del Cuadro (2). El contraste rechaza la H_0 de presencia de una raíz unitaria para las variables tomadas en primeras diferencias. Con lo cual se concluye que todas las variables utilizadas en este trabajo son integradas de orden uno $I(1)$. Esta conclusión implica que en la construcción de los modelos ARIMA es necesario tomar un diferencia para obtener un proceso estacionario.

En la construcción de los modelos ARIMA se ha seguido la metodología clásica propuesta por (Box & Jenkins 1976), utilizando la función de autocorrelación como instrumento principal para especificar los modelos. Los resultados de la estimación de los modelos ARIMA propuestos para el VAB sectorial de la CAPV se encuentran en el Cuadro 3. El tamaño muestral utilizado para las estimaciones es $T = 44$, con los datos que van del primer trimestre de 1995 hasta el cuarto del 2005.

En la tabla para cada modelo se reporta el \bar{R}^2 para evaluar la capacidad explicativa del modelo, además se incluyen una serie de contrastes para medir la correlación de los residuos. Todos los modelos superan la fase de diagnóstico. Los coeficientes estimados son todos significativos y los estadísticos t toman valores muy altos. Los residuos del modelo son ruido blanco, y no resultan ser correlados. Además para todos los modelos el contraste global de Jarque-Bera permite aceptar la hipótesis de normalidad, y en general los residuos del modelo se mueven al rededor de una media cero. Por lo tanto, los modelos ARIMA estimados superan la fase de diagnóstico y pueden ser utilizados para la predicción.

3.2. Modelos de Función de Transferencia

En este apartado se presentan los modelos de función de transferencia especificados y estimados para el VAB sectorial de la CAPV. En el proceso de especificación de los modelos se han utilizado algunas de las conclusiones obtenidas en el apartado 3.1. En concreto se asumen los resultados de los contrastes de raíz unitaria y los modelos ARIMA para el VAB de la construcción, de la industria, y de los Servicios de Mercado y No Mercado. Para todas las variables input seleccionadas para los modelos se ha realizado el contraste de raíz unitaria de (Dickey & Fuller 1979), tanto para las series en niveles como en primeras diferencias. Los resultados de la aplicación del contraste de Dickey-Fuller se encuentran en el Cuadro (2). El contraste rechaza la H_0 de presencia de una raíz unitaria para

las variables tomadas en primeras diferencias. Con lo cual se concluye que todas las variables utilizadas en este trabajo (incluidas las variables input de los modelos de función de transferencia) son integradas de orden uno $I(1)$. Dados estos resultados se ha vuelto a utilizar las primeras diferencias de todas las variables, tanto input como output.

La especificación de los modelos de función de transferencia se basa en la función de autocorrelación cruzada (FAC) entre la variable input y las variables output. Para poder utilizar la FAC es necesario que ambas variables sean ruido blanco, así que han construido unos modelos ARIMA para poder blanquear las variables input de los modelos, mientras que las variables output han sido blanqueadas con los modelos ARIMA estimados en la sección 3.1. Según la estructura de los retardos de la FAC se identifica la función de transferencia. La elección de las variables input se ha realizado con este criterio descartando aquellas series temporales cuya función de correlación cruzada con la variable input blanqueada no tuvieran algún retardo significativo. Una vez estimada la función de transferencia, se ha especificado un modelo para el ruido. Como en el caso de los modelos ARIMA, el tamaño muestral utilizado es $T = 44$, con los datos que van del primer trimestre de 1995 hasta el cuarto del 2005.

La selección de las variables explicativas utilizadas para cada VAB sectorial se ha basado en factores relacionados con las características mismas del sector, y teniendo en cuenta algunos trabajos realizados para otras comunidades autónomas españolas (Ramajo & Marquez 1998), (Clar López & Ramos Lobo 2001), (Trivez & Mur 2000). Para el sector de la construcción se han utilizado como variables input: el número de ocupados en la construcción de la CAPV, y el índice Coyuntural de la Construcción de la CAPV; para la Industria el índice de Producción Industrial de la CAPV; para los Servicios de Mercado : el número de ocupados en los servicios de la CAPV; y para los Servicios de No Mercado el VAB de los Servicios de No Mercado de España.

Trabajar con el sector Servicios desagregado ha traído problemas con la variable explicativa empleo, dado que EUSTAT no proporciona el empleo desagregado en Servicios de Mercado y de No Mercado. Por lo tanto, hemos tenido que incluir como variable explicativa el número de ocupados de la CAPV en el sector Servicios en su conjunto. Solo en el caso de los Servicios de No Mercado se ha tenido que recurrir a una variable explicativa de ámbito estatal: el VAB de los Servicios de

No Mercado de España. Este resultado que no está de acuerdo con la amplia autonomía fiscal de la CAPV, sin embargo, (Zubiri 2003) destaca como desde 1988 el saldo financiero de las transferencias [con la administración central] ha sido favorable a la CAPV, que en los últimos años ha recibido transferencias netas equivalentes al 0.6 del PIB de la CAPV. Y esta es probablemente la razón última de este resultado.

Los resultados de la estimación de los modelos de función de transferencia propuestos para el VAB sectorial de la CAPV se encuentran en el Cuadro 4. La estructura de la tabla es la misma que el anterior. Los coeficientes estimados son significativos en todos los modelos y los estadísticos t toman valores muy altos. Los MFT estimados tienen un \bar{R}^2 bastante alto, solo en el caso de los Servicios de No Mercado el \bar{R}^2 es de 0,09. Para cada sector el MFT tiene un \bar{R}^2 notablemente más alto que el correspondiente modelo ARIMA. Por lo tanto se puede afirmar que las variables input permiten explicar la variable output en una proporción mayor que con un simple modelo ARIMA. Sobre la estructura particular de los modelos hay que destacar como en tres de los cuatro sectores haya sido necesario modelizar el ruido del modelo. En esos tres sectores se ha sido necesario volver a introducir el término de media móvil estacional que ya había sido propuesto por los modelos ARIMA. En efecto estas variables económicas tienen una fuerte componente estacional que no desaparece no obstante las series hayan sido desestacionalizadas.

En lo que se refiere a los contrastes de diagnóstico de los modelos de la Tabla (4), los residuos de los modelos son ruido blanco y no están correlacionados con los inputs preblanqueados. La ejecución de los contrastes de Breusch-Godfrey y el Lagrange Multiplier Test evidencia como en los modelos no está presente ni autocorrelación serial ni autocorrelación heteroscedística. Además para casi todos los modelos el contraste global de Jarque-Bera permite aceptar la hipótesis de normalidad, y en general los residuos del modelo se mueven al rededor de una media cero. Por lo tanto, los MFT estimados superan la fase de diagnóstico y puede ser utilizados para la especificación de los modelos de función de transferencia y sucesivamente de predicción.

3.3. Predicción con los modelos estimados

La predicción es uno de los objetivos de la especificación y estimación de un modelo econométrico. Este objetivo es, si cabe, aún más relevante en el caso de datos de series temporales cuando la

necesidad de pronosticar la evolución de una o más variables económicas es muchas veces la razón fundamental de la construcción de un modelo econométrico. En este trabajo, el objetivo es construir unos modelos econométricos trimestrales con los cuales seguir la evolución de la economía vasca y al mismo tiempo poder realizar una proyección hacia el futuro de su VAB sectorial. Por lo tanto se hace interesante saber cual de los dos tipos de modelos utilizados tenga la capacidad predictiva mejor. Se han realizado las predicciones utilizando secuencialmente un horizonte predictivo de $h = 1, 2, 3, 4$, utilizando a este propósito los últimos cuatro trimestres de la muestra, reservados a este fin. Para evaluar las capacidades predictivas de los modelos se han utilizado los estadísticos más habituales en este tipo de análisis: la Raíz del Error Cuadrático Medio (RECM)⁴, el Error Absoluto Medio (EAM)⁵, el Error Porcentual Absoluto Medio (EPAM)⁶. El EPAM es un buen indicador de la bondad de la predicción, pero puede verse influido por cambios de escala en las variables.

Para realizar las predicciones de los modelos de función de transferencia se ha optado por predecir las variables input con los modelos ARIMA construidos durante la fase de identificación. El fin es poder disponer realmente de un instrumento analítico con el cual poder realizar un análisis de coyuntura y poder realizar unas proyecciones hacia el futuro teniendo el modelo actualizado con los últimos datos publicados por EUSTAT y por INE. De todas formas, si en en las predicciones con los modelos de función de transferencia se utilizan los valores conocidos para las variables inputs, su capacidad predictiva es mucho mayor que la de los modelos ARIMA. Los resultados del análisis de la capacidad predictiva se encuentran en el Cuadro 5. La estructura de la tabla es la siguiente, para cada sector se muestran los valores de los estadísticos RECM, EAM, EPAM, tanto para el modelo ARIMA como para el MFT, según el horizonte de predicción establecido, con $h = 1, 2, 3, 4$.

En general se pueden resumir los resultados del análisis predictivo afirmando que entre los modelos de función de transferencia y los modelos ARIMA estimados, los primeros son aquellos que tienen una mejor capacidad predictiva. En tres sectores sobre cuatro : Industria, Servicios de Mercado, y Servicios de No Mercado, para un horizonte predictivo muy corto, de uno o dos trimestres, el modelo ARIMA tiene una capacidad predictiva superior a los modelos de función de transferencia.

$$^4 RECM = \sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2}.$$

$$^5 EAM = \frac{1}{h+1} \sum_{t=T+1}^{T+h} |\hat{y}_t - y_t|.$$

$$^6 EPAM = \frac{1}{h+1} \sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right|.$$

Sin embargo cuando se realiza el ejercicio de predicción para un horizonte temporal más amplio, como de cuatro trimestres, son los modelos de función de transferencia los que tienen mejor capacidad predictiva. En el caso del sector de la construcción esta mejor capacidad predictiva de los MFT se obtiene para todos los horizontes predictivos considerados, mientras que en el caso del sector de los Servicios de No Mercado el MFT tiene mejor capacidad predictiva solo para un horizonte predictivo de cuatro trimestres.

4. Conclusiones

El objetivo final del trabajo ha sido elaborar modelos econométricos trimestrales para seguir la evolución de la economía vasca y para poder realizar unas proyecciones hacia el futuro de su VAB sectorial. El análisis de cada sector ha sido realizada por separado utilizando modelos ARIMA y modelos de función de transferencia. Estos modelos se han seleccionado porque se han considerado adecuados para el objetivo planteado en este estudio: la obtención de predicciones de calidad a corto plazo. Los modelos de función de transferencia especifican la relación a corto plazo entre las variables de interés, mientras que los modelos ARIMA modelizan el VAB sectorial solamente a partir de sus valores pasados. En efecto en la literatura econométrica regional cuando se ha a disposición una información estadística limitada y escasa es difícil poder construir modelos econométricos complejos, y en muchos casos se utilizan simples modelos ARIMA para predecir algunas variables económicas regionales a corto plazo (Fullerton, Tinajero & Waldman 2005), (Fullerton & West 1996), o se construyen indicadores sintéticos.

El hecho que los modelos de función de transferencia tengan unas propiedades estadísticas superiores a los modelos ARIMA significa que la inclusión de unas variables input contribuye a la explicación de la variable output. Para la mayoría de los sectores las variables explicativas seleccionadas han tenido que ver con el empleo sectorial y con el nivel de actividad del propio sector, se trata en general de variables explicativas regionales que recogen la evolución de cada sector económico de la CAPV.

Los modelos de función de transferencia ofrecen unas mejores capacidades predictivas respecto a los ARIMA. En el apartado 3.3 se ha comparado la capacidad predictiva de estos dos tipos de modelos. La capacidad predictiva de los modelos de función de transferencia resulta superior a la de

los modelos ARIMA. Para algunos sectores para horizontes predictivos de uno o dos trimestres el modelo ARIMA puede llegar a tener un error de predicción menor, sin embargo cuando se elige un horizonte de predicción más amplio de cuatro trimestres es el modelo de función de transferencia el que tiene un error de predicción más pequeño.

En definitiva utilizando unos modelos econométricos sencillos y una base de datos trimestrales es posible construir unos instrumentos analíticos con los cuales seguir la evolución a corto plazo de la economía vasca a través el estudio de su VAB sectorial. Este resultado es muy importante, en efecto, significa que teniendo a disposición una base estadística trimestral relativamente amplia se pueden construir modelos econométricos regionales más complicados también con datos infraanuales. Además la posibilidad de realizar proyecciones hacia el futuro, utilizando los últimos datos ofertados por EUSTAT permite utilizar estos modelos para poder realizar un análisis de tipo coyuntural a nivel regional.

5. Apéndice

Cuadro 1: Denominación de las variables utilizadas

Variable	Descripción	Fuente
LVAG	VAB Agricultura CAPV	EUSTAT-CET
LVC	VAB Construcción CAPV	EUSTAT-CET
LVI	VAB Industria CAPV	EUSTAT-CET
LVSM	VAB Servicios de Mercado CAPV	EUSTAT-CET
LVSNM	VAB Servicios de No Mercado CAPV	EUSTAT-CET
LVC_E	VAB Construcción España	INE-CNTR
LVSNM_E	VAB Servicios de No Mercado España	INE-CNTR
LOAG	Empleo Agricultura CAPV ^a	EUSTAT-CET
LOC	Empleo Construcción CAPV ^a	EUSTAT-CET
LOI	Empleo Industria CAPV ^a	EUSTAT-CET
LOS	Empleo Servicios CAPV ^a	EUSTAT-CET
LICC	Índice Coyuntural Construcción ^b	EUSTAT-ICCN
LIPI	Índice Producción Industrial CAPV ^c	EUSTAT-IPI
LOSM_E	Empleo Servicios de Mercado España ^d	INE-CNTR

^a Definición Exacta de la series: Personal ocupado (puestos de trabajo total) por rama de actividad, tipo de serie y tipo de dato, en unidades.

^b Definición exacta de la serie por parte del EUSTAT: índice de producción del sector construcción desestacionalizado por tipo, índice y trimestre, BASE 2003. Se trata de un índice en base fija.

^c Definición exacta de la serie por parte del EUSTAT: índice general de producción industrial desestacionalizado por territorio, índice y mes, BASE 2000. Se trata de un índice en base fija.

^d Definición exacta de la serie por parte del INE: Empleo por rama de actividad. Puestos de trabajo en miles de unidades, BASE 2000.

Cuadro 2: Contraste Dickey-Fuller Aumentado^a

Variable	Modelo	t	Valor crítico 5 % (1 %)
ΔLVC	C,0	-6,034	-2,933 (-3,597)
ΔLVI	C,0	-5,742	-2,933 (-3,597)
$\Delta LVSM$	C,0	-7,204	-2,933 (-3,597)
$\Delta LVSNM$	C,0	-5,020	-2,933 (-3,597)
ΔLOC	C,3	-5,204	-2,933 (-3,597)
$\Delta LICC$	C,0	-12,552	-2,933 (-3,597)
$\Delta LIPI$	C,0	-5,666	-2,933 (-3,597)
ΔLOS	C,0	-5,525	-2,933 (-3,597)
$\Delta LVSNM_E$	C,0	-11,066	-2,933 (-3,597)

^a La letra *C* indica la presencia de una constante en la regresión auxiliar del contraste, mientras que el número siguiente indica el número de retardos introducidos en el contraste. *t* representa el estadístico *t* del contraste. Los valores críticos utilizados son los tabulados por (Mackinnon 1991).

Cuadro 3: Modelos ARIMA estimados y sus contrastes de diagnóstico^a

CONSTRUCCIÓN

$\Delta LVC_t = 0,012 + (1 + 0,113 \theta_1 L - 0,897 \theta_2 L^2) \hat{\epsilon}_t$ <p style="text-align: center;"> (5,420) (-1,290) (12,828) </p>	
$R^2 = 0,40; \bar{R}^2 = 0,37;$ LB ($p = 5$): P-val.=0,20;	BG: [AR(1)] P-val:0,97; ARCH(1): P-val: 0,89; JB: P-val.=0,22;

INDUSTRIA

$\Delta LVI_t = 0,011 + (1 - 0,337 \Theta_4 L^4) \hat{\epsilon}_t$ <p style="text-align: center;"> (4,319) (2,250) </p>	
$R^2 = 0,13; \bar{R}^2 = 0,11;$ LB ($p = 5$): P-val.=0,43;	BG: [AR(1)] P-val:0,60; ARCH(1): P-val: 0,61; JB: P-val.=0,84;

SERVICIOS DE MERCADO

$\Delta LVSM_t = (1 - 0,987 \phi_1 L) / (1 + 1,304 \theta_1 L)(1 - 0,314 \Theta_4 L^4) \hat{\epsilon}_t$ <p style="text-align: center;"> (305.25) (-54.091) (13,257) </p>	
$R^2 = 0,24; \bar{R}^2 = 0,20;$ LB ($p = 5$): P-val.=0,74;	BG: [AR(1)] P-val:0,88; ARCH(1): P-val: 0,13; JB: P-val.=0,14;

SERVICIOS DE NO MERCADO

$\Delta LVSNM_t = 0,005 + (1 + 0,280 \Theta_4 L^4) \hat{\epsilon}_t$ <p style="text-align: center;"> (12,248) (-1,616) </p>	
$R^2 = 0,05; \bar{R}^2 = 0,03$ LB ($p = 5$): P-val.=0,48;;	BG: [AR(1)] P-val:0,38; ARCH(1): P-val:0,60 ; JB: P-val.=0,17;

^a Para cada sector en la parte superior se presentan los modelos estimados, con los estadísticos t de los parámetros estimados entre paréntesis. En la parte inferior de los cuadros, para cada sector, se encuentran los contrastes de diagnóstico: el contraste de Breusch-Godfrey (BG), el Lagrange Multiplier test para la autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH), el contraste de Ljung-Box (LB) considerando el número de autocorrelaciones igual a 5, y de Jarque y Bera (JB) para normalidad. Para todos los contrastes se reporta el P-value del contraste para la hipótesis nula H_0 .

Cuadro 4: Modelos de función de transferencia estimados y sus contrastes de diagnóstico^a

CONSTRUCCIÓN

$\Delta LVC_t = 0,005 + 0,238 \Delta LOC_{t-1} + 0,194 \Delta LICC_t + \hat{\epsilon}_t$ <p style="text-align: center;"> (3,553) (3,935) (8,174) </p>			
$R^2 = 0,70$; $\bar{R}^2 = 0,68$;	BG: [AR(1)] P-val:0,90;	ARCH(1): P-val: 0,33;	
LB ($p = 5$): P-val.=0,51;	JB: P-val.=0,33;		

INDUSTRIA

$\Delta LVI_t = 0,007 + 0,478 \Delta LIPI_t +$ <p style="text-align: center;"> (3,129) (6,036) </p> $+1/ \left((1 + 0,260 \phi_1 L)(1 - 0,543 \Phi_4 L^4) \right) \hat{\epsilon}_t$ <p style="text-align: center;"> (-1,721) (3,327) </p>			
$R^2 = 0,58$; $\bar{R}^2 = 0,55$;	BG: [AR(1)] P-val: 0,10 ;	ARCH(1): P-val:0,06 ;	
LB ($p = 5$): P-val.=0,25 ;	JB: P-val.=0,31 ;		

SERVICIOS DE MERCADO

$\Delta LVSM_t = 0,005 + 0,597 \Delta LOS_t + (1 + 0,598 \Theta_4 L^4) \hat{\epsilon}_t$ <p style="text-align: center;"> (5,720) (5,504) (-4,764) </p>			
$R^2 = 0,41$; $\bar{R}^2 = 0,38$;	BG: [AR(1)] P-val:0,43 ;	ARCH(1): P-val:0,81 ;	
LB ($p = 5$): P-val.=0,78 ;	JB: P-val.=0,09;		

SERVICIOS DE NO MERCADO

$\Delta LVSNM_t = 0,344 \Delta VSNM.E_t + 0,316 \Delta VSNM.E_{t-1} +$ <p style="text-align: center;"> (4,792) (4,301) </p> $+(1 + 0,204 \theta_1 L)(1 + 0,728 \Theta_4 L^4) \hat{\epsilon}_t$ <p style="text-align: center;"> (-1,925) (-7,902) </p>			
$R^2 = 0,15$; $\bar{R}^2 = 0,09$;	BG: [AR(1)] P-val:0,78 ;	ARCH(1): P-val:0,71 ;	
LB ($p = 5$): P-val.=0,19;	JB: P-val.=0,51;		

^a Para cada sector en la parte superior se presentan los modelos estimados, con los estadísticos t de los parámetros estimados entre paréntesis. En la parte inferior de los cuadros, para cada sector, se encuentran los contrastes de diagnóstico: el contraste de Breusch-Godfrey (BG), el Lagrange Multiplier test para la autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH), el contraste de Ljung-Box (LB) considerando el número de autocorrelaciones igual a 5, y de Jarque y Bera (JB) para normalidad. Para todos los contrastes se reporta el P-value del contraste para la hipótesis nula H_0 .

Cuadro 5: Capacidades Predictivas

CONSTRUCCIÓN						
	RECM		EAM		EPAM	
Trimestre	MFT	ARIMA	MFT	ARIMA	MFT	ARIMA
2006TI	0.000236	0.003777	0.000236	0.003777	0.004789	0.076778
2006TII	0.004758	0.008038	0.003480	0.007250	0.070581	0.147093
2006TIII	0.003901	0.010722	0.002520	0.009728	0.051092	0.197159
2006TIV	0.003406	0.010599	0.002108	0.009852	0.042730	0.199440
INDUSTRIA						
	RECM		EAM		EPAM	
Trimestre	MFT	ARIMA	MFT	ARIMA	MFT	ARIMA
2006TI	0.001460	0.009239	0.001460	0.009239	0.030752	0.194574
2006TII	0.008386	0.007303	0.006615	0.006927	0.139104	0.145804
2006TIII	0.008293	0.011771	0.007111	0.010478	0.149205	0.219683
2006TIV	0.007196	0.010242	0.005557	0.008355	0.116586	0.175170
SERVICIOS DE MERCADO						
	RECM		EAM		EPAM	
Trimestre	MFT	ARIMA	MFT	ARIMA	MFT	ARIMA
2006TI	0.006078	0.001685	0.006078	0.001685	0.127014	0.035218
2006TII	0.004545	0.009023	0.004084	0.007167	0.085289	0.149362
2006TIII	0.004571	0.011313	0.004264	0.009735	0.088914	0.202704
2006TIV	0.004008	0.013867	0.003512	0.012208	0.073217	0.253869
SERVICIOS DE NO MERCADO						
	RECM		EAM		EPAM	
Trimestre	MFT	ARIMA	MFT	ARIMA	MFT	ARIMA
2006TI	0.004428	7.58E-05	0.004428	7.58E-05	0.093358	0.001598
2006TII	0.003246	0.000985	0.002819	0.000733	0.059408	0.015439
2006TIII	0.002690	0.001619	0.002147	0.001300	0.045233	0.027347
2006TIV	0.004194	0.005371	0.003354	0.003567	0.070503	0.074885

Referencias

Box, G. & Jenkins, G. (1976), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, 2 edn, Holden-Day, New York.

Cabrer Borrás, B., de Castro, J. & Pavía, J. (2001), 'Indicadores económicos regionales y su problemática: una visión de síntesis', *Análisis Regional El proyecto HISPALINK* .

- Clar López, M. & Ramos Lobo, R. (2001), 'Un modelo econométrico para predecir el VAB subsectorial de la economía catalana', *En: Análisis regional : el proyecto Hispalink / coordinado por Bernardí Cabrer Borrás*. **49**, 63–75.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979), 'Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root', *Journal of the american statistical society* **74**, 427–431.
- Fullerton, T. M., Tinajero, R. & Waldman, L. (2005), 'Regional econometric income forecast accuracy', *Journal Of Forecasting* **24**, 325–333.
- Fullerton, T. M. & West, T. C. (1996), 'Assesing the historical accuracy of regional economic forecasts', *Journal Of Forecasting* **15**(1), 19–36.
- Lago, L., Rodríguez, B. & Rojo, J. (2000), 'Estimación del vab trimestral: el caso de castilla y leon', *Análisis Regional El proyecto HISPALINK* .
- Mackinnon, J. (1991), 'Critical values for cointegration tests', *Publicado en Long-Run Economic Reletionship por Engle y Granger* .
- Pavía Miralles, J. & Cabrer Borrás, B. (2007), 'On estimating contemporaneous quarterly regional gdp', *Journal of Forecasting* **26**, 155–170.
- Pulido, A. (2001), *Modelos econométricos*, Pirámide, Madrid.
- Ramajo, J. & Marquez, M. A. (1998), Structural change in regional economics: a varying coefficients econometric modeling approach. 38TH Congress of the European Regional Science Association (28 August - 1 September, Vienna).
- Rodriguez Castellanos, A., Saiz Santos, M. & Matey de Antonio, J. (2003), 'Evolución reciente de las pymes vascas', *Ekonomiaz* **54/3^{er}**, 128–157.
- Trivez, F. J. & Mur, J. (2000), 'Un modelo de predicción a corto plazo para el vab sectorial aragonés', *Documentos Hispalink* **01/00**.
- Trujillo, F., López-Delgado, P. & Benítez, M. (2001), 'Trimestralización de los valores añadidos sectoriales de andalucía', *Análisis Regional El proyecto HISPALINK* .
- Zubiri, I. (2003), 'El sector público del país vasco en la actualidad', *Ekonomiaz* **54/3^{er}**, 68–103.