

Cuadernos del I.I.E.  
(Instituto de Investigaciones Económicas)

**CASTAÑARES**

ISSN 0327-9111

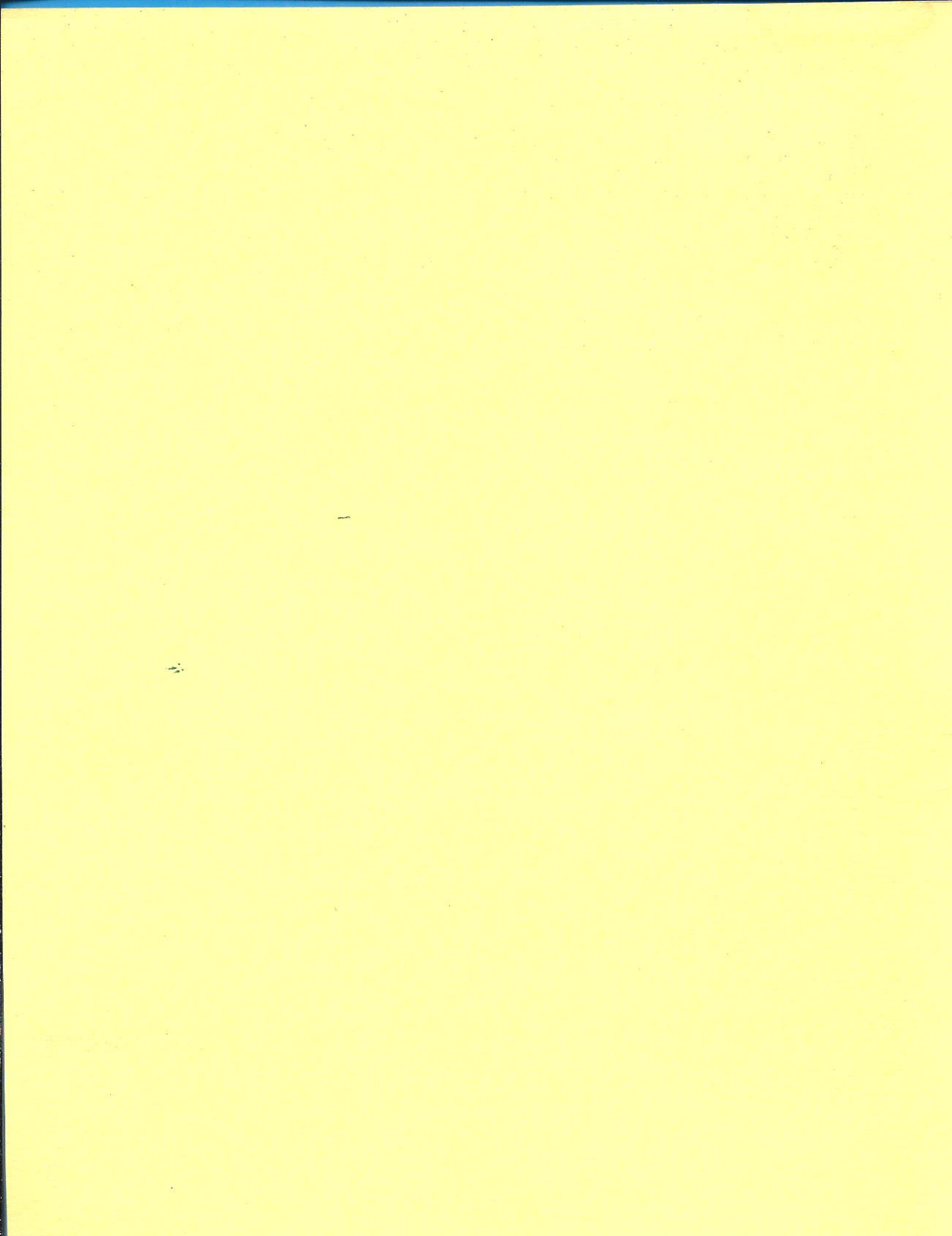
CUADERNO Nº 15

AÑO VIII

Octubre de 2000

**UN ANÁLISIS DE LOS PRECIOS DEL NOVILLO  
EN EL ESTADO DE SÃO PAULO USANDO MODELOS  
UNIVARIADOS NO LINEALES**

Antonio Aguirre  
Luis A. Aguirre



**CASTAÑARES**  
(Cuadernos del I. I. E.)

CUADERNO Nº 15

AÑO VIII

Diciembre de 2000

**UN ANÁLISIS DE LOS PRECIOS DEL NOVILLO  
EN EL ESTADO DE SÃO PAULO USANDO MODELOS  
UNIVARIADOS NO LINEALES:**

Antonio Aguirre\*\*

Luis A. Aguirre\*\*\*

---

(\*) Este artículo fue publicado en la revista *Applied Economics*, vol. 32, de febrero de 2000 con el título "Time series analysis of monthly beef cattle prices with nonlinear autoregressive models". Ambos autores agradecen a Lidia Rosa Elías de Dip por los valiosos comentarios vertidos sobre la primera versión en castellano de este trabajo, sin que implique ninguna responsabilidad de su parte sobre el resultado final. También agradecen el apoyo financiero recibido de la "Fundação Amparo à Pesquisa de Minas Gerais" (FAPEMIG) y del "Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico" (CNPq). LAA agradece, también, a la "Pró-Reitoria de Pesquisa" de la Universidad Federal de Minas Gerais (PRPq/UFMG).

(\*\*) Profesor Adjunto, Universidad Federal de Minas Gerais, Facultad de Ciencias Económicas, Centro de Desarrollo y Planificación Regional, Belo Horizonte, MG, Brasil. E-mail: [arregui@cedeplar.ufmg.br](mailto:arregui@cedeplar.ufmg.br)

(\*\*\*) Profesor Adjunto, Universidad Federal de Minas Gerais, Departamento de Ingeniería Electrónica, Centro de Investigación y Desarrollo en Ingeniería Eléctrica, Belo Horizonte, MG, Brasil.

E-mail: [aguirre@cpdee.ufmg.br](mailto:aguirre@cpdee.ufmg.br)



CASTAÑARES  
(Cuadernos del I. I. E.)

**Comité Editorial:**

Eduardo D. Antonelli

Eusebio Cleto del Rey

Lidia Rosa Elías de Dip

AGRADECIMIENTOS: El Comité Editorial agradece lo siguiente. La impresión de este número de CASTAÑARES (Cuadernos del I. I. E.) fue financiada por el Consejo de Investigación de la Universidad Nacional de Salta. El Lic. Jorge Augusto Paz realizó la edición final de este trabajo.

NOTA: Los datos, ideas y opiniones vertidos en este trabajo pertenecen a los autores. El Instituto de Investigaciones Económicas no se responsabiliza por ellos.

UNIVERSIDAD NACIONAL DE SALTA  
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS, JURÍDICAS Y SOCIALES  
INSTITUTO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Buenos Aires 177

4400 Salta

Argentina

e-mail: [jiecon@unsa.edu.ar](mailto:jiecon@unsa.edu.ar)



## ÍNDICE GENERAL

	<u>Página N°</u>
Nota editorial	7
Resumen	9
Abstract	9
1. Introducción	11
2. Asuntos preliminares	13
2.1. El test BDS	13
2.2. Modelos NARMA	14
3. Los datos	17
3.1. El modelo lineal estimado	21
4. Aplicación del test BDS a los datos de precios del novillo	23
5. Modelos no lineales	25
5.1. El procedimiento	25
5.2. Los resultados	28
6. Conclusiones	33
Apéndice	35
Bibliografía	37

## ÍNDICE DE CUADROS

	<u>Página N°</u>	
Cuadro I	Resultados del Análisis de Regresión Lineal. Precios del Novillo, São Paulo, Diciembre 1958 – Diciembre 1995.	22
Cuadro II	Valores Estandarizados del Estadístico BDS de Los Residuos del Modelo Lineal Estimado para los Precios del Novillo. São Paulo, Diciembre 1958 – Diciembre 1995	24
Cuadro III	Subperiodos Definidos para Estimar Modelos y Realizar Predicciones	27

## ÍNDICE DE GRÁFICOS

		<u>Página N°</u>
Gráfico I	Precios mensuales del novillo en São Paulo (‘Reales’ de Dic. de 1995 por ‘arroba’) Marzo 1954 – Diciembre 1995	18
Gráfico II	Precios del novillo de un Mes dado, menos la Media Anual. São Paulo, “Reales” Dic. de 1955 por “arroba” Marzo 1954-Diciembre 1995	20
Gráfico III	Valores del Índice (5.2), en Función del Número de Regresores, Correspondientes a Predicciones del Precio del Novillo en Cuatro Subperíodos Diferentes	29
Gráfico IV	Predicciones, 6 meses adelante, del Precio del Novillo en Subperíodos, Realizadas Estimando el Modelo (5.2)	31



## NOTA EDITORIAL

Al estimado Lector de CASTAÑARES (Cuadernos del I. I. E.):

En este número de nuestra publicación presentamos dos novedades respecto a los anteriores: El diseño de la tapa y el origen del trabajo publicado.

El aspecto de la tapa cambió completamente gracias al trabajo de la Sra. Marta Arancio, de Diseño Gráfico, dependiente de la Dirección de Arte y Cultura, Secretaría de Extensión Universitaria de la Universidad Nacional de Salta, quien redistribuyó su contenido con gran calidad artística, e incluyó un logotipo constituido por dos hojas de castaño, en alusión al nombre "Castañares" de nuestra publicación. Este nombre tiene su origen en la denominación del lugar en el que se encuentra el Complejo Universitario Gral. Don José de San Martín de la Universidad Nacional de Salta, que antiguamente era parte de la Finca Castañares.

El arte fotográfico y la cámara del Sr. Harry Alfredo Hannecke originaron el logotipo mencionado. En efecto, el Sr. Hannecke realizó varias tomas sobre las hojas de un castaño existente en Villa San Lorenzo, Salta, de entre las cuales fue seleccionada la que aquí presentamos. Cabe destacar que nuestro fotógrafo no aceptó pago alguno, ni siquiera para cubrir el costo del material fotográfico empleado.

En cuanto a la segunda novedad antes enunciada, hacemos notar que todos los números anteriores de CASTAÑARES contienen trabajos surgidos del Instituto de Investigaciones Económicas de la Universidad Nacional de Salta. Esta tradición se rompe en este número, pues en él presentamos un trabajo de los Dres. Antonio Aguirre y Luis A. Aguirre, quienes, si bien tienen su origen en el Noroeste Argentino, son docentes de la Universidad Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, Brasil. Esperamos contar con aportes futuros de investigadores de otros lugares.

Agradecemos la colaboración de todas las personas mencionadas en esta nota.

Un cordial saludo.

Salta, Diciembre de 2000.

*Eusebio Cleto del Rey*  
Director  
Instituto de Investigaciones Económicas



## RESUMEN

Este trabajo analiza la dinámica subyacente a la serie de tiempo del precio medio recibido por los productores de novillo en el Estado de São Paulo (Brasil). La serie en estudio incluye los precios mensuales desde 1954. Un análisis preliminar sugirió que, después de un periodo de intensa intervención gubernamental en el mercado del ganado y de la carne, la dinámica subyacente está retornando al patrón observado en un periodo anterior. Para verificar si la dinámica vigente después de la fase intervencionista es similar a aquélla de tiempos anteriores, en este trabajo se usa un procedimiento de predicción basado en modelos autoregresivos no lineales. Estos modelos fueron utilizados después que el test BDS mostró resultados significativos que pueden interpretarse como presencia de no linealidad en los datos. Los resultados encontrados parecen sugerir que, después de un periodo de intensas intervenciones que duraron más de dos décadas, la dinámica actual es semejante (al menos desde el punto de vista de predicción) a aquélla observada hace más de treinta años.

## ABSTRACT

This paper analyzes the dynamics underlying a time series of the monthly average beef cattle price received by producers in the State of São Paulo (Brazil). The time series under study records monthly prices since 1954. An exploratory analysis suggested that after a period of intense government intervention in the cattle and beef markets, the underlying dynamics seem to be settling to a pattern similar to the one observed prior to that period. In order to verify if the underlying dynamics after the interventionist phase are similar to those in former times, a forecasting procedure has been used based on non-linear autoregressive models. This type of models were used after the BDS test showed significant results which can be interpreted as non-linearities in the data. The results discussed in the paper seem to suggest that after a period of intense interventions that lasted over two decades, the current underlying dynamics are close (from a forecasting point of view) to those observed more than thirty years ago.

Clasificación JEL (por orden de importancia): C22, C10 y C40



## 1. INTRODUCCIÓN

En un sistema de mercados, el precio del novillo —determinado por la interacción de las correspondientes oferta y demanda— sirve para equilibrar la oferta y la demanda de carne vacuna al por menor y para asignar recursos productivos en el sector ganadero. Por consiguiente, estos precios de mercado desempeñan un papel importante guiando las decisiones de todos los agentes involucrados en este proceso económico, desde la producción hasta el nivel de consumo.

En la mayoría de las actividades productivas los recursos deben comprometerse algún tiempo antes de que las fuerzas del mercado establezcan el valor del producto resultante. Este hecho es especialmente verdadero en el caso de la producción de carne bovina debido a razones biológicas (largo periodo de gestación), y más aún en el Brasil, a causa de las características de las tecnologías de producción que prevalecen localmente.<sup>1</sup> Por estas razones, el proceso de toma de decisiones que resulta en la asignación de recursos productivos requiere la predicción de los precios del producto en diferentes puntos de la cadena de comercialización.

Por otro lado, la predicción es una actividad muy difícil y arriesgada. Muchas son las dificultades encontradas al tratar de obtener un modelo predictivo estructural de corto plazo para los precios de la carne bovina que sea satisfactorio. En el caso brasileño, la ocurrencia de inflación alta durante periodos relativamente extensos de tiempo aumenta las dificultades usuales enfrentadas al trabajar con largas series de tiempo de precios. Otra dificultad es la intervención gubernamental que ha sido particularmente fuerte en el periodo 1970–1990. Esta intervención —que se caracterizó por haber sido incoherente y por tratar de conseguir efectos inmediatos— alteró severamente la dinámica del mercado en varios puntos del tiempo, afectando también la dinámica biológica producida por el 'ciclo ganadero'. La dinámica de los precios es el resultado de la dinámica propia del proceso de producción —dominado por el ciclo ganadero más los efectos estacionales y de la función forzadora (*'forcing function'*) —dominada por la intervención gubernamental. Como el precio es la única variable medida, es prácticamente imposible hacer predicciones de largo plazo (y hasta de medio plazo) durante los periodos de intervención gubernamental.

Las prácticas intervencionistas del gobierno brasileño en materia económica tienen una

---

<sup>1</sup> En el Brasil la mayor parte de la producción de carne vacuna proviene de animales engordados en los campos de pastaje (sistema de bajo costo), donde ganan peso a un ritmo más lento que en el caso del engorde en condiciones de confinamiento (sistema con costos mayores).

larga historia. En el caso particular de los mercados de ganado y de carne, existe un detallado análisis de los diferentes 'enfrentamientos' entre las autoridades económicas y los productores ganaderos que cubre un periodo de más de 40 años (ver: Mueller, 1987). «En varias ocasiones desde el inicio de los años 50, el gobierno ha intentado —con cierta violencia, mas sin éxito— controlar la oferta de carne y los precios. Estos esfuerzos, invariablemente realizados durante la fase creciente del ciclo de largo plazo de los precios, han producido consecuencias de largo plazo perjudiciales sin lograr sus objetivos de corto plazo» (Mueller, 1987, Abstract).

Como se discutirá en una sección posterior, existen evidencias que apuntan al hecho de que la dinámica que genera la serie de precios bajo estudio es de una naturaleza diferente durante el periodo de fuerte intervención gubernamental. Un hecho más interesante parece ser que, después de este periodo, la dinámica retorna a un patrón que tiene gran semejanza con la que existía en el periodo inicial tres décadas antes.

Este trabajo relata algunos resultados preliminares de un esfuerzo para obtener modelos no lineales de predicción del precio medio mensual del novillo (peso vivo) en el Estado de São Paulo. Esta tarea fue enfrentada después de obtener evidencias de posibles estructuras no lineales en los datos. El test que proporcionó esta información es el llamado 'test BDS', que trata de detectar la existencia de no linealidades y/o no estacionariedad, así como cualquier otro patrón oculto en los datos. La elección de términos para especificar los modelos —una tarea difícil en el caso no lineal debido al número exorbitante de posibles combinaciones— fue realizada con la ayuda del llamado método ERR (*Error Reduction Ratio*) como se explicará en la Sección 2.

La organización del artículo es la siguiente: en la Sección 2 se discuten algunos conceptos preliminares que son requisito para entender el trabajo, incluso el método ERR usado para elegir los términos de nuestros modelos. La Sección 3 se dedica a la discusión de los datos. Los resultados del test BDS se presentan en la Sección 4. La Sección 5 presenta los modelos no lineales estimados, así como las predicciones obtenidas. Finalmente, la Sección 6 concluye el artículo.

## 2. ASUNTOS PRELIMINARES

Esta sección describe algún material preliminar necesario para entender el trabajo.

### 2.1 El test BDS

Uno de los desafíos de los analistas de series de tiempo es el de, dado un conjunto de datos, decidir si existen rastros de no linealidad en el mismo. La respuesta a esta pregunta puede afectar el análisis subsecuente de varias maneras diferentes. Por ejemplo, si existen evidencias de no linealidad en los datos, las fluctuaciones erráticas podrían ser entonces, por lo menos en principio, atribuidas al *caos determinístico de baja dimensión* en lugar del ruido (caos de alta dimensión). Varias técnicas, con la finalidad de distinguir entre estas dos situaciones, fueron analizadas en Abarbanel *et al.* (1993). Otro aspecto importante en que la presencia de no linealidades en la serie de tiempo puede afectar la manera con que se manipulan los datos está en el área de modelización y predicción. Si hay alguna indicación en el sentido de que la dinámica subyacente a los datos es no lineal, entonces deben estimarse modelos no lineales, en vez de lineales, si se desea obtener mejores predicciones (Weigend y Gersensfeld, 1993).

Uno de los tests propuestos para detectar no linealidades en los datos es el denominado test BDS (Brock, Dechert y Scheinkman, 1987). El objetivo principal de este test es descubrir en los datos la existencia de estructuras no lineales potencialmente previsibles. Éste es un test de dependencia temporal que puede usarse en los residuos de modelos lineales estimados para descubrir alguna no linealidad sobrante. Esto significa que para usar el test BDS debe eliminarse primero cualquier dependencia lineal en los datos. Si no existen evidencias sobre la presencia de no linealidad, entonces los residuos deben pasar el test que se computa para una dada 'embedding dimension'  $m$  y una dada distancia  $\varepsilon$  (en número de desviaciones standard de los datos,  $\sigma$ ).

Este test está relacionado con una familia de estadísticos basados en la integral de correlación (Grassberger y Procaccia, 1983). Sea  $x_t$  un vector de observaciones de tamaño  $T$ . La suma de correlación, definida como

$$C_{m,T}(\varepsilon) = \sum_{i < j} I_{\varepsilon}(x_i^m, x_j^m) [2 / T_m (T_m - 1)]$$

mide la fracción de pares de puntos  $(x_i^m, x_s^m)$  que están a una distancia  $\varepsilon$  (o menor) entre sí. Brock, Dechert y Scheinkman (1987) usan la dimensión de correlación para obtener un estadístico que permite realizar un test de no linealidad. Ellos muestran que el estadístico

$$W_{m,T}(\varepsilon) = \sqrt{T} \left[ \frac{C_{m,T}(\varepsilon) - C_{1,T}(\varepsilon)^m}{\sigma_{m,T}(\varepsilon)} \right]$$

tiene, en el límite, una distribución normal standard bajo la hipótesis nula de que los datos provienen de un conjunto de variables idéntica e independientemente distribuidas (Brock *et al.*, 1991, página 43).

Un rechazo de la hipótesis nula significa que los datos son no lineales y, en consecuencia, un modelo no lineal podría, potencialmente, proporcionar un ajuste mejor. Los autores usan experimentos de Monte Carlo para mostrar que la distribución con tamaño de muestra finito es bien aproximada por la distribución asintótica. De acuerdo con Brock *et al.* (1991, pág. 52) "las simulaciones de Monte Carlo sugieren que la distribución asintótica puede ser una buena aproximación para la distribución del estadístico BDS cuando la muestra posee 500 observaciones o más. La dimensión  $m$  debe ser igual a 5 (o menos), y  $\varepsilon$  debe tener valores entre 0,5 y 2 desvíos standard (de los datos). Además, la aproximación no parece ser afectada por asimetría o colas pesadas de la distribución, mas sí por la presencia de bimodalidad o colas excesivamente leves".

## 2.2 Modelos NARMA

En este trabajo serán usados modelos polinomiales NARMA («non-linear auto-regressive moving average»). Tales modelos tienen la forma general<sup>2</sup>

$$y(t) = \theta_0 + \sum_{i_1=1}^n \theta_{i_1} x_{i_1}(t) + \sum_{i_1=1}^n \sum_{i_2=1}^n \theta_{i_1 i_2} x_{i_1}(t) \cdot x_{i_2}(t) + \dots + \sum_{i_1=1}^n \dots \sum_{i_j=1}^n \theta_{i_1 \dots i_j} x_{i_1}(t) \dots x_{i_j}(t) + e(t), \tag{2.1}$$

donde  $x_1(t) = y(t-1)$ ,  $x_2(t) = y(t-2)$ , ...,  $x_{n_y+1}(t) = e(t-1)$ , ..., y  $n = n_y + n_e$  y  $y(t)$

<sup>2</sup> Ver Apéndice.



son los datos,  $e(t)$  es el término de error (o ruido) y  $n_y$ ,  $n_e$  son las demoras ('lags') máximas que estas variables pueden tener en los modelos. Las constantes  $\theta_i$  son parámetros que deben ser estimados de los datos. Varias estructuras no lineales, inclusive modelos basados en polinomios NARMA, fueron comparadas recientemente por Çinar (1995).

El número de términos posibles en un modelo polinomial como (2.1) es usualmente muy grande, incluso para valores moderados de  $n$  (número de observaciones) y  $l$  (grado del polinomio considerado). Obviamente, en la práctica es imposible incluir todos los regresores en un modelo. Además, ahora se sabe que hasta una ligera sobreparametrización de los modelos no lineales resulta en varias dinámicas espurias (Aguirre y Billings, 1995). Una herramienta creada para facilitar la elección apropiada de los regresores más relevantes de entre un conjunto de candidatos es el denominado 'Error Reduction Ratio' (ERR) (Billings *et al.*, 1989). Con la finalidad de presentar la definición del criterio ERR se reescribe la ecuación (2.1) en la forma de errores de predicción como sigue:

$$y(t) = \sum_{i=1}^{n_\theta} p_i(t) \hat{\theta}_i + \xi(t), \quad (2.2)$$

donde  $p_i(t)$  son los regresores,  $\theta_i$  son los parámetros que deben ser estimados a partir de los datos, el símbolo "A" indica valor estimado y  $\xi(t)$  son los residuos. Los parámetros pueden ser estimados usándose técnicas de mínimos cuadrados de tal manera que se minimice la función de costo

$$J_N(\theta) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \xi^2(t, \theta).$$

El problema de mínimos cuadrados puede resolverse usando enfoques ortogonales tales como el método Gram-Schmidt o la transformación de Householder. Así, la ecuación (2.2) puede ser reescrita como (Chen *et al.*, 1989)

$$y(t) = \sum_{i=1}^{n_\theta} w_i(t) \hat{g}_i + \xi(t), \quad (2.3)$$

donde los nuevos regresores  $w_i(t)$  son ortogonales entre sí sobre los datos muestrales, de manera tal que  $w_i(t) w_j(t) = 0$ ,  $\forall i \neq j$  y  $\hat{g}_i$  son los respectivos parámetros en esta nueva base. A partir de la ecuación (2.3) y aplicando la propiedad de ortogonalidad es posible ver que la reducción de la varianza residual debida a la inclusión del  $i$ -ésimo regresor es  $1/N (\hat{g}_i^2 w_i^T w_i)$ . El criterio 'error reduction ratio' es formalmente definido como (Billings *et al.*, 1989)

$$[ERR]_i = \frac{\hat{g}_i^2 w_i^T w_i}{\sigma_y^2}, \quad 1 \leq i \leq n_\theta \quad (2.4)$$

donde  $\sigma_y^2$  es la varianza de los datos. En palabras, el ERR de cada posible término es una medida de la proporción de la varianza explicada por ese regresor. Así, al elegir cuales términos van a componer un determinado modelo, un posible procedimiento es incluir aquellos que tengan el mayor ERR. Para finalizar, vale la pena destacar que, a pesar de que en la definición (2.4) se usan los parámetros  $\hat{g}_i$ , en la práctica es posible determinar los ERR sin estimar todos estos parámetros —que normalmente se cuentan por centenas. Sólo después de seleccionar la estructura final del modelo se estiman los parámetros de los términos incluidos en el mismo (y que ahora son pocos). Mayores detalles sobre el procedimiento completo pueden encontrarse en la literatura citada.<sup>3</sup>

---

<sup>3</sup> El lector interesado puede encontrar una versión MATLAB del programa para especificar modelos (criterio ERR), incluyendo un ejemplo, en el capítulo 'Data, Programs and Demos' de la siguiente dirección de Internet: <http://www.cpdee.ufmg.br/~MACSIN>.

### 3. LOS DATOS

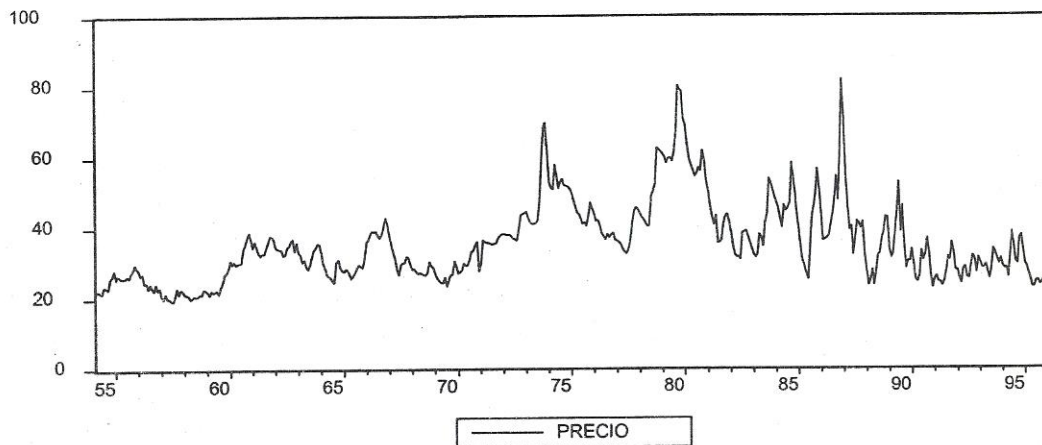
La serie analizada en este trabajo está formada por los precios mensuales recibidos por los productores de ganado vacuno en el Estado de São Paulo (Brasil) en el periodo 1954–1995.<sup>4</sup> Esta serie, que cubre un total de casi 42 años, o 502 meses (Gráfico I), ilustra la complejidad y variabilidad típicas de los datos económicos. Los precios originales, publicados por el Instituto de Economía Agrícola de la Secretaría de Agricultura del Estado de São Paulo, son promedios mensuales de precios nominales. Los promedios representan el Estado como un todo. Esos valores fueron deflacionados usando el 'Índice Geral de Preços' (IGP/DI) estimado por la Fundação Getúlio Vargas (FGV). La serie de precios reales presenta un ciclo de 6,8 años y fluctuaciones estacionales (Aguirre y Aguirre, 1999). Estos ciclos plurianuales son comunes en las series de rebaño vacuno, y en las de los precios del ganado y de la carne. Rosen *et al.* (1994) afirman que las series del rebaño vacuno de los EE.UU. figuran entre las series de tiempo más periódicas en economía. Esta característica cíclica de las series relacionadas con esta actividad, que se observa en los EE.UU. así como en el resto del mundo, es una consecuencia del hecho de que el ganado es un bien de consumo y un bien de capital al mismo tiempo.

Según Mueller, la tendencia ascendente de los precios del novillo en el periodo 1954–1979 fue provocada por presiones de demanda. Cuando la demanda de carne aumentó en el país como resultado del crecimiento económico general, la oferta no acompañó a la demanda. En aquellos periodos en que los precios aumentaron debido al comienzo de un nuevo ciclo, el gobierno brasileño entró en escena con medidas que mostraban una total falta de comprensión de la dinámica en juego en el mercado. Estas acciones siempre se justificaban como siendo un medio para controlar la inflación, ya que la carne vacuna es un componente relativamente importante en la estructura de ponderación de los índices de costo de vida. Una de las intervenciones más importantes ocurrió en 1973 (Mueller, 1987).

---

<sup>4</sup> Esta serie está disponible en la misma dirección de Internet indicada en la nota número 3.

**GRÁFICO I**  
**Precios mensuales del novillo en São Paulo**  
 ('Reales' de Dic. de 1995 por 'arroba')  
 Marzo 1954 – Diciembre 1995



Fuente: Secretaría de Agricultura del Estado de São Paulo (Brasil).

La tendencia descendente de la serie de precios —iniciada alrededor de 1980— es explicada por la conjunción de varios factores. Del lado de la oferta, ocurrieron mejoras importantes en la tecnología de producción, la más importante de las cuales parece haber sido la adopción de nuevas variedades de pasturas. Del lado de la demanda, hubo una pérdida significativa de poder adquisitivo de los consumidores debido a la recesión económica de los años 1981–1984. Esa pérdida fue más importante para los sueldos más altos;<sup>5</sup> o sea, afectó más al grupo de consumidores de alto ingreso y alta elasticidad-ingreso al que corresponde una importante proporción del consumo de carne en el país. Durante este periodo de tendencia decreciente de los precios reales ocurrió otra intervención importante del gobierno en 1986, durante la aplicación del programa de estabilización de precios conocido como '*Plano Cruzado*'. En esta oportunidad, además del cambio de la unidad monetaria, todos los precios en la economía fueron

<sup>5</sup> La denominada 'ley salarial' del gobierno federal, que estipulaba reglas para indexar los sueldos de los empleados públicos de acuerdo con la inflación, implicó pérdidas de poder adquisitivo que fueron directamente proporcionales al nivel de las remuneraciones. Durante los años de recesión el sector privado aplicó las mismas reglas (Aguirre, 1984).

indefinidamente congelados al final de febrero —mes de precios estacionalmente bajos tanto para el ganado como para la carne. Seis meses después, presiones de mercado inducidas por factores estacionales, más una conjunción de otros eventos causados por el programa de estabilización, provocó una seria crisis que envolvió a las autoridades económicas y a los productores de ganado, y que generó los precios más elevados de todo este periodo.<sup>6</sup>

Con relación a la varianza de la serie, es evidente que en el periodo 1972–1990 ésta tuvo un aumento importante. Tal fenómeno puede interpretarse como siendo un reflejo del aumento de la incertidumbre en estos mercados (Mueller, 1987) provocado por los controles de precios en los diferentes niveles de la cadena de comercialización (y, a veces, en todos ellos), por las políticas erráticas en relación a los préstamos oficiales (subvencionados) al sector de producción ganadera, etc. Basado en la observación de estas diferentes varianzas de la serie —interpretadas como indicadores de incertidumbre— y prestando atención especial a las intervenciones gubernamentales de 1973 y 1986, en la Sección 5.1 definimos diferentes sub-periodos de tiempo con el objetivo de estimar modelos de predicción que permitan buscar evidencias que apoyen nuestra hipótesis básica, a saber: la dinámica que genera la serie de precios en el último periodo (con pocas intervenciones del gobierno) es semejante a la observada en los primeros años cuando las acciones gubernamentales que afectan los mercados del novillo y de la carne eran menos importantes.

Las fluctuaciones estacionales observadas en la serie del precio del novillo, en el Estado de São Paulo, son debidas a la ocurrencia alternada de periodos de lluvia y de seca que afectan la disponibilidad de pastos y la oferta de ganado (Margarido *et al.*, 1996).<sup>7</sup> Esta característica es similar a la observada en el mercado de carne de los EE.UU. donde las variaciones cíclicas anuales en los precios reales de la carne también son atribuidas a fluctuaciones de la oferta.

Las mayores varianzas de los precios en algunos periodos —observadas en el Gráfico I— también pueden verse en los cuatro paneles del Gráfico II, donde se presentan 12 series: una es la serie con (los desvíos de) los precios de enero de todos los años, o sea, con todas las observaciones de ese mes menos el promedio del año correspondiente; otra es la 'serie de febrero', etc. En el caso en que los datos presenten estacionalidad constante, sin ningún cambio en el patrón estacional, las 12 líneas del Gráfico II serían paralelas entre sí, lo que obviamente

---

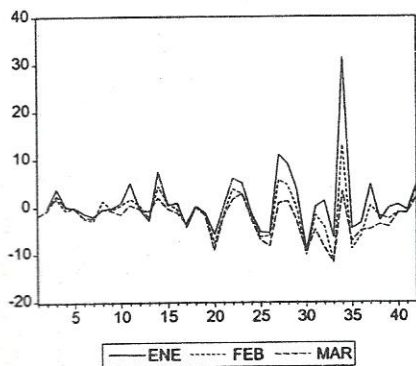
<sup>6</sup> Esta crisis es considerada como una de las causas del fracaso de todo el programa de estabilización. "El último de estos (enfrentamientos) provocó la crisis de la carne que ayudó a derrumbar el '*Plano Cruzado*'" (Mueller, 1987, Abstract).

<sup>7</sup> Hay evidencias de que esta estacionalidad es en parte determinista y en parte estocástica estacionaria, es decir, sin la presencia de raíces unitarias estacionales (Aguirre, 1997).

te no ocurre con nuestra serie. Parece claro que hubo una modificación importante alrededor de 1973 (observación número 20 en los paneles del Gráfico II). El periodo 1973–1990, caracterizado por una mayor varianza de los precios, coincide con la ocurrencia de intensas intervenciones gubernamentales en los mercados de ganado y en todos los niveles de la cadena de comercialización de carne bovina. A partir de 1990, la dinámica parece ser similar a la observada en los primeros 20 años.

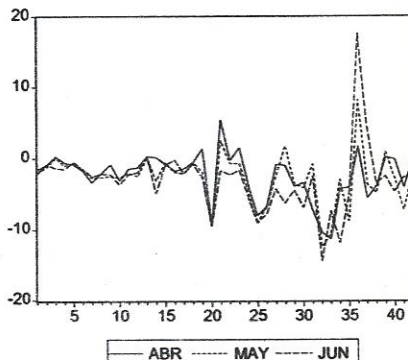
**GRÁFICO II**  
**Precios del novillo de un Mes dado, menos la Media Anual**  
**São Paulo, “Reales” Dic. de 1955 por “arroba”**  
**Marzo 1954-Diciembre 1995**

A) Enero – Marzo



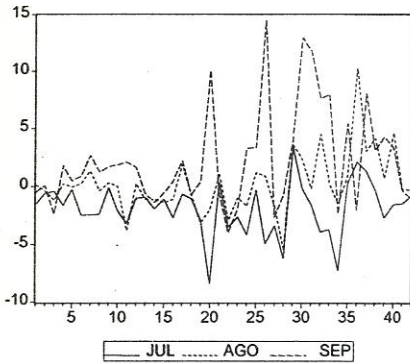
Número de orden de la observación

B) Abril – Junio



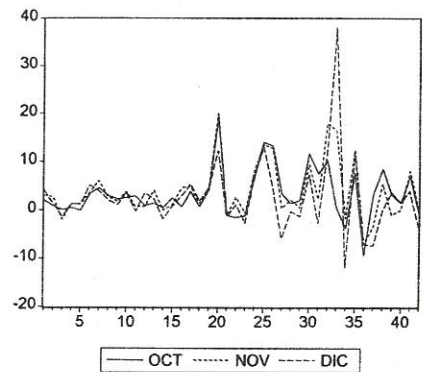
Número de orden de la observación

C) Julio – Septiembre



Número de orden de la observación

D) Octubre – Diciembre



Número de orden de la observación

Notas: El eje horizontal de cada gráfico indica los años en forma cronológica, correspondiendo la primera observación al año 1954.

Fuente: elaboración propia.

### 3.1 El modelo lineal estimado

La identificación del modelo lineal fue realizada usándose dos criterios diferentes. En primer lugar, el criterio ERR fue usado para listar los términos autoregresivos **lineales** más importantes, es decir, aquéllos con la mayor contribución en la explicación de la varianza de los datos. El número óptimo de regresores a ser incluidos en el modelo fue determinado usándose el criterio de información (AIC) de Akaike (1974) que penaliza la complejidad de los modelos. La especificación con el valor mínimo del índice AIC incluye cinco términos autoregresivos, además del conjunto de variables '*dummies*' estacionales.

Los resultados de la regresión (Cuadro I) muestran que el modelo lineal es adecuado. El test de la hipótesis nula de que no existe correlación serial en los residuos, realizado usando el estadístico Q de Ljung–Box con 12, 24 y 36 retrasos, no rechaza esa hipótesis. El estadístico F del test de Breusch–Godfrey para correlación serial de los residuos estimados tampoco es significativo. Según esta evidencia, los residuos del modelo son compatibles con ruido blanco (lineal). Sin embargo, el estadístico de Ljung–Box calculado para los residuos al cuadrado es estadísticamente significativa, sugiriendo la existencia de alguna autocorrelación no lineal en los residuos del modelo estimado.

**CUADRO I**  
**Resultados del Análisis de Regresión Lineal**  
**Precios del Novillo, São Paulo, Diciembre 1958 – Diciembre 1995**

Variable	Coefficiente	Desviación Standard	t de Student	Valor de probabilidad
C	34.78623	4.967555	7.002688	0.0000
ENE	3.450807	1.494249	2.309392	0.0214
FEB	1.562175	1.375187	1.135972	0.2566
MAR	0.333797	1.187648	0.281057	0.7788
ABR	0.300214	0.931986	0.322123	0.7475
MAY	0.185267	0.598842	0.309375	0.7572
JUL	1.133432	0.598901	1.892519	0.0591
AGO	3.151227	0.932370	3.379802	0.0008
SET	5.353283	1.188659	4.503634	0.0000
OCT	6.469701	1.377131	4.697957	0.0000
NOV	6.897360	1.497090	4.607179	0.0000
DIC	5.393950	1.533501	3.517409	0.0005
AR(1)	1.049344	0.047222	22.221650	0.0000
AR(57)	0.041106	0.014615	2.812562	0.0051
AR(2)	-0.155779	0.048555	-3.208289	0.0014
AR(8)	0.098243	0.025237	3.892857	0.0001
AR(15)	-0.064787	0.020677	-3.133311	0.0018
R <sup>2</sup>	0.914273	Media var. dependiente		37.12963
R <sup>2</sup> (ajust.)	0.911068	Desvio standard var. dep.		10.97593
E. St. Reg.	3.273179	Criterio de Akaike		2.408977
Σ res. Cuad.	4585.463	Estadístico F		285.2869
D-W.	1.958979	Prob. de F		0.000000

Notas: Mínimos Cuadrados. Observaciones incluidas: 445. Convergencia alcanzada con 3 iteraciones.

Fuente: elaboración propia.



#### 4. APLICACIÓN DEL TEST BDS A LOS DATOS DE PRECIOS DEL NOVILLO

El estadístico BDS se computa para una 'embedding dimension'  $m$  y un parámetro de distancia  $\varepsilon$ . Según los autores del test, el parámetro de dimensión debe ser igual a (o menor que) 5 y  $\varepsilon$  debe estar entre  $0,5\sigma$  y  $2\sigma$  (donde  $\sigma$  es la desviación standard de los datos). El Cuadro II presenta los valores standardizados significativos del estadístico BDS para tres valores diferentes del parámetro de dimensión, calculados con los residuos del modelo lineal presentado en el Cuadro I.<sup>8</sup> Para los valores de  $\varepsilon$  fuera del intervalo 0,65–0,90 ocurre que, o la varianza del estadístico no puede estimarse, o la estimación resultante no es estadísticamente significativa.

Los valores significativos del estadístico BDS señalan la existencia de alguna estructura oculta en los residuos del modelo de regresión lineal. Basados en esta evidencia, postulamos la presencia de no linealidades en los datos y estimamos algunos modelos no lineales para evaluar su capacidad de predicción como un test indirecto de nuestra hipótesis básica. Debe notarse que los regresores que componen los modelos son automáticamente escogidos por el criterio ERR a partir de un conjunto de términos candidatos que incluyen regresores lineales y no lineales. Así, un modelo completamente lineal también es una posibilidad. En la próxima sección se describe esta tarea.

---

<sup>8</sup> El programa computacional usado para realizar estos cálculos es el BDS STATS, versión 8.20, de W. David Dechert (Brock *et al.*, 1991).

## CUADRO II

**Valores Estandarizados del Estadístico BDS de los Residuos del Modelo Lineal Estimado para los Precios del Novillo**

**São Paulo, Diciembre 1958 – Diciembre 1995**

Parámetro de distancia, $\varepsilon$	$m = 3$	$m = 4$	$m = 5$
0,90	(*)	(*)	- 53,04
0,85	(*)	(*)	- 24,43
0,80	(*)	- 36,53	- 34,27
0,75	24,13	28,93	28,16
0,70	21,02	19,83	17,74
0,65	5,27	4,80	4,09

(\*) En estos casos no fue posible estimar la varianza del estadístico BDS.

Fuente: elaboración propia.

## 5. MODELOS NO LINEALES

En la Sección 3 fue mencionado que la información del Gráfico II sugiere que el patrón de oscilaciones observado en los últimos años del periodo cubierto por nuestros datos es semejante al verificado en el periodo 1954–1970. Esto también puede concluirse a partir de la representación secuencial de los datos originales mostrada en el Gráfico I.

El objetivo de esta sección es verificar si la dinámica del periodo actual es de hecho más próxima a la dinámica de los años 50 y 60 que a la del periodo en el que las intervenciones gubernamentales eran muy intensas y perturbadoras. Para hacerlo, se concibió y usó un procedimiento un tanto *ad hoc*, basado en predicciones de series de tiempo obtenidas usando modelos polinomiales NARMA, brevemente descritos en la Sección 2.2.

A esta altura se hace necesaria la siguiente aclaración. En esta sección, se usará un procedimiento de predicción sólo como una herramienta para verificar si la dinámica actual es de hecho 'más próxima' a la dinámica observada hace cuarenta años que a la correspondiente al periodo de gran incertidumbre. Este esfuerzo es sólo una parte de un estudio más amplio sobre predicciones de esta serie de tiempo que se está desarrollando actualmente. Los términos 'dinámica' y 'más próximos' son usados de manera bastante informal y libre. El objetivo es establecer un procedimiento que sea simple y más cuantitativo que la simple 'comparación visual' de las fluctuaciones representadas en los Gráficos I y II. También la división de la serie de tiempo en cinco periodos está basada en el análisis subjetivo de las observaciones.

### 5.1 El procedimiento

El uso de predicciones como un procedimiento para evaluar las propiedades dinámicas de un conjunto de datos ha llamado la atención recientemente (Casdagli *et al.*, 1992; Müller-Gerking *et al.*, 1996). La motivación básica es simplemente que, dado un modelo que sea representativo de la dinámica de una 'ventana' (trecho) de datos, se desea constatar si el mismo puede, por lo menos en principio, producir buenas predicciones de otras 'ventanas', en cuyo caso la dinámica subyacente a éstas es considerada suficientemente próxima a la dinámica del conjunto original. Un principio similar es la base de recientes resultados en el área de sincronización de sistemas dinámicos (Brown *et al.*, 1994).

En un reciente trabajo, el problema de cuantificar la semejanza entre dos series de tiempo fue abordado por Moeckel y Murray (1997). El índice propuesto en ese trabajo es una medida de la distancia de dos series de tiempo reconstruidas en el espacio de estado ('state space'). Desgraciadamente, tal medida no puede ser determinada en el caso de nuestra serie de tiempo porque, además de ser no estacionaria, su tamaño no es suficiente para realizar el cálculo de ese índice.

El procedimiento usado en esta sección puede ser brevemente descrito como sigue:

1) Se seleccionan 'ventanas' (trechos) de datos de la serie de tiempo de precios (eliminada la tendencia). Los datos de una de esas 'ventanas' son usados para estimar los modelos, y los de las restantes se emplean en la evaluación de las predicciones.

2) Usando el conjunto de datos seleccionado en 1), se procede a identificar y estimar una familia de modelos no lineales.

3) Se usa cada uno de los modelos estimados para hacer predicciones del tipo 'k-periodos-adelante' sobre los otros conjuntos de datos.

4) Se evalúa el desempeño predictivo de los modelos sobre cada una de las varias ventanas de datos.

Como fue mencionado antes, si el desempeño predictivo del modelo sobre un trecho de datos es mejor que sobre otro, entonces eso es tomado como evidencia de que la dinámica del primer trecho es 'más próxima' a la dinámica original que la segunda.

La serie de tiempo disponible tiene 502 observaciones mensuales. El periodo de mayor interés es aquel que comienza en 1990, después de la liberalización general de la economía, es decir, aproximadamente las últimas 47 observaciones. Este último periodo parece tener la misma dinámica que el periodo anterior a aquel con fuerte intervención gubernamental. Así, para verificar esta hipótesis, fue estimada una familia de modelos usando las primeras 169 observaciones de la serie. Sin contar el periodo con gran intervención gubernamental (1970-1990) todavía quedan cuatro trechos de datos, con 47 observaciones en cada uno de ellos, que permiten investigar con más cuidado el problema en cuestión. Todos estos sub-periodos (DS) están definidos en el Cuadro III.

### CUADRO III

#### Subperiodos Definidos para Estimar Modelos y Realizar Predicciones

Trecho	Periodo	Observaciones	Desviación standard	Tamaño muestra	Usado para
DS-I	Mar/54–Mar/68	1 – 169	5,68	169	estimación de modelos
DS-II	Abr/68–Feb/72	170 – 216	4,53	47	predicción
DS-III	Mar/72–Ene/76	217 – 263	7,92	47	predicción
	Feb/76–Feb/88	264 – 409	11,94	145	no fue usado
DS-IV	Mar/88–Ene/92	410 – 456	6,69	47	predicción
DS-V	Feb/92–Dic/95	456 – 502	3,90	47	predicción

Fuente: elaboración propia.

Después de elegir  $l = 3$  como el grado máximo de no linealidad, y  $n_y = 5$  como la demora máxima a ser incluida en cualquier modelo, el término regresor típico de un modelo cualquiera es como sigue:

$$y_{k-h}^p y_{k-i}^q y_{k-j}^r$$

donde  $h, i, j = 1, \dots, 5 (= n_y)$ ;  $p, q, r = 0, \dots, 3$  siendo que  $p + q + r \leq 3 (= l)$ .<sup>9</sup> De todas las posibilidades existentes se definió y estimó una familia de 75 modelos usando los datos del primer trecho (DS-I). Quince modelos corresponden al caso en el que  $n_y = 2$  (o sea, tienen variables con un máximo de 2 'lags'). Los 60 modelos restantes fueron igualmente distribuidos entre los casos en que  $n_y = 3, 4, 5$ .

Para cada uno de estos grupos (cada valor de  $n_y$ ) fue usado el siguiente procedimiento: con el criterio ERR fueron listados todos los posibles términos (candidatos a regresores) definidos por diferentes combinaciones de los parámetros  $p, q$  y  $r$ , según su contribución a la explicación de la varianza. Para  $n_y = 2$ , los 15 modelos seleccionados incluyen conjuntos de regresores que varían en número entre 1 y 15, todos ellos siendo los primeros de la lista creada por el

<sup>9</sup> Aquí se introduce una notación ligeramente diferente; por ejemplo,  $y_{n-i}$  reemplaza a  $y(n-i)$

criterio ERR. El primer modelo tiene sólo un regresor, el segundo tiene dos, y así sucesivamente. El mismo procedimiento fue usado para  $n_y = 3, 4, 5$  con la única diferencia que, en estos casos, se eligieron 20 conjuntos diferentes de regresores, comenzando con un conjunto de un único término, hasta otro con 20 términos.

### Las predicciones

Cada modelo fue utilizado para producir predicciones de los datos del tipo '6-pasos-adelante' (seis meses en el futuro). Es decir, las observaciones de  $k-n_y$  a  $k-1$  se usaron para predecir de  $k$  a  $k+5$  (seis pasos) siendo que sólo el último valor predicho, el de orden  $k+5$ , es usado para componer la serie de predicciones. En la próxima iteración las observaciones de  $k+1-n_y$  hasta  $k$  son utilizadas para predecir de  $k+1$  a  $k+6$  y sólo la predicción de orden  $k+6$  se usa para formar la serie de predicciones. Así, cada valor de la serie de predicciones es una predicción de 6 meses.

### Evaluación de los resultados.

Para evaluar la calidad de las predicciones de los diferentes modelos se usó el siguiente índice

$$I_e(N, k_p, \hat{\theta}) = \sum_{i=1}^N |y_i - \hat{y}_i(k_p, \hat{\theta})| \quad (5.1)$$

donde  $N$  es el número de predicciones consideradas,  $k_p$  es el horizonte de previsión en número de periodos de muestreo (igual a seis meses en este trabajo) y  $\hat{y}_i(k_p, \hat{\theta})$  es la predicción de tipo ' $k_p$ -pasos-adelante' obtenida usando un modelo con vector de parámetros estimados  $\hat{\theta}$ .

## 5.2 Los resultados

En el proceso de obtención de las predicciones hay dos elecciones:

- una realizada por el criterio ERR decide cuales son los términos (regresores) que explican la mayor proporción de la varianza, esto es, se hace un '*ranking*' de términos de diferentes grados y con diferentes números de '*lags*';
- otra elección es sistemática: primero se usa sólo un término como regresor (el que está en el tope de la lista), después se usan los dos primeros, y así sucesivamente hasta llegar a modelos con 15 regresores ( $n_y = 2$ ) o 20 regresores (en los otros casos).

El Gráfico III muestra los resultados típicos obtenidos en el caso en que  $n_y = 5$  para

modelos con 1 hasta 20 términos del tipo

$$y_{k-h}^p y_{k-i}^q y_{k-j}^r$$

con  $h, i, j = 1, \dots, 5 (=n_y)$ ;  $p, q, r = 0, 1, 2, 3$  y  $p + q + r \leq 3 (=I)$ . Insistimos en que la elección de los parámetros  $h, i, j, p, q$  y  $r$ , esto es, cuales regresores se van a incluir en el modelo, fue decidida automáticamente usando el criterio ERR descrito en la Sección 2.

Debe quedar bien claro que cada valor (entero) en el eje de la abscisa del Gráfico III corresponde a un único modelo. La calidad de las previsiones producidas por cada uno de esos modelos es evaluada calculando el índice definido en la ecuación (5.1) sobre los trechos de datos DS-II, DS-III, DS-IV y DS-V y representándolos en el gráfico.

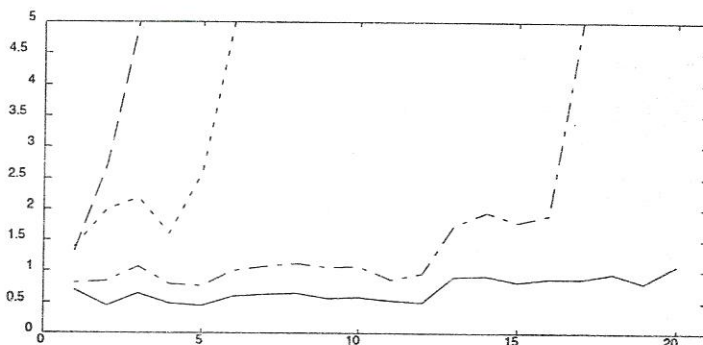
Claramente, los veinte modelos representados en el Gráfico III prevén los datos del trecho DS-II de manera muy próxima. Este resultado no es ninguna sorpresa por dos simples razones, a saber:

i) hasta visualmente es posible constatar en los Gráficos I y II que el patrón de oscilaciones observado en los trechos DS-I y DS-II es muy parecido;

ii) históricamente, el trecho DS-II está más próximo al trecho DS-I y, como el sistema no es estacionario, esto significa que hay una probabilidad mayor de que la dinámica no haya cambiado mucho.

### Gráfico III

Valores del Índice (5.2), en Función del Número de Regresores, Correspondientes a Predicciones del Precio del Novillo en Cuatro Subperíodos Diferentes



Referencias: Subperíodos (—) DS-II; (---) DS-III; (...) DS-IV; (-.-.) DS-V.

Notas: Los subperíodos utilizados son los definidos en el CUADRO III. El eje vertical muestra los valores del Índice y el horizontal el número de regresores incluidos en el modelo.

Fuente: elaboración propia.

Hasta los modelos con doce términos predicen el trecho DS-V con relativa precisión. Los modelos con trece a dieciséis términos empiezan a revelar dificultades para predecir los datos y, después que se incorpora el decimoséptimo término, el modelo se vuelve inestable. Los modelos con hasta cinco términos predicen el trecho DS-IV con alguna dificultad y se tornan inestables cuando el sexto término es incluido. Con relación al conjunto DS-III, sólo modelos con uno y dos términos son estables. Como ya se mencionó anteriormente, la pérdida de estabilidad a medida que se aumenta el número de términos es debido a un efecto de sobreparametrización (Aguirre y Billings, 1995) y, según parece, tal efecto se vuelve más fuerte a medida que la dinámica subyacente a los datos que están siendo previstos se aparta de la dinámica de los datos con los cuales se estimó el modelo.

El Gráfico III muestra claramente que la familia de modelos también predice los datos del trecho DS-V sorprendentemente bien (por lo menos hasta doce términos) a pesar del hecho de que esta ventana de datos es, cronológicamente, la más lejana con relación a la ventana de estimación DS-I. Así, parece razonable inferir que la dinámica subyacente a los trechos DS-II y DS-V es 'próxima' a la dinámica subyacente al conjunto DS-I.

El Gráfico IV muestra las previsiones producidas por el siguiente modelo con cinco términos:

$$y_k = 1,0646 y_{k-1} - 61,0456 y_{k-1} y_{k-2} y_{k-4} - 0,0064 y_{k-3} + \quad (5.2)$$

$$+ 33,5534 y_{k-2} y_{k-3} y_{k-5} - 6,7291 y_{k-5}^3 + \sum_{i=1}^5 \hat{\theta}_i \xi_{k-i} + \xi_k$$

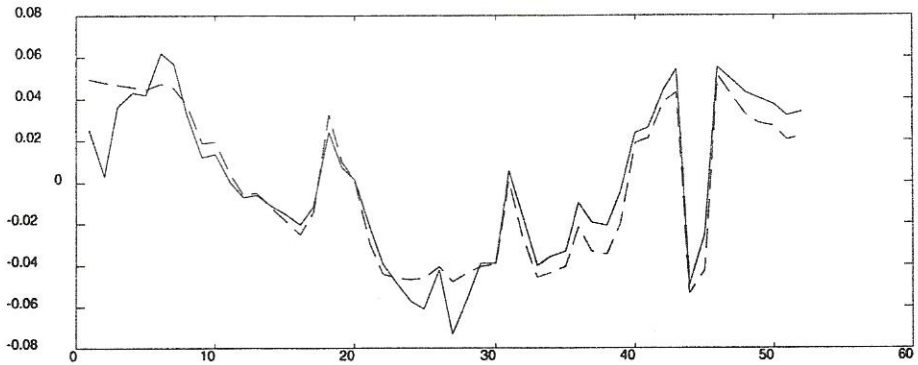
estimado usando DS-I. Los términos tipo media móvil fueron incluidos en la etapa de estimación pero no en la de predicción de los valores. Nuevamente, es sorprendente como el modelo predice los datos del trecho DS-V con gran precisión (Gráfico IVb).



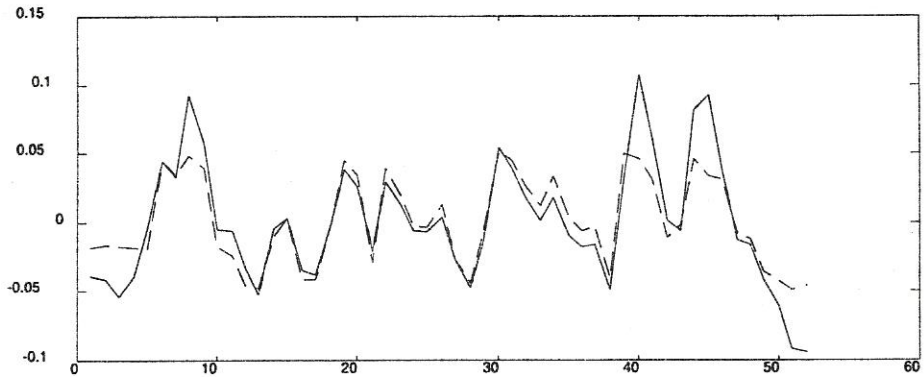
### Gráfico IV

Predicciones, 6 meses adelante, del Precio del Novillo en Subperíodos,  
Realizadas Estimando el Modelo (5.2)

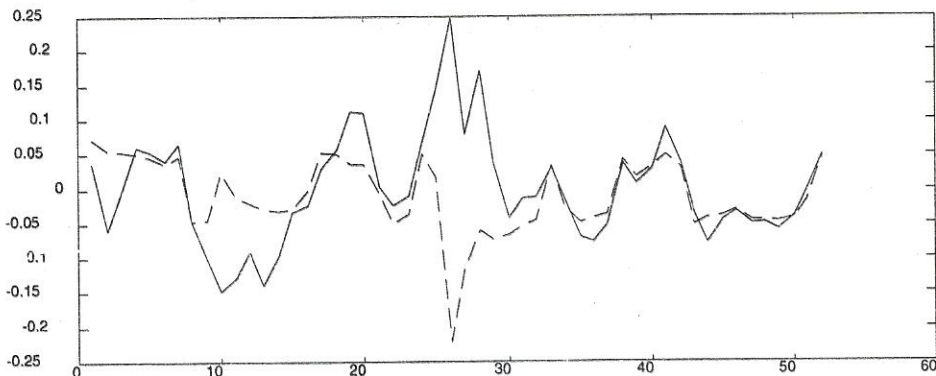
(a) Subperíodo DS-II



(b) Subperíodo DS-V



(c) Subperíodo DS-IV.



Referencias: (—) Serie original sin tendencia y (---) Serie de predicciones

Notas: Los subperíodos utilizados son los definidos en el CUADRO III. El eje vertical muestra los desvíos con respecto a la tendencia, los precios expresados en una escala arbitraria (índice que da valor 1 a la mayor observación de la serie), y el horizontal muestra el número de orden de las observaciones.

Fuente: elaboración propia.

Al finalizar esta Sección parece oportuno mencionar que ideas semejantes a las que aquí se usan fueron sugeridas en un artículo sobre sincronización (Brown *et al.*, 1994). Estos autores afirman que un modelo puede ser considerado válido si el mismo sincroniza con un conjunto de datos de validación. Por otra parte, si el modelo no sincroniza, eso es indicación de que la dinámica del mismo es muy diferente de la dinámica implícita en los datos de validación.

## 6. CONCLUSIONES

Este trabajo analiza la dinámica subyacente a una serie de tiempo mensual de precios medios del novillo, recibidos por los productores de ganado vacuno del Estado de São Paulo (Brasil). La serie estudiada incluye precios desde 1954. Como un análisis exploratorio había sugerido que, después de un periodo de intensas intervenciones gubernamentales, la dinámica subyacente parecía haberse aproximado a un patrón similar al observado en el periodo inicial, se hizo un esfuerzo para verificar este hecho. La principal hipótesis es que los datos reflejan el funcionamiento de dos dinámicas básicas: la dinámica biológica del proceso productivo de vacunos (ciclo ganadero) y la dinámica del mercado que es una síntesis de las fuerzas de oferta y demanda, y que intervenciones gubernamentales inconsistentes afectan de manera significativa la interacción de estas dinámicas, aumentando la incertidumbre de los productores que se traduce en una varianza mayor de los precios de mercado.

Los resultados muestran que, después de un largo periodo de fuertes intervenciones gubernamentales, la actual dinámica subyacente (periodo sin intervenciones) es más próxima (desde el punto de vista de las predicciones) a aquella observada algo más de 25 años atrás. Para conseguir estos resultados fue usado un procedimiento de predicción basado en modelos autoregresivos no lineales para comparar la dinámica subyacente a diferentes trechos de los datos con aquella observada en el periodo inicial de la serie. La motivación para usar modelos de predicción no lineales está basada en la idea de sincronización. A pesar de que tal concepto no fue usado explícitamente, parece razonable inferir que si el modelo predice un conjunto de datos con precisión, entonces la dinámica del modelo de predicción (que en principio es la dinámica subyacente al trecho de datos usados para estimarlo) es próxima a la dinámica del conjunto de datos predicho. Esta conclusión parece coincidir con una reciente discusión sobre el uso de modelos no lineales con el fin de generar predicciones (Ramsey, 1996). Los resultados del procedimiento basado en predicciones parece sustentar la hipótesis de que la dinámica del presente periodo —sin controles del gobierno— es nuevamente próxima a la dinámica del periodo inicial.



## APÉNDICE

En la ecuación (2.1) los valores contemporáneos del precio y del error aparecen como  $y(t)$  y  $e(t)$  respectivamente. Los valores rezagados de estas variables son representados por medio de la variable  $x$  y sus respectivos subíndices (así, por ejemplo,  $x_1(t) = y(t-1)$ ).

Los primeros  $n_y$  subíndices de  $x$  identifican los rezagos de  $y$ . Los  $n_e$  siguientes identifican los rezagos de  $e$ . Estos últimos forman la parte MA del modelo. Notar que  $n_y + n_e = n$ .

Consideremos un caso simple en que  $n_y = n_e = 2$  (rezago máximo igual a 2 tanto en la parte AR cuanto en la parte MA). Por lo tanto,  $n = 4$ . Además, consideremos  $l = 3$  (el polinomio puede, como máximo, tener términos cúbicos).

La ecuación (2.1) tiene, en este caso, además de la constante, 4 términos lineales, 16 cuadráticos y 64 cúbicos. (Algunos de estos términos son redundantes, ya que el regresor  $x_i(t)x_j(t)$ , por ejemplo, es idéntico al término  $x_j(t)x_i(t)$  y, por lo tanto, apenas uno de ellos será incluido en la regresión).

Los ( $n = 4$ ) términos lineales están representados por  $\sum_{i_1=1}^n \theta_{i_1} x_{i_1}(t)$

$i_1$	$x_{i_1}$	término AR o MA
1	$x_1$	$y(t-1)$
2	$x_2$	$y(t-2)$
3	$x_3$	$e(t-1)$
4	$x_4$	$e(t-2)$

Los ( $n^2 = 16$ ) términos cuadráticos están representados por el doble sumatorio

$$\sum_{i_1=1}^n \sum_{i_2=1}^n \theta_{i_1 i_2} x_{i_1}(t) x_{i_2}(t).$$

Los ( $n^3 = 64$ ) términos cúbicos están representados por un triple sumatorio con índices de 1 a  $n$ , y estructura semejante al caso anterior.

En el caso general en que el orden del polinomio puede llegar a  $l$ , vamos a tener  $l$  sumatorios, todos con índices de 1 a  $n$ :

$$\sum_{i_1=1}^n \cdots \sum_{i_l=1}^n \theta_{i_1 \cdots i_l} x_{i_1}(t) \cdots x_{i_l}(t).$$

## BIBLIOGRAFÍA

- ABARBANEL, H. D. I., BROWN, R., SIDOROWICH, J. J. y TSIMRING, L. S. (1993). "The analysis of observed chaotic data in physical systems". *Review of Modern Physics*, 65(4):1331–1392.
- AGUIRRE, A. (1984). "Os Efeitos das Mudanças na Política Salarial sobre o Salário Real de Nove Faixas Diferentes, em Belo Horizonte, no período 1979/83". *Indicadores de Conjuntura-MG*, 6(1):91-108, Belo Horizonte, February 1984.
- AGUIRRE, A. (1997). "Testing for Seasonal Unit Roots in a Quarterly Series of Beef Cattle Prices in the State of São Paulo (Brazil)". *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 35(4):151–173.
- AGUIRRE, A. y AGUIRRE, L. A. (1999). "Modelos estatísticos e econométricos para estudo da sazonalidade de preços: o caso do preço da carne de boi". *Nova Economia*, 9(1):171–193.
- AGUIRRE, L. A. (1994). "Some remarks on structure selection for non-linear models". *Int. J. Bifurcation and Chaos*, 4(6):1707–1714.
- AGUIRRE, L. A. y BILLINGS, S. A. (1995). "Dynamical Effects of Overparametrization in Non-linear Models". *Physica D*, 80(1,2):26-40.
- AKAIKE, H. (1974). "A new look at the statistical model identification". *IEEE Trans. Automatic Control*, 19(6):716–723.
- BILLINGS, S. A., CHEN, S. y KORENBERG, M. J. (1989). "Identification of MIMO non-linear systems using forward-regression orthogonal estimator". *Int. J. Control*, 49(6):2157–2189.
- BILLINGS, S. A. y TAO, Q. H. (1991). Model validation tests for nonlinear signal processing applications. *Int. J. of Control*, 54(1):157–194.
- BROCK, W. A., DECHERT, W. y SCHEINKMAN, J. A. (1987). *A Test for Independence Based on the Correlation Dimension*. University of Wisconsin, Madison, University of Houston, and University of Chicago.
- BROCK, W. A., HSIEH, D. A. y LeBARON, B. (1991). *Non-linear Dynamics, Chaos, and Instability: Statistical Theory and Economic Evidence*. The MIT Press, Cambridge, EEUU.
- BROWN, R., RULKOV, N. y TRACY, E. R. (1994). "Modeling and synchronizing chaotic systems from time-series data". *Physica Review E*, 49(5):3784–3800.
- CASDAGLI, M., JARDINS, D. D., EUBANK, S., FARMER, J. D., GIBSON, J. y THEILER, J.

- (1992). "Non-linear modeling of chaotic time series: theory and applications". En *Applied Chaos*, Editado por Kim, J. H. y Stringer, J., John Wiley, Capítulo 15.
- CHEN, S., BILLINGS, S. A. y LUO, W. (1989). "Orthogonal least squares methods and their application to non-linear system identification". *International Journal of Control*, 50(5):1873–1896.
- ÇINAR, A. (1995). "Non-linear time series models for multivariable dynamic processes". *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems*, 30:147-158.
- GRASSBERGER, P. y PROCACCIA, I. (1983). "Measuring the strangeness of strange attractors". *Physica D*, 9:189–208.
- MARGARIDO, M. A., KATO, H. T., BUENO, C. R. F. y CAMBOM Jr., E. (1996). "Análise dos Impactos das Cotações do Dólar Paralelo e do Índice Pluviométrico sobre os Preços do Boi Gordo no Estado de São Paulo". *Revista Brasileira de Economia*, 50(2):255–278.
- MOECKEL, R. y MURRAY, B. (1997). "Measuring the distance between time series". *Physica D*, 102:187–194.
- MUELLER, C. C. (1987). "O Ciclo do Gado e as Tentativas Governamentais de Controle do Preço da Carne". *Estudos Econômicos*, 17(3):435–456.
- MÜLLER-GERKING, J., MARTINERIE, J., NEUENSCHWANDER, S., PEZARD, L., RENAULT, B. y VARELA, F. J. (1996). "Detecting non-linearities in neuro-electrical signals: a study of synchronous local field potentials". *Physica D*, 94:65–91.
- RAMSEY, J. B., (1996). "If nonlinear models cannot forecast, what use are they?". *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 1(2).
- ROSEN, S., MURPHY, K. M. y SCHEINKMAN, J. A. (1994). "Cattle cycles". *Journal of Political Economy*, 102(3):468–492.
- WEIGEND, A. S. y GERSHENFELD, N. A. (editores) (1993). *Time series prediction: Forecasting the future and understanding the past*. Addison-Wesley, Reading, MA.



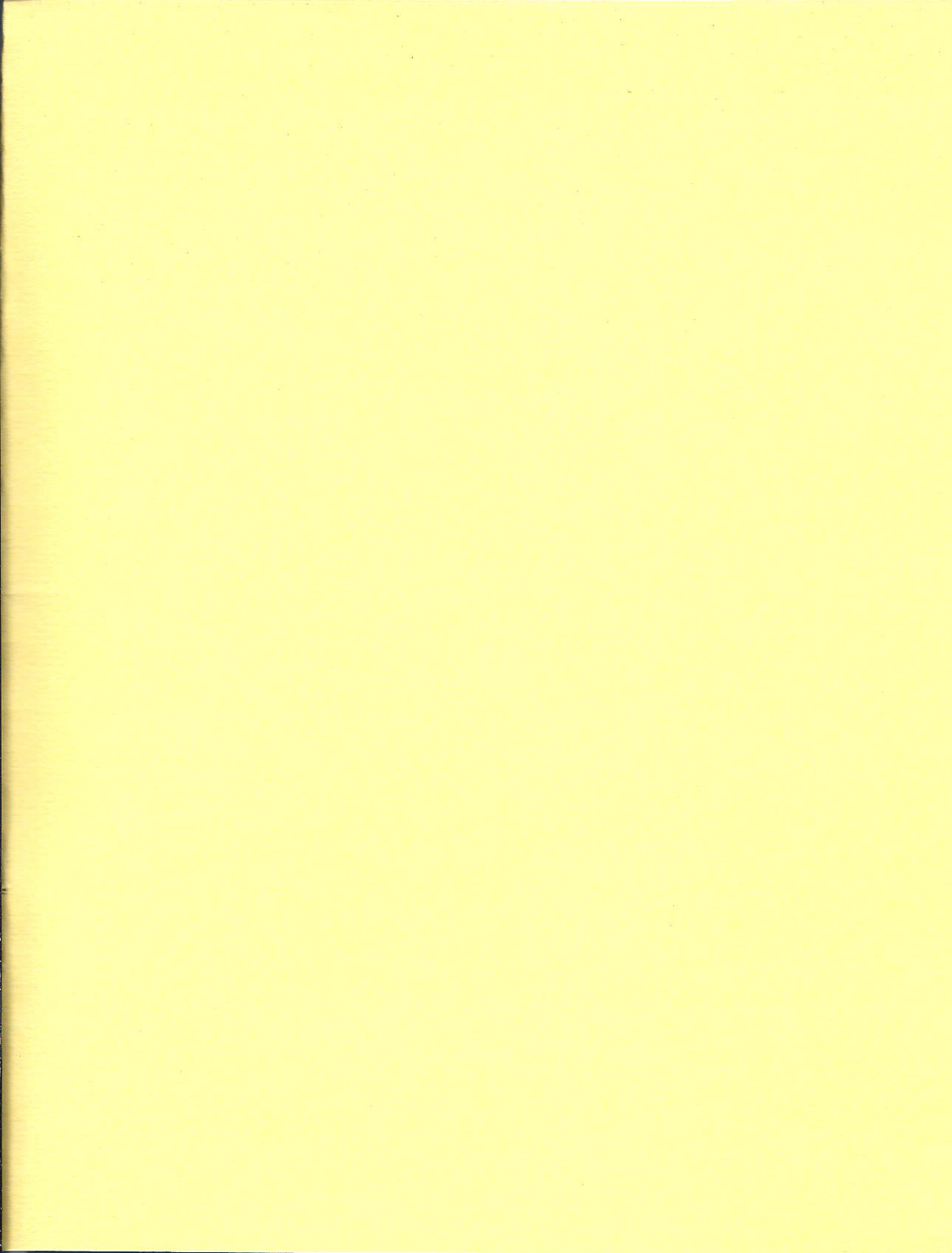
## CASTAÑARES (Cuadernos del I. I. E.)

Los números publicados con anterioridad son los siguientes:

- 1 - DEL REY, E. C., BASOMBRÍO, M. A., ROJAS, C. L. y GUZMÁN, M. M.: Costos de la Prevención del Mal de Chagas: Control del Vector - Cuaderno N° 1, Año I, Mayo de 1993.
- 2 - ANTONELLI, Eduardo: Matriz de Insumo-Producto de la Provincia de Salta - Cuaderno N° 2, Año I, Diciembre de 1993.
- \*3 - ANTONELLI, Eduardo: La Política Económica en Salta en el Período 1976 - 1983 - Cuaderno N° 3, Año II, Julio de 1994.
- \*4 - DEL REY, E. C., BASOMBRÍO, M. A. y ROJAS, C. L.: Beneficios Brutos de la Prevención del Mal de Chagas - Cuaderno N° 4, Año III, Mayo de 1995.
- 5 - ANTONELLI, E., LORENTE, M. D.: La Política Económica en Salta en el Período 1984 - 1987 - Cuaderno N° 5, Año III, Septiembre de 1995.
- 6 - DEL REY, E. C., BASOMBRÍO, M. A. y ROJAS, C. L.: La Prevención del Mal de Chagas: Rendimiento Económico - Cuaderno N° 6, Año III, Diciembre de 1995.
- 7 - ANTONELLI, E. y LORENTE, M. D.: Análisis de la Deuda Pública de Salta entre 1980 - 1995 y Recálculo de su Nivel en 1991 - Cuaderno N° 7, Año IV, Mayo de 1996.
- 8 - ANTONELLI, Eduardo: La Política Económica en Salta en el Período 1988 - 1991 - Cuaderno N° 8, Año IV, Agosto de 1996.
- 9 - ANTONELLI, Eduardo: La Política Económica en Salta en el Período 1992 - 1995 - Cuaderno N° 9, Año V, Mayo de 1997.
- 10 - PAZ, Jorge A.: Tres Ensayos sobre el Descenso de la Mortalidad - Cuaderno N° 10, Año VI, Junio de 1998.
- 11 - ANTONELLI, E. y LORENTE, M. D.: Estimación de la Balanza Comercial de Salta - Cuaderno N° 11, Año VI, Julio de 1998.
- 12 - PAZ, Jorge A.: Participación Económicas de la Mujer en Salta (1991-1996) - Cuaderno N° 12, Año VI, Diciembre de 1998.
- 13 - DEL REY, E. C., BASOMBRÍO, M. A., ROJAS, C. L. y SÁNCHEZ WILDE, A. M.: Metodología para Analizar Costos y Beneficios de la Prevención de la Malaria - Cuaderno N° 13, Año VII, Junio de 1999.
- 14 - PAZ, Jorge A.: Diferencias de Ingresos entre Géneros en Salta (1984-1998) - Cuaderno N° 14, Año VII, Diciembre de 1999.

\* **Agotado.** Sin embargo, el (los) autor(es) puede(n) proveer una copia (que no tendrá la forma de Cuaderno) si le es solicitada.





UNIVERSIDAD NACIONAL DE SALTA  
FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS, JURIDICAS Y SOCIALES

Buenos Aires 177

(A4402FDC) - Salta - Rep. ARGENTINA