

ANÁLISIS UNIVARIANTE DEL ÍNDICE DE PRECIOS PERCIBIDOS POR LOS AGRICULTORES*

Por Carlos San Juan Mesonada**

1.1. La serie original

El Índice de Precios Percibidos por los Agricultores recoge la evolución ponderada del conjunto de los precios de los productos agrarios en origen (MAPA, 1977). En el momento de iniciar este estudio disponemos de una serie homogénea de 93 observaciones mensuales comprendidas entre enero de 1976 y septiembre de 1983 que se representan en el gráfico PG-1. Para analizar el comportamiento estacional y la transformación Box-Cox conveniente se tabula la serie por meses y años, con indicación de la evolución media-rango, en el cuadro PC-1. La evolución de las medias anuales respecto a las del período (PG-2) (1) junto con la representación de las medias estacionales (PG-3) completan el análisis gráfico de la serie original. En él se puede apreciar, a pesar de ser una serie dominada por la tendencia al tratarse de precios en pesetas corrientes, una evolución estacional típica de los precios agrarios: creciente, por el agotamiento de las reservas, hasta la época de las principales recolecciones y descendente durante ésta.

Para las tasas intermensuales de variación (aproximadas por $\nabla \log$) se procede de forma similar presentando la tabulación por meses y años y media-rango en el cuadro PC-2 y los gráficos de tasas medias anuales (PG-4) y estacionales (PG-5). Además de confirmar el comportamiento estacional es preciso subrayar cómo se ponen de manifiesto las perturbaciones sufridas por los precios percibidos por los agricultores durante la crisis internacional de las materias primas de 1977, especialmente en el mes de junio.

(*) Mi agradecimiento a A. Espasa, L. Villanueva y E. Moreno por sus comentarios a este trabajo.

(**) Doctor en Economía. Profesor de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad Complutense de Madrid.

(1) Para una correcta interpretación del gráfico PG-2 recuérdese que el año 1983 recoge solo la media enero-septiembre y véase PG-3.

1.2. Heterocedasticidad

Para corregir la heterocedasticidad de la serie original se ha seguido el procedimiento utilizado por Box y Jenkins (1976. p. 328) de emplear las transformaciones Box-Cox (1964) uniparamétrica x^λ pero jugando solamente con las alternativas $\lambda = 1$, serie original y $\lambda = 0$, ésto es $\log x$. Esta opción se justifica por tratarse de una serie económica, y más en concreto de precios, donde es relativamente frecuente que la transformación logarítmica corrija la heterocedasticidad como señala Espasa (1978). Sin embargo, al no ser suficiente, procedemos a obtener las distintas diferenciaciones regulares y estacionales (d,D), donde d,D = 0,1,2 en este caso, tanto para la serie original como para la transformación logarítmica.

Esta información se resume en el Cuadro de Medias y Varianzas PC-3, presentando los gráficos más importantes con los indicativos PG-1 y PG-6 a PG-8. Además en cada caso se obtiene también el correlograma simple y el parcial para contribuir a determinar el nivel adecuado de diferenciación y, una vez determinada cuál es la transformación que convierte en estacionaria la serie, utilizarlos para la identificación del modelo univariante.

Los resultados de este apartado confirman la necesidad de la transformación logarítmica, resultado usual en series de precios, sin embargo no permiten, teniendo en cuenta nuestros conocimientos a priori del problema, decantarse hacia la transformación $\log(1,0)$ cuya media es significativamente distinta de cero, frente a $\log(1,1)$ a pesar de que esta última tiene una varianza muestral ligeramente superior. En consecuencia se opta por trabajar con ambas transformaciones en la fase de identificación.

1.3. Identificación

En este apartado se trata de identificar un modelo ARIMA (p,d,q) (P,D,Q) del tipo:

$$\frac{(1-\phi_1 B-\dots-\phi_p B^p)(1-\phi'_1 B-\dots-\phi'_p B^p)(1-B^d)(1-B^D)}{(1-\theta_1 B-\dots-\theta_q B^q)(1-\theta'_1 B-\dots-\theta'_q B^q)} \text{PERA}^* = a_t \quad (1)$$

donde a_t es una perturbación aleatoria (ruido blanco) y PERA* es la transformación logarítmica de la variable PERA (Índice de Precios Percibidos por los Agricultores).

En 1.2. hemos determinado los órdenes de diferenciación (d, D) que pueden ser adecuados para obtener la transformación estacionaria de la serie. Por tanto se trata ahora de determinar los órdenes de los polinomios temporales autorregresivo regular, p, y estacional, P, así

como del de medias móviles regular, q , y estacional, Q . Para ésto, siguiendo la metodología Box-Jenkins (1976), se analizan los correlogramas simple y parcial. También se han utilizado la función de Autorrelación Muestral Extendida (FAME) desarrollada por Tsay y Tiao (1982); Tiao y Tsay (1983); Tsay y Tiao (1983); y el análisis espectral, como complemento en el estudio de la estacionalidad, Nerlove (1964).

Para la estimación del espectro de la serie temporal se ha utilizado en todos los casos un programa (MESPEC) que parte de las observaciones mediante la transformada de Fourier rápida (FFT). De las distintas ventanas (Daniell, Bartlett, Parzen y Tukey) se ha utilizado la de Daniell con longitud variable, escogiendo las ordenadas 1, 3, 5, 7 y 9.

Para la transformación (1,0) PERA* resultan más apropiados los alisamientos del periodograma con una media móvil con longitud de 3 ó 5 ordenadas (gráficos PG-9 y PG-10). El programa calcula también el periodograma acumulado normalizado (PG-11). Las frecuencias correspondientes aproximadamente a dos años así como las mensuales de cuatro y algo superiores a seis, aparecen como las más destacadas. La FAME de la serie (PC-4) indica tres posibilidades ARMA (2,1), ARMA (1,4) y ARMA (12,12).

Por su parte los correlogramas simple (PG-13), con estructura y parcial (PG-14), con punto de corte en el retardo cuarto, nos llevan a identificar para la parte regular un AR (4). La estacionalidad no parece fácilmente identificable ya que la correlación del retardo 36 puede ser justificada por los valores atípicos de agosto de 1979 y agosto de 1982 distantes 36 períodos y con igual signo (PG-7). Por tanto no se introduce parte estacional y se revisará nuevamente esta decisión a la vista de los residuos. Tampoco se introduce constante de momento ya que se pretende utilizar el modelo con fines de predicción y es evidente que la tasa de inflación no tiene porqué permanecer fija en el futuro. El modelo ARIMA (4, 1, 0) (0, 0, 0) se estima con el nombre de PERAMO 3.

Para la transformación (1,1) PERA*, cuyos correlogramas se incluyen en los gráficos PG-14 el simple, y PG-15 el parcial, se identifican dos alternativas; ARIMA (0,1,1) (0,1,1) con el nombre PERAMO 1 y ARIMA (0,1,1) (2,1,1). Al contrario de lo que sucedía anteriormente, cuando incluso utilizando una regresión con variables artificiales para cada mes del año, no se lograban resultados positivos para determinar el componente estacional, aquí sí que se puede identificar éste con bastante claridad usando los correlogramas. El espectro de (1,1) PERA* ofrece resultados compatibles con estas conclusiones.

1.4. Estimaciones

Los modelos identificados se estiman con el programa de cálculo SCA, primero por máxima verosimilitud condicional para usarlos como preestimaciones de los parámetros en la segunda estimación, esta vez utilizando el algoritmo de máxima verosimilitud exacta. Sin embargo es necesario señalar que el programa realiza la estimación exacta para la parte MA solamente y no para el componente AR.

Los resultados se presentan en el cuadro Resumen de Modelos Estimados PC-5 que señala el nombre del modelo, si el procedimiento de estimación converge C, o no, NC; la desviación típica de los residuos del modelo, σ_a ; el número de observaciones efectivas sobre las que se realiza la estimación; la media de los residuos; el estadístico de Bos-Pierce-Lunj para los retardos 14 y 26; los valores significativamente distintos de cero al 95% de confianza de los correlogramas simple y parcial de los residuos; las correlaciones entre parámetros superiores a 0,75 si existen; los valores estimados de los coeficientes mediante el algoritmo de máxima verosimilitud exacta: la relación entre el valor del coeficiente estimado y su desviación típica para determinar si es significativo (T-value > 1.96) y, finalmente, los residuos anómalos con indicación de la relación entre su valor y la desviación típica de los residuos.

Además de esta información se tiene en cuenta también el histograma y los coeficientes de apuntamiento y curtosis de los residuos para comprobar su normalidad. La FAME de los residuos se utiliza como complemento de los correlogramas para detectar estructuras residuales. A partir de esta información se selecciona el modelo PERAMO 2 como primer candidato de acuerdo con los criterios usuales. Antes de validarlo se reestiman los modelos utilizando igual número de observaciones efectivas, una vez simplificados y eliminados los parámetros que no han resultado significativos, para comprobar que el candidato mantiene la menor desviación típica en los residuos y el resto de sus ventajas. Asimismo para validar la forma reducida a la que denominamos PERAMO 2B, frente a la amplia (PERAMO 2), comprobamos que la suma de cuadrados de los residuos no aumenta. La estabilidad post-muestral del modelo se comprueba introduciendo las nuevas observaciones disponibles hasta ese momento y reestimando (PERAMO 2F).

El modelo finalmente seleccionado es pues

$$(1 + .46 B^{12} + .48 B^{24}) (1-B) (1-B^{12}) \text{PERA}^* = (1 - .39 B^{12}) a_t$$

El gráfico de los residuos del modelo (PG-16), sus correlogramas simple (PG-17) y parcial (PG-18) así como la FAME de los residuos

(PC-6) permiten asimilar éstos a un proceso de variables aleatorias incorrelacionadas (ruido blanco). Los residuos pueden considerarse normales dados sus coeficientes de asimetría $SK = -.008 (.3)$ y curtosis $K = -.6 (.6)$ y el histograma (PG-19).

1.5. Predicción

El modelo PERAMO 3 que había sido descartado en la fase anterior se reestima ahora añadiéndole la constante que requiere y eliminando los parámetros no significativos. La forma reducida se admite ya que la suma de cuadrados de los residuos cumple

$$S_R^2 \leq S_a^2 \quad \text{donde } S^2 \text{ suma cuadrados y}$$

$$.125 < .127 \quad \text{los subíndices R: reducida y a: amplia.}$$

El modelo resultante PERAMO 3F es:

$$(1 - .18B - .25B^4)(1-B) \text{PERA}^* = .0097 + a_t$$

Los modelos con constante suelen ser útiles para explicar el pasado. En este caso significaría que la tasa histórica de inflación del índice de Precios Percibidos por los Agricultores ha sido del 11,64% anual (0,97% mensual).

Sin embargo este tipo de modelos no suelen dar, generalmente, buenos resultados para predecir. Para comprobarlo se comparan las predicciones del modelo con constante (PERAMO 3F) respecto al seleccionado (PERAMO 2B) observando como el primero comete mayores errores en la predicción.

El segundo ejercicio realizado consiste en valorar la evolución de los precios percibidos en los últimos seis meses en el momento de conocerse el dato. Esto es, asumimos que el modelo explica la evolución de la serie en función de su pasado y por tanto la predicción, en este caso un período por delante, refleja cuál sería el valor esperado en ausencia de perturbaciones. El cuadro PC-8 recoge la predicción (columna 3) realizada con datos disponibles hasta el mes anterior (p.e. disponemos del dato de octubre y predecimos noviembre) y el intervalo de confianza (2) de la predicción al 95% de probabilidad (columnas 2 y 4). Una vez publicado el dato, (columna 1) se compara con la predicción (columna 3) obteniéndose el error «de hecho»

(2) El intervalo de confianza de la predicción no es realmente simétrico al estar el modelo expresado en logaritmos, sin embargo aquí se ha calculado como si lo fuera siguiendo la práctica usual.

cometido. Si supera la predicción, y más claramente, si se sitúa por encima de la banda superior, debe interpretarse como una aceleración en los precios, este es el caso de octubre de 1983. A continuación se pueden identificar los componentes que más destacadamente han contribuido a esta perturbación, en este caso, cereales, cultivos industriales, frutas, hortalizas y el ganado para abasto con excepción del porcino.

Esta forma de proceder es también útil cuando las desviaciones son pequeñas, por ejemplo la suave desaceleración que se observa en los meses de diciembre de 1983 a febrero de 1984 y el cambio de marzo. La ventaja de este procedimiento reside en su *rapidez* para enjuiciar el dato, así como en la posibilidad de *rectificar* las previsiones mes a mes. Sin embargo cuando el objetivo del análisis es obtener previsiones, por ejemplo, de tasa de inflación anual resulta más interesante el siguiente ejercicio.

Se realizan las predicciones con el modelo a doce períodos por delante y se obtiene la tasa de inflación anual prevista. Posteriormente se revisa la previsión cada vez que obtenemos un nuevo dato mensual. En el cuadro PC-8 se han resumido los resultados obtenidos suponiendo que se trata de obtener la tasa interanual de inflación para los precios percibidos en los años 1983 y 1984 pero comenzamos teniendo datos disponibles solo hasta septiembre de 1983.

Los resultados de este ejercicio de previsión de la tasa de inflación con el modelo ARIMA ponen de manifiesto cómo a medida que vamos disponiendo de más información, no solamente ajustamos mejor la predicción sino que, además, podemos enjuiciar si las tensiones en los precios tienden a acrecentarse (p.e. en octubre y noviembre de 1983) o a disminuir (p.e. a partir de diciembre de 1983) y comparar con los objetivos propuestos.

Sin embargo este procedimiento, aún cuando permite obtener resultados para la toma de decisiones a corto plazo, tiene el inconveniente de que 1º) las predicciones a varios meses por delante tiene una banda de confianza excesivamente amplia en general y 2º) están muy influidas por el comportamiento de los precios en el período reciente.

La solución a estos problemas puede lograrse introduciendo variables explicativas, pero restringiéndonos al nivel univariante existen otras alternativas que pueden ser útiles para analizar la tendencia de los precios. Una de ellas es calcular la T_{12}^{12} (Espasa, A. 1983) en lugar de la T_{12}^1 (véase PC-8) y otra, calcular la tendencia. Para ello resulta en general preferible utilizar métodos basados en el análisis espectral como el programa Burman; pero si el modelo tiene un or-

den autorregresivo estacional igual o mayor a dos no es posible usar este programa. En este caso se puede utilizar el procedimiento X-11 ARIMA que permite introducir el modelo identificado previamente y calcular la tendencia por el procedimiento X-11. Al estar este método basado en medias móviles largas, el modelo tiene la función de alargar la muestra disponible añadiendo las predicciones y por tanto mejora la estimación de la tendencia en los extremos (Bee Dagum, 1980). De esta forma aproximamos mejor la tendencia en el último período que es lo que usualmente interesa.

El componente tendencia-ciclo de los precios percibidos obtenido por este procedimiento y con el modelo PERAMO 2B se recoge en el gráfico PG-20. En él puede apreciarse la tendencia a la desaceleración de los precios agrarios en los primeros meses de 1984.

En resumen puede concluirse de los distintos ejercicios de previsión que con los datos disponibles (hasta febrero de 1984) el objetivo del Gobierno de lograr un crecimiento de los precios agrarios inferior al 6,5% en tasa interanual parece que puede cumplirse; sin embargo existe el riesgo de que las subidas de precios de las frutas y verduras (motivadas por las bajas temperaturas registradas en la primavera) pongan en peligro la desaceleración de los precios percibidos.

PC-1 Índice de Precios Percibidos por los Agricultores tabulado por meses y años y media-rango

PRECIOS PERCIBIDOS AGRICULTORES												
FECHA	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Sep.	Octubre	Nov.	Dic.
1976	97,5	103,5	104,7	105,4	104,9	98,2	96,5	93,3	95,8	96,9	102,1	106,3
1977	107,4	108,8	111,6	116,7	112,9	127,3	140,6	135,6	132,7	129,3	120,4	121
1978	124,7	130,2	129,7	132,6	133,8	138	146,7	146,5	137,9	135,4	136,4	136,5
1979	149,8	154,7	160,4	163,8	164	165,2	158	146,7	138,8	143,6	145,8	148
1980	155,9	158,8	162,2	157,3	145,8	157,6	157,8	154	154,9	153,3	157,5	164,8
1981	168,7	178,4	182	190,1	175	175	173,7	179,7	172,7	169,5	177,9	182,3
1982	188,3	196,1	201,5	204,9	215	219,5	219	204,1	195,8	202,8	201,7	209,5
1983	218,1	218	218,5	222,7	215,7	220,5	215,6	212,4	216,5	233,0	240,5	245,5

PRECIOS PERCIBIDOS AGRICULTORES												
Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Sep.	Octubre	Nov.	Dic.	
Media	151,3	156,06	158,82	161,69	158,39	162,66	163,49	159,04	155,64	147,26	148,83	152,63
Rango	120,6	114,5	113,8	117,3	110,8	122,3	122,5	119,1	120,7	105,9	99,6	103,2

Fecha	Media	Rango
1976	100,42	13
1977	122,02	33,2
1978	135,7	22
1979	153,23	26,4
1980	156,66	19
1981	177,08	21,4
1982	204,85	31,2
1983	217,56	10,3

Media	Rango
Media	156,53
Rango	129,4

PC-2 Tabulación por meses y años y media-rango en tasas (1,0) log PERA

FECHA	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Sep.	Octubre	Nov.	Dic.
1976	.05972	.01153	.00666	-.00476	-.06600	-.01746	-.03372	.02644	.01142	.05227	.04031	
1977	.01028	.01295	.02541	.04469	-.03310	.12004	.09937	-.03621	-.02162	-.02596	-.07132	.00497
1978	.03012	.04316	-.00385	.02211	.00901	.08091	.06114	-.00136	-.06050	-.01830	.00736	.00073
1979	.09298	.03219	.03618	.02098	.00122	.00729	-.04456	-.07421	-.05536	.03400	.01520	.01498
1980	.05200	.01843	.02118	-.03068	-.07592	.07782	.00127	-.02438	.00583	-.01038	.02703	.04531
1981	.02389	.05591	.01998	.04354	-.08276	.00000	-.00746	.03396	-.03973	-.01879	.04837	.02443
1982	.03238	.04059	.02716	.01673	.04812	.02374	-.00228	-.07046	-.04152	.03513	-.00544	.03794
1983	.04023	-.00046	.00229	.01904	-.03194	.02201	-.02247	-.01495	.01912			

	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Sep.	Octubre	Nov.	Dic.
Media	.04020	.03281	.01749	.01788	-.02127	.02660	.00844	-.02767	-.02092	.00103	.01050	.02410
Rango	.08268	.06018	.04003	.07536	.13088	.18605	.14393	.10816	.08694	.05108	.12359	.04457

Fecha	Media	Rango
1976	.0078557	.12572
1977	.010794	.19136
1978	.010045	.12163
1979	.0067406	.16718
1980	.00896	.15374
1981	.0084101	.13867
1982	.011589	.11858
1983	.0036519	.072167

	Media	Rango
	.0086711	20281

PC-3
Cuadro de medias y varianzas
(P. Percibidos)

Transformación (d.D)	Media	Media/ Desv. Típica T-Value	Varianza	Desviación típica	Estadístico de Box-Pierce-Ljung		
					14	26	36
(0,0)	156,53	40,59	6,098	37,1871	748	869	873
(1,0)	1,29	2,08	2,438	5,9443	26,1	39,1	61,2
(2,0)	-0,02	-0,003	2,762	7,6300	—	—	—
(0,1)	16,87	12,31	3,512	12,3325	109	153	237
(1,1)	0,1350	0,1508	2,829	8,0054	23,7	41,4	65,4
log (0,0)	5,02	0,0253	0,494	0,2444	734	852	857
log (1,0)	0,0087	2,1432	0,197	0,0388*	23,7	33,0	54,3
log (2,0)	-0,0004	-0,0865	0,222	0,0492	16,2	21,3	45,4
log (0,1)	0,1124	11,7583	0,293	0,0860	114	153	231
log (1,1)	0,0000	0,0081	0,229	0,0525*	24,5	44,6	69,5

PC-5
RESUMEN DE LOS MODELOS ESTIMADOS
Variable: Log PERCIBIDOS

Modelo	C/NC	σ_a	Nº Obs.	Media Residuos	X_{12} Q_{14} Q_{26}	Valores significativos de los r_j Simple Parcial	Correlaciones entre Parámetros > .75
PERAMO1	C	0,034	80	.002	11,4 17,7	$r_{15} = -0,24$ $r_{24} = -0,25$	Ninguna
PERAMO2	C	0,031	56	.002	3,4 19,0	Ninguno	Ninguna
PERAMO3	C	0,038	88	.0083	5,6 10,7	$r_{36} = 0,28$ $r_{34} = -0,26$ $r_{36} = 0,19$	Ninguna
PERAMO2B	C	0,030	56	.0022	4,3 18,7	Ninguno	Ninguna $\phi_{12} \theta_{12} = .50$ RAICES $\left\{ \begin{array}{l} \text{AR} - 24I \ 1.031 \\ \text{MA} \left\{ \begin{array}{l} 2R \ 1.0806 \\ 10I \ 1.0806 \end{array} \right. \end{array} \right.$
PERAMO2F	C	0,032	61			$r_{19} = .27$	AR 24I 1.0307 MA $\left\{ \begin{array}{l} 2 R \ 1.1018 \\ 10I \ 1.1018 \end{array} \right.$
PERAMO3F	C	.0368	93	0.0	7.7 13.9	$r_{36} = .27$ $r_{34} = -.27$ $r_{36} = .20$	Ninguna RAICES AR(4) Parte* R I Módulo -1,0012 1,09 1,480 -1,0012 -1,09 1,480 1,0012 .90 1,348 1,0012 .90 1,348

* En las raíces de los polinomios AR ó MA se especifica con la letra R la parte real y con la letra I la parte imaginaria, además se recoge también el módulo de las raíces.

Coeficientes del Modelo	T-value de los coeficientes	RESIDUOS		ANOMALOS	
		N.º Observ.	Año	Mes	Valor/ $\sigma_a =$
$\theta_1 = 0.15(0.1108)$ $\theta_{12} = 1.00(0.0865)$	$\theta_1 = 1.35$ $\theta_{12} = 11.6$	18	77	VII	2,8
		19	77	VIII	2,3
		23	77	XI	-2,3
		65	81	V	-1,9
		68	81	VIII	1,9
		77	82	V	2,0
$\theta_1 = -.0868 (.1347)$ $\theta_{12} = .3785 (.1255)$ $\phi_{12} = -.4853 (.1242)$ $\phi_{24} = -.4886 (.1034)$	$\theta_1 = .64$ $\theta_{12} = 3.02$ $\phi_{12} = 3.91$ $\phi_{24} = 4.73$	65	81	V	-2,4
		77	82	V	2,1
		18	77	VI	3,4
		37	79	I	2,1
$\phi_1 = .2333 (.10)$ $\phi_2 = -.0334 (.11)$ $\phi_3 = .0326 (.11)$ $\phi_4 = .2104 (.10)$	$\phi_1 = 2.24$ $\phi_2 = .31$ $\phi_3 = .30$ $\phi_4 = 2.03$	54	80	VI	2,6
		65	81	V	2,3
		65	81	V	-.07/ $\sigma_a = 2.3$
		77	82	V	.063/ $\sigma_a = 2.04$
$\theta_{12} = .3943$ $\phi_{12} = -.4665$ $\phi_{24} = -.4798$	$\theta_{12} = 3,1$ $\phi_{12} = 3,7$ $\phi_{12} = 4,7$	77	82	V	.076/ $\sigma_a = 2,04$
		94	83	VIII	.068/ $\sigma_a = 2,08$
		12	77	VI	.120
$\phi_{12} = .3124$ $\phi_{12} = -.4651$ $\phi_{24} = -.4838$	$\phi_{12} = 2,3$ $\phi_{12} = 3,7$ $\phi_{24} = 4,7$	54	80	VI	.087
		65	81	V	-.095
		80	82	VII	-.076
		CTE. .0097	CTE. = 2,4		

PC-7
Indice de precios percibidos por los agricultores
Predicciones 1 periodo por delante

<i>Fecha</i>	<i>Nº</i>	<i>1</i> <i>Valor</i> <i>observado</i>	<i>2</i> <i>Banda</i> <i>superior</i>	<i>3</i> <i>Predicción</i>	<i>4</i> <i>Banda</i> <i>inferior</i>	<i>5 = 1-3</i> <i>Error</i> <i>predicción</i>	<i>6</i> <i>STD</i> <i>Predicción</i>	<i>Nº</i>
O83	94	233,0	230,2	217,2	204,2	15,8	.031	94
N83	95	240,5	251,9	236,8	221,6	3,7	.032	95
D83	96	245,5	264,7	248,8	232,8	- 3,3	.032	96
E84	97	245,7	271,1	254,8	238,5	- 9,1	.032	97
F84	98	243,1	271,1	254,8	238,5	-11,7	.032	98
M84	99	253,4	263,4	247,3	231,1	6,1	.032	99
A85	100							100

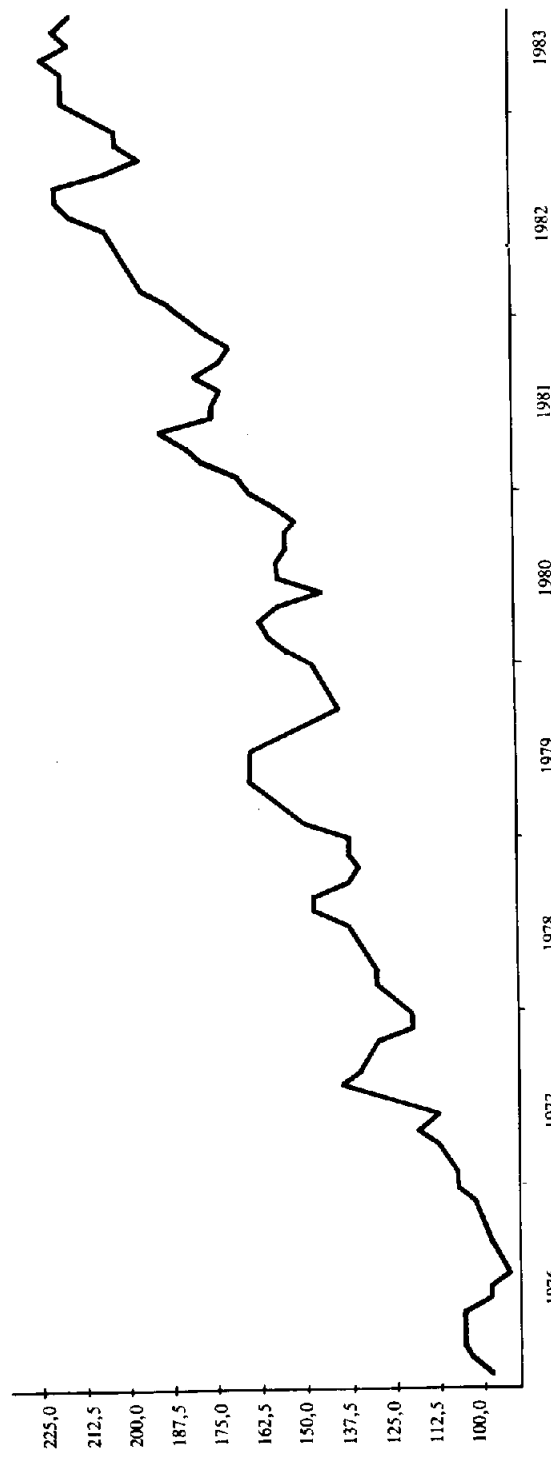
PC-8
Predicciones tasa interanual precios percibidos

Ultimo dato disponible Fecha	N° Observ.	Tasa T'_{12}		Tasa T''_{12}	
		Predicha 1983	Predicha 1984	Predicha 1984	Predicha 1984
S83	93	8,3	6,4	11,8	S84/S83
O83	94	15,3	11,1	18,9	O84/O83
N83	95	16,8	11,5	20,0	N84/N83
D83	96	15,6	11,1	17,9	D84/D83
E84	97	11,9*	10,7	14,2	E84/E83
F84	98	11,9*	6,1	9,3	F84/F83

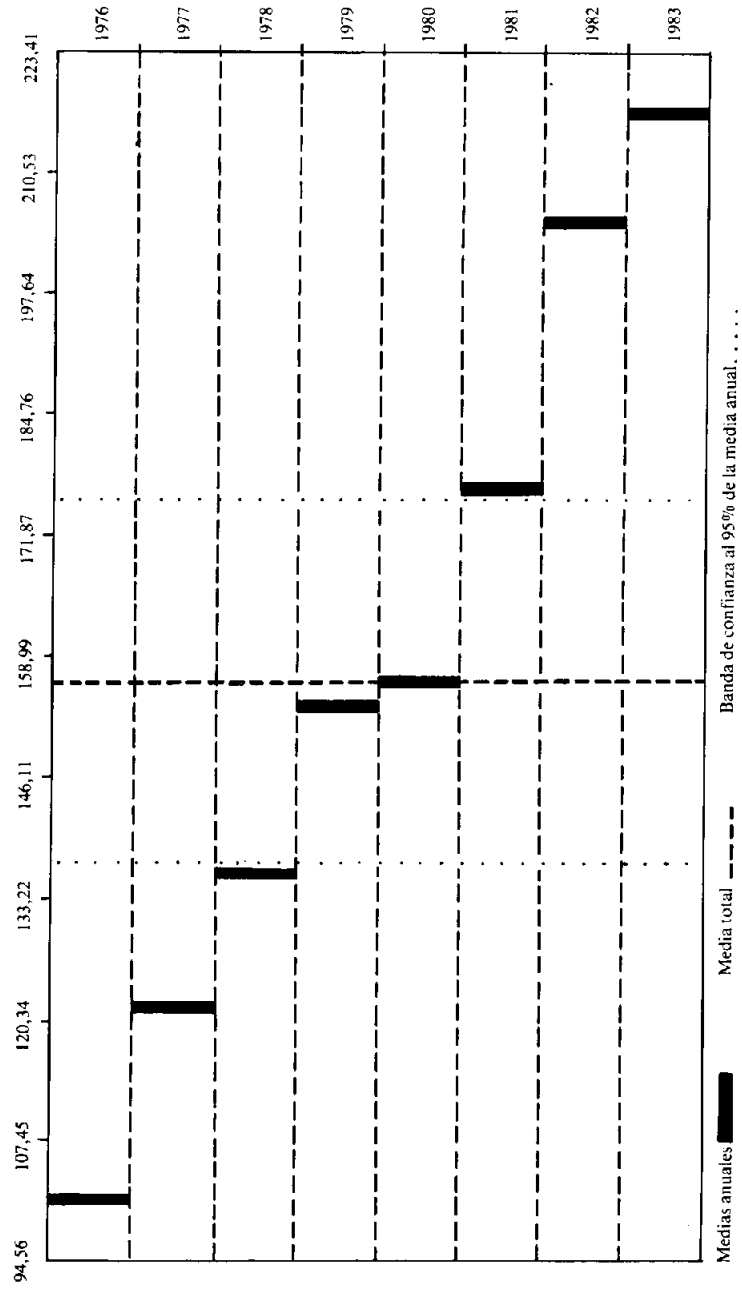
NOTA: T'_{12} aproximada por log primera diferencia estacional.

* Dato conocido.

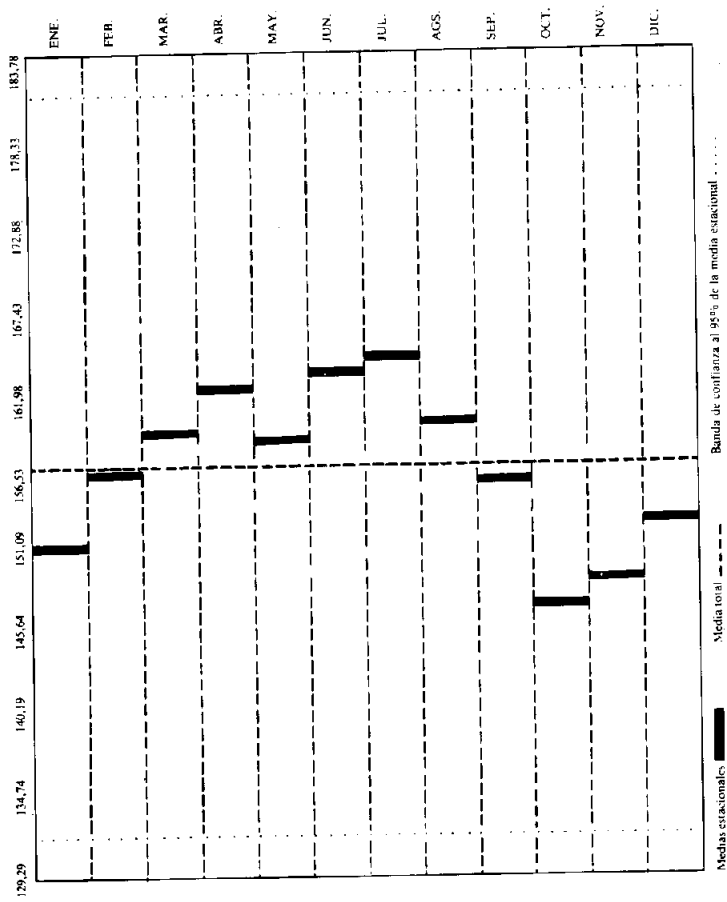
PG-1
Indice de Precios Percibidos por los Agricultores. Serie original. (1976-I a 1983-IX)



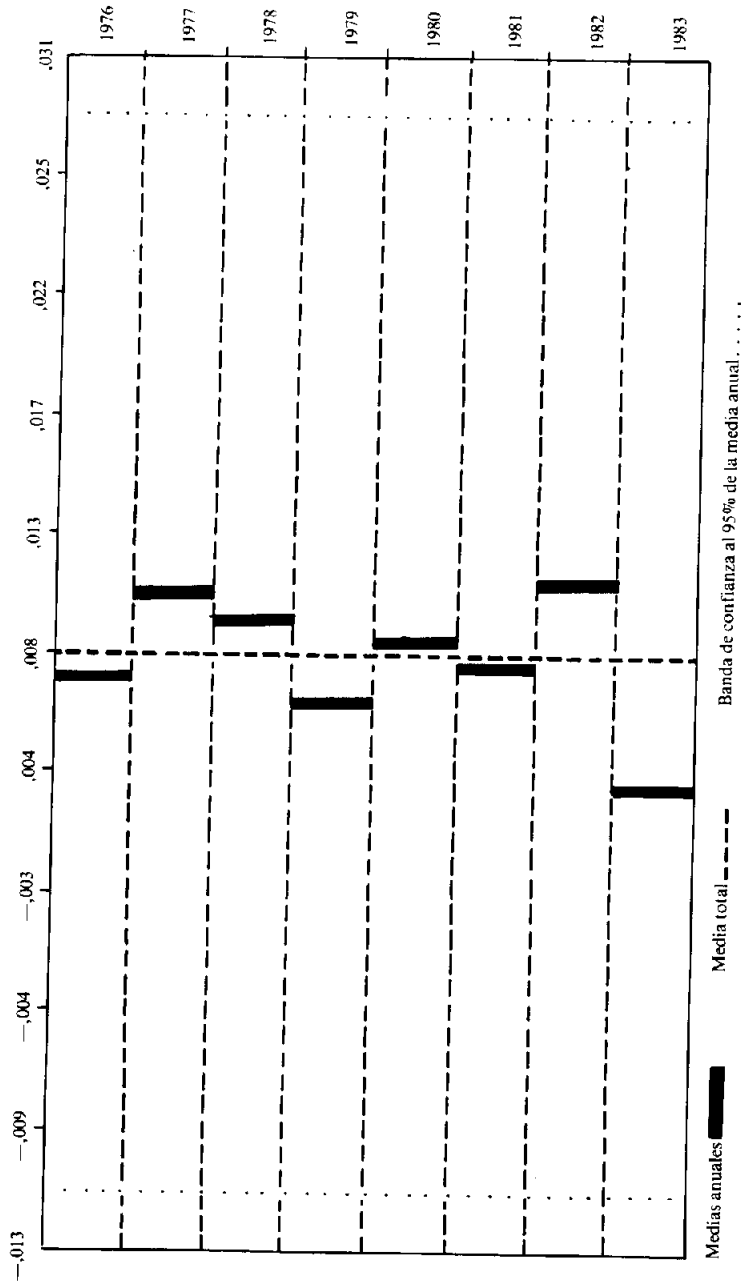
PG-2
Medias Anuales 1976-I a 1983-IX (PERA)



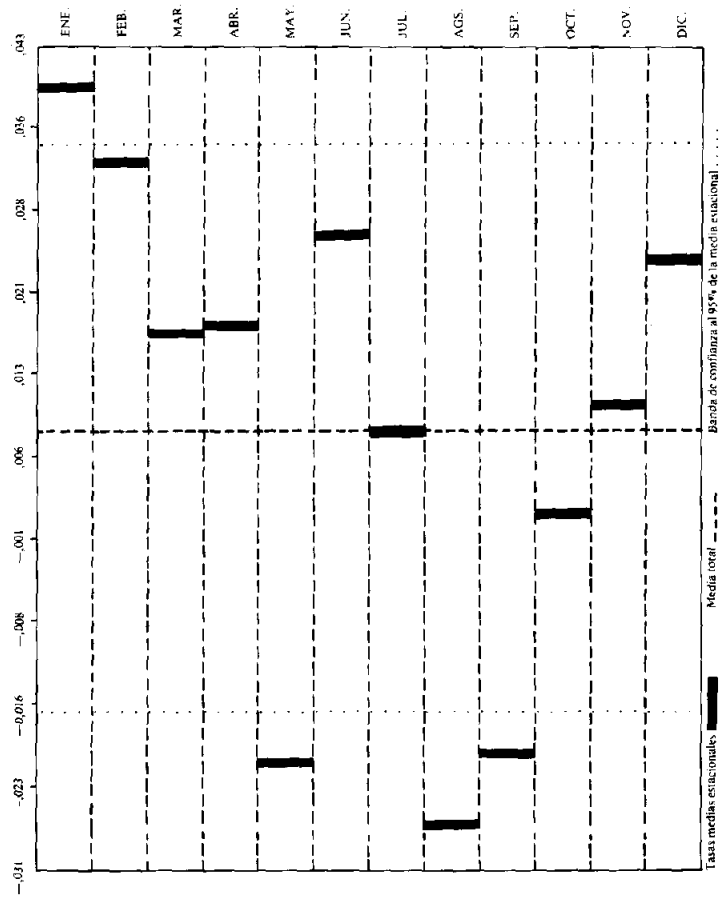
PG-3
Medias Estacionales 1976-I a 1983-IX (PERA)



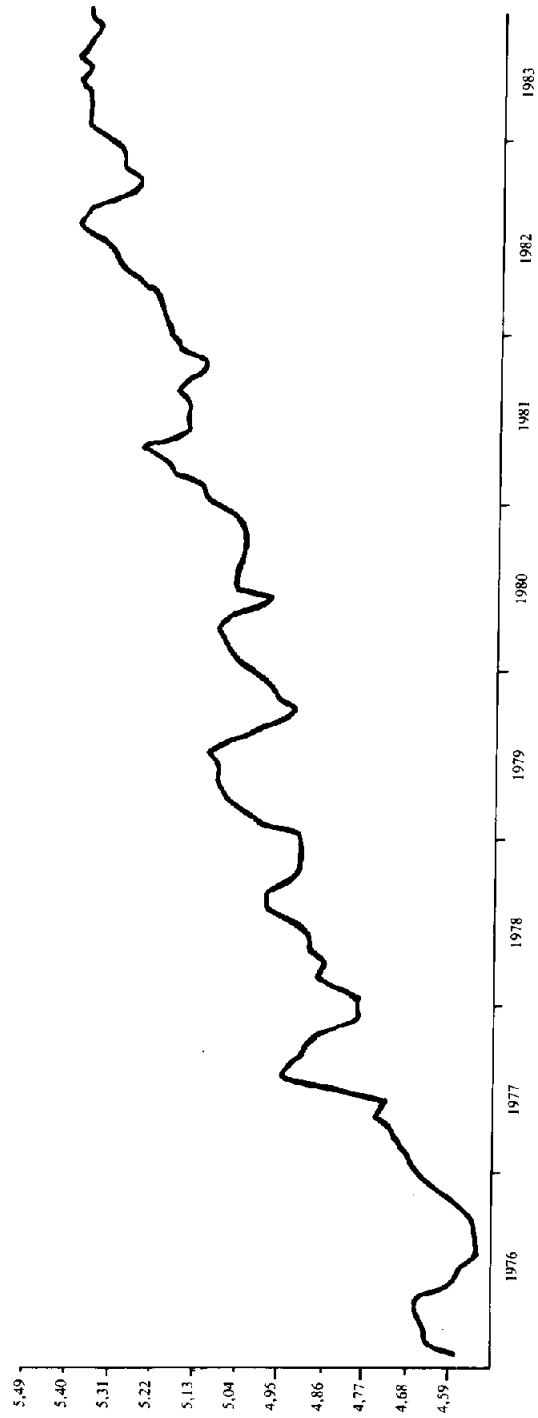
PG-4
Tasas medias anuales. ∇ log PERA



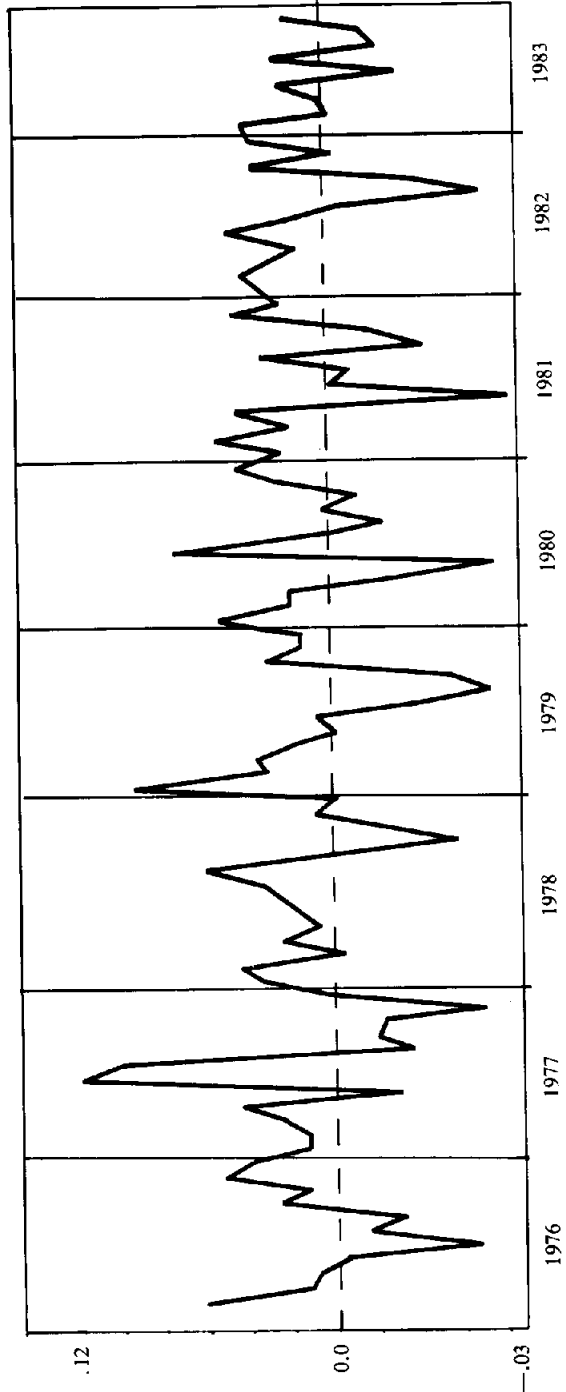
PG-5
 Tasas medias estacionales. $\nabla \log \text{PERA}$.



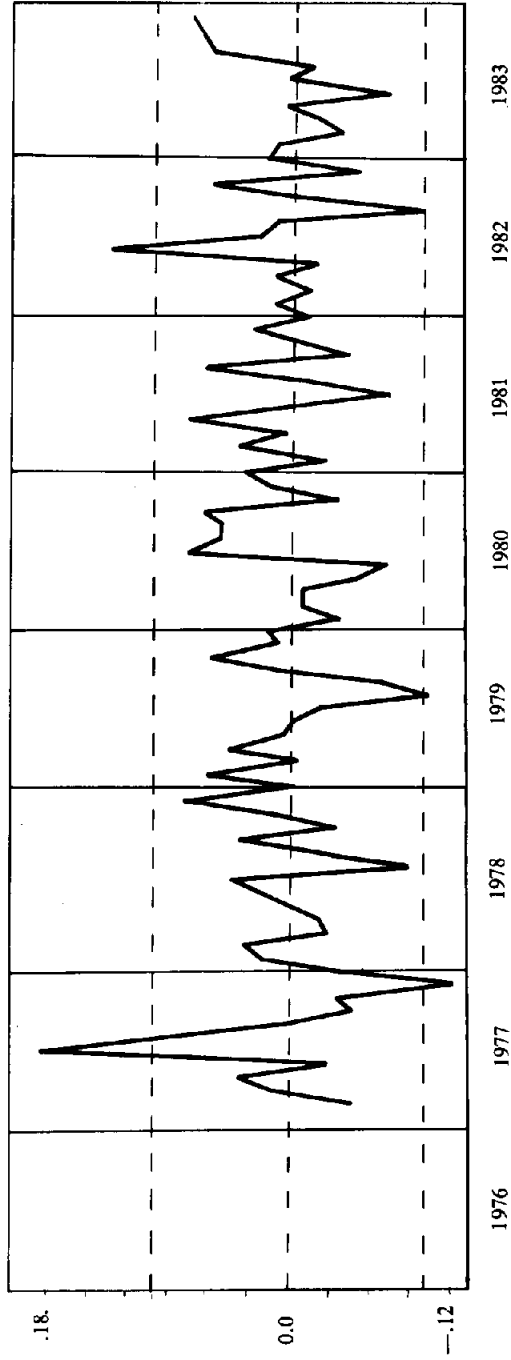
PG-6
Transformación logarítmica. log PERA



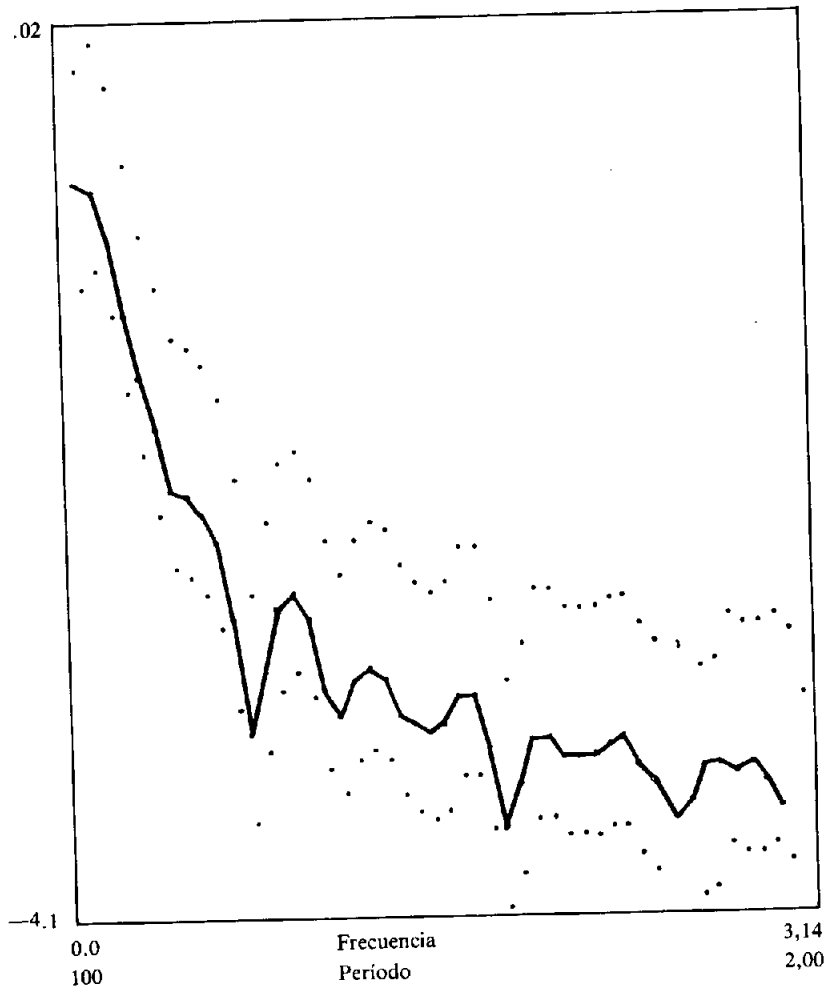
PG-7
Diferencia regular (1,0) log PERA



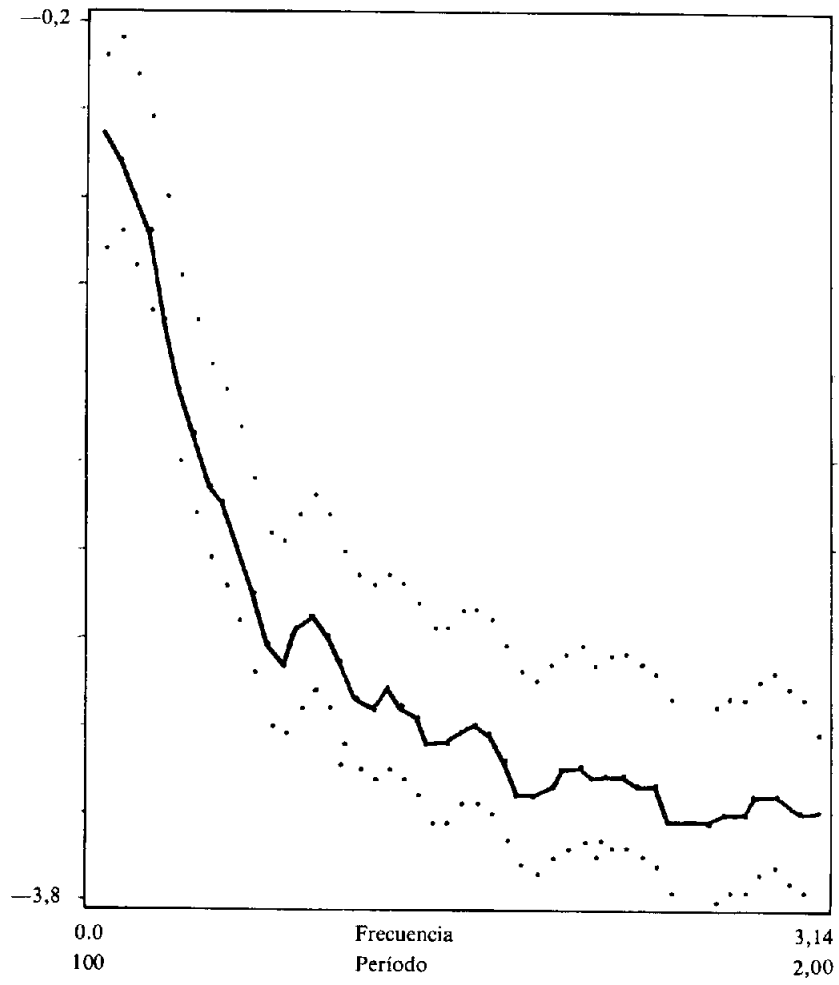
PG-8
Diferencia regular y estacional (1,1) log PERA



PG-9

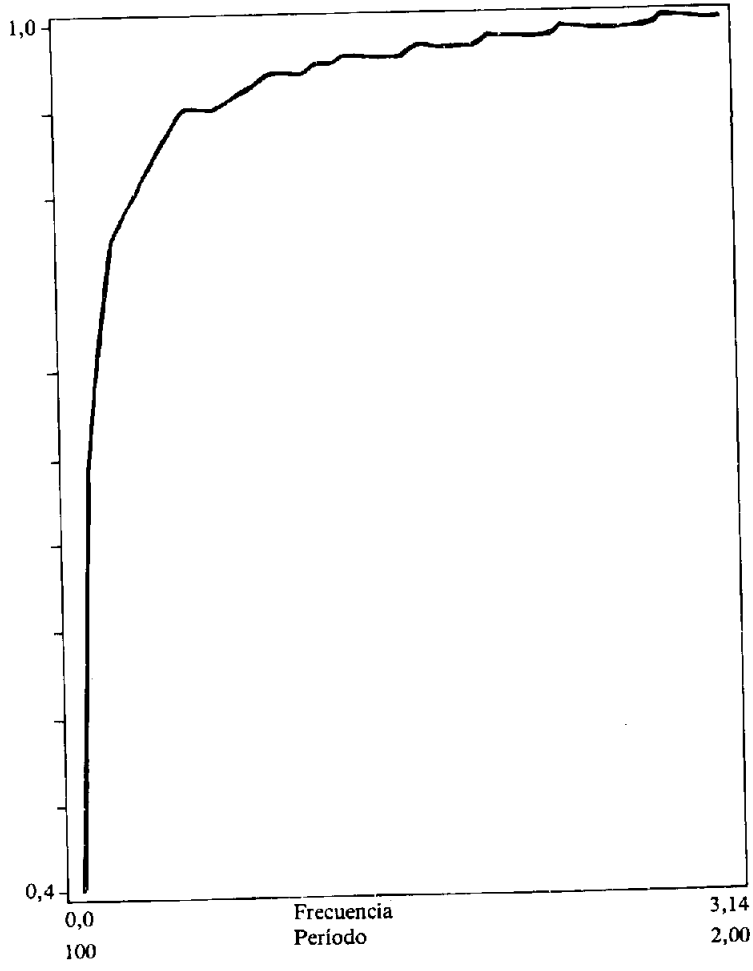
Espectro 3 ordenadas (1,0) log PERA
(Logaritmo de la densidad espectral)

Nota: Bandas de confianza al 95% representadas por...

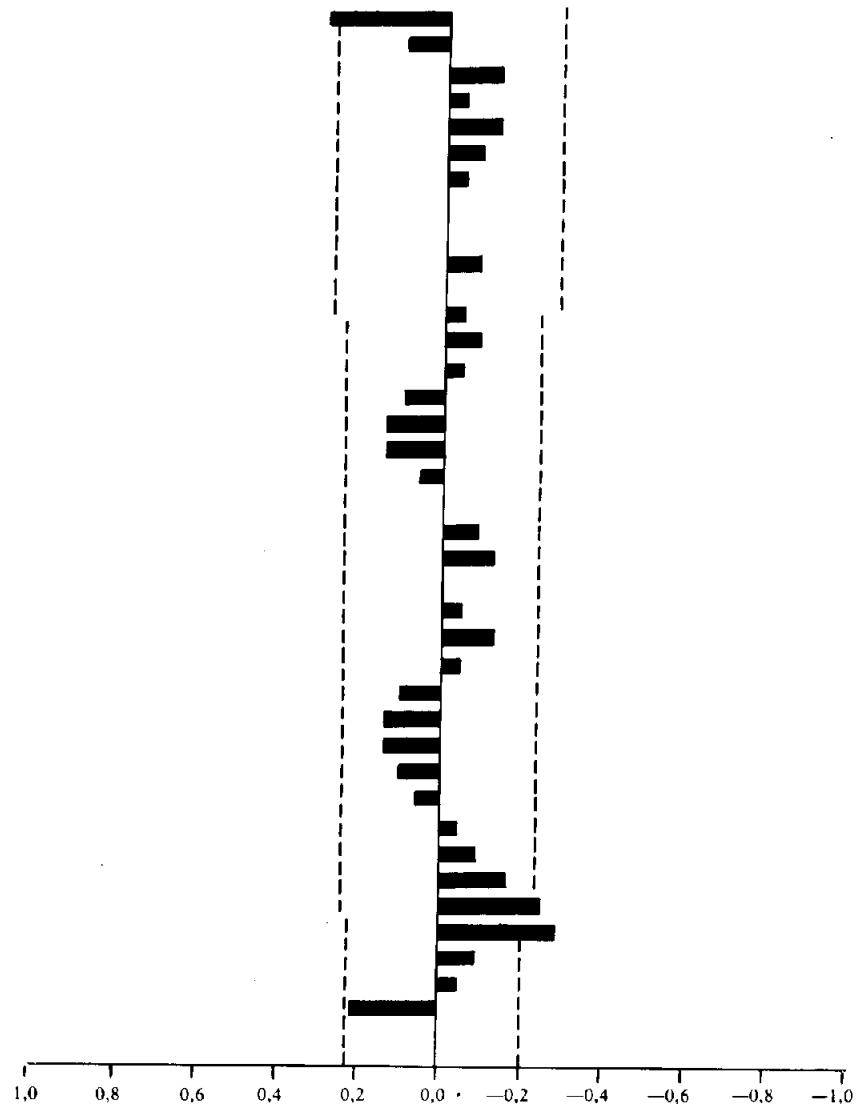
**PG-10****Espectro 5 ordenadas (1,0) log PERA**
(Logaritmo de la densidad espectral)



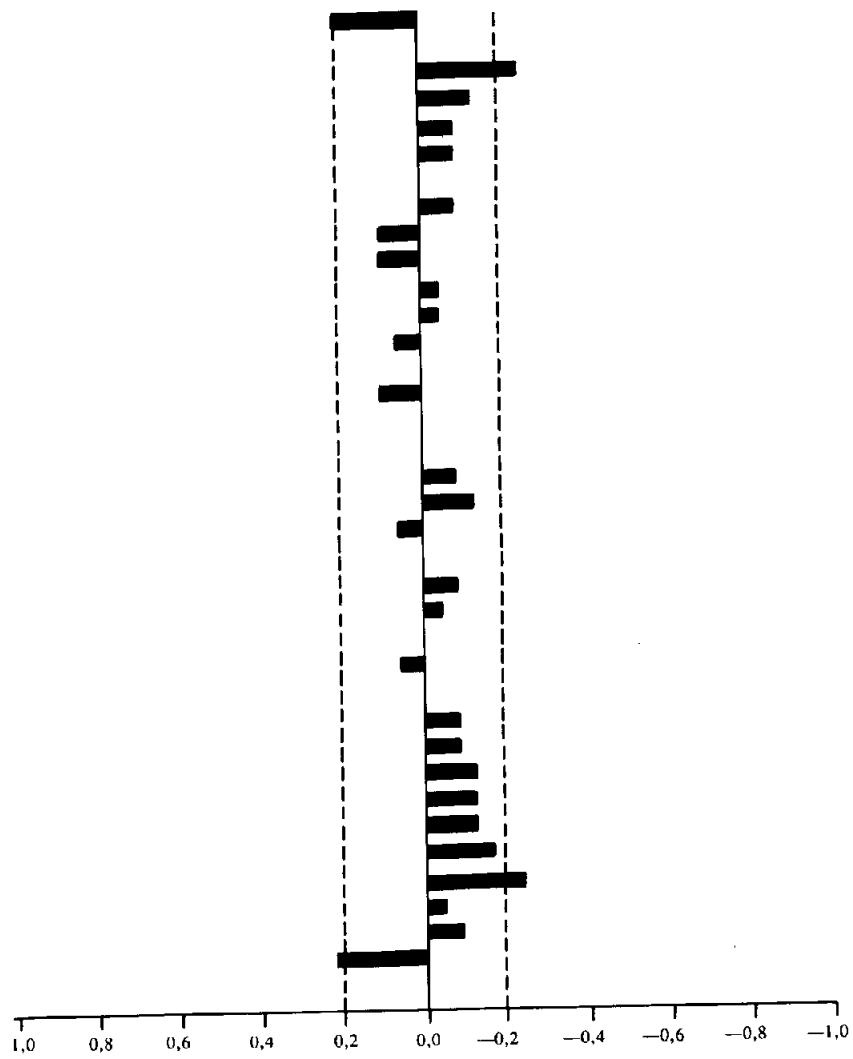
PG-11
Periodograma Acumulado (1.0) log PERA.



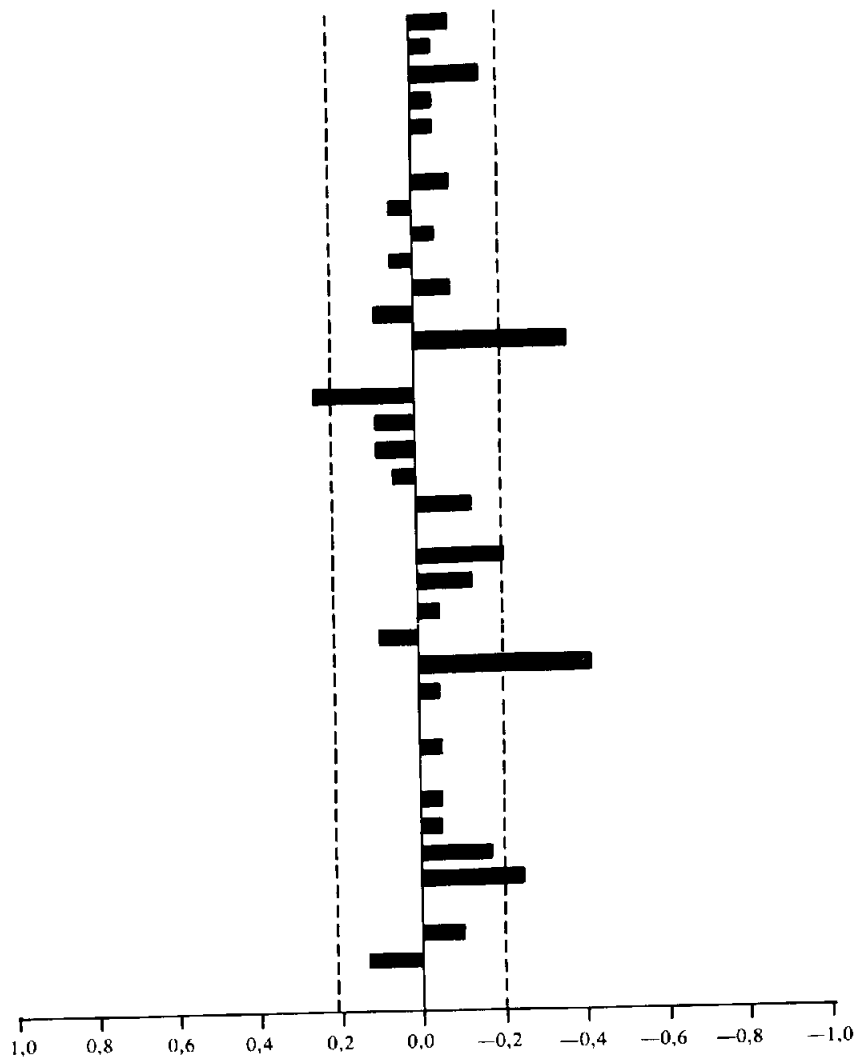
PG-12
Correlograma simple (1.0) log PERA



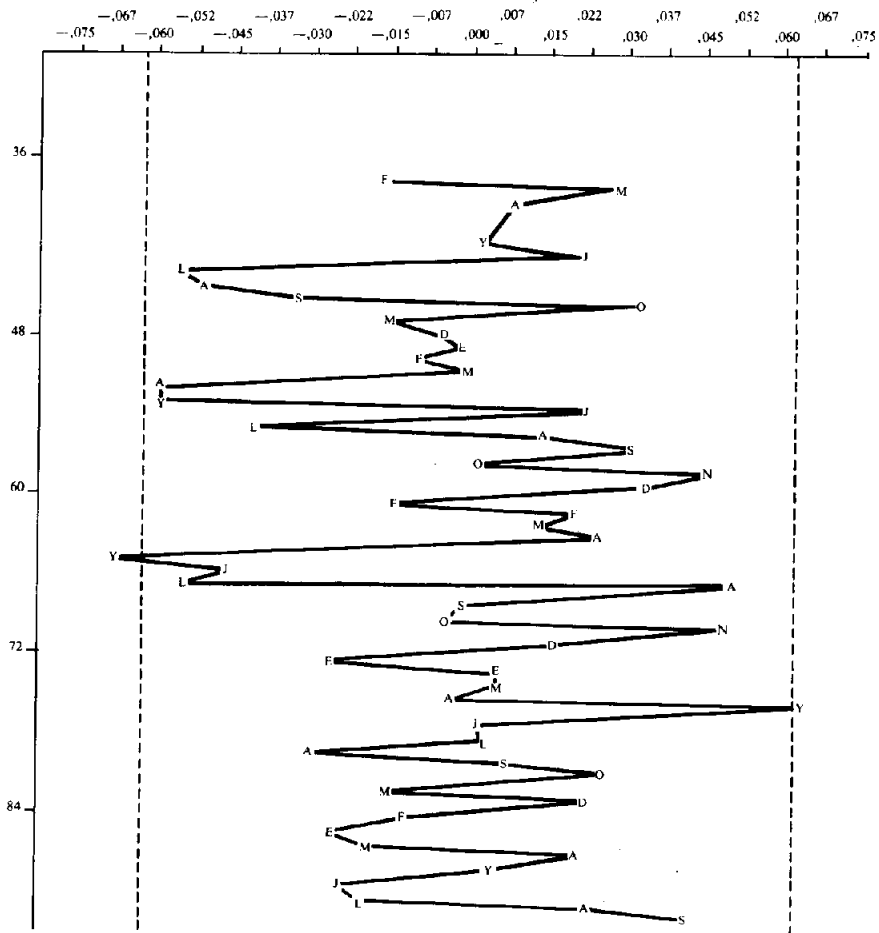
PG-13
Correlograma parcial (1.0) log PERA



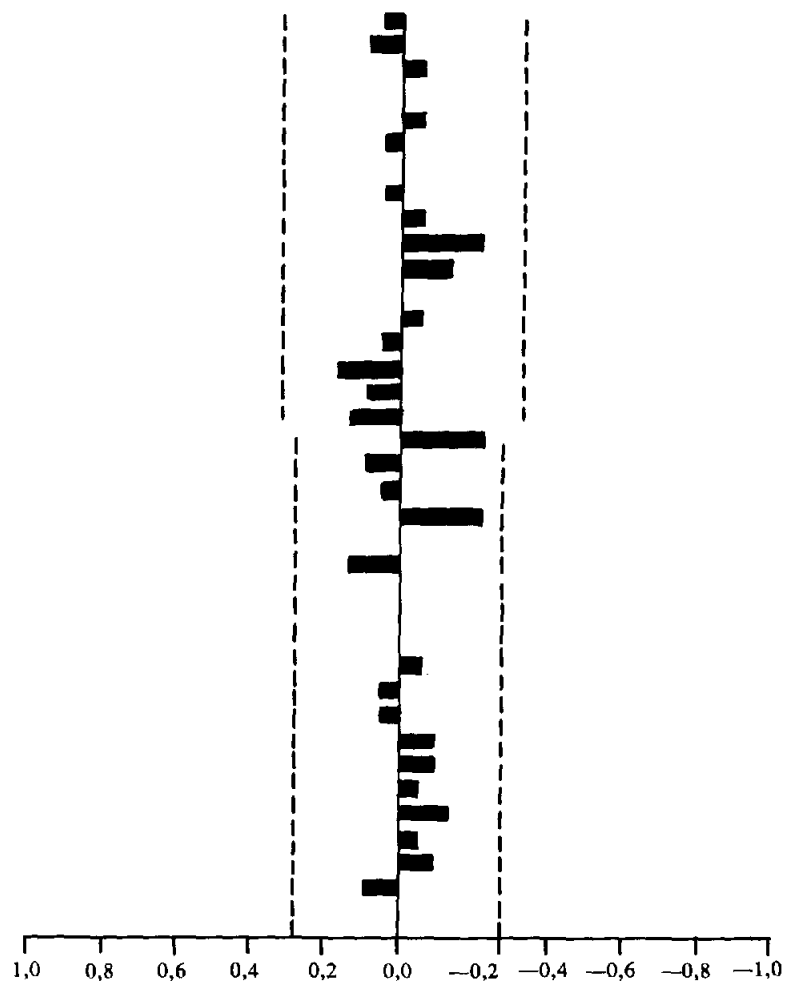
PG-15
Correlograma parcial (1.1) log PERA



PG-16
Residuos PERAMO 2B



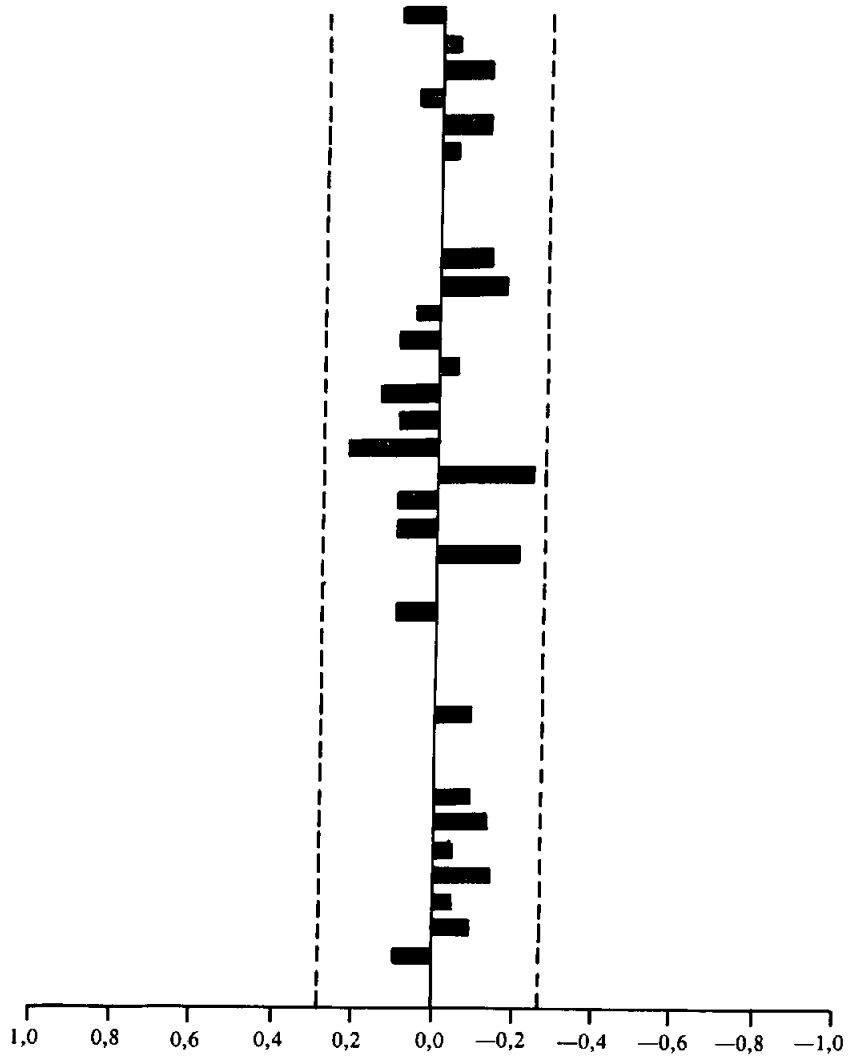
PG-17
Correlograma de los residuos PERAMO 2B



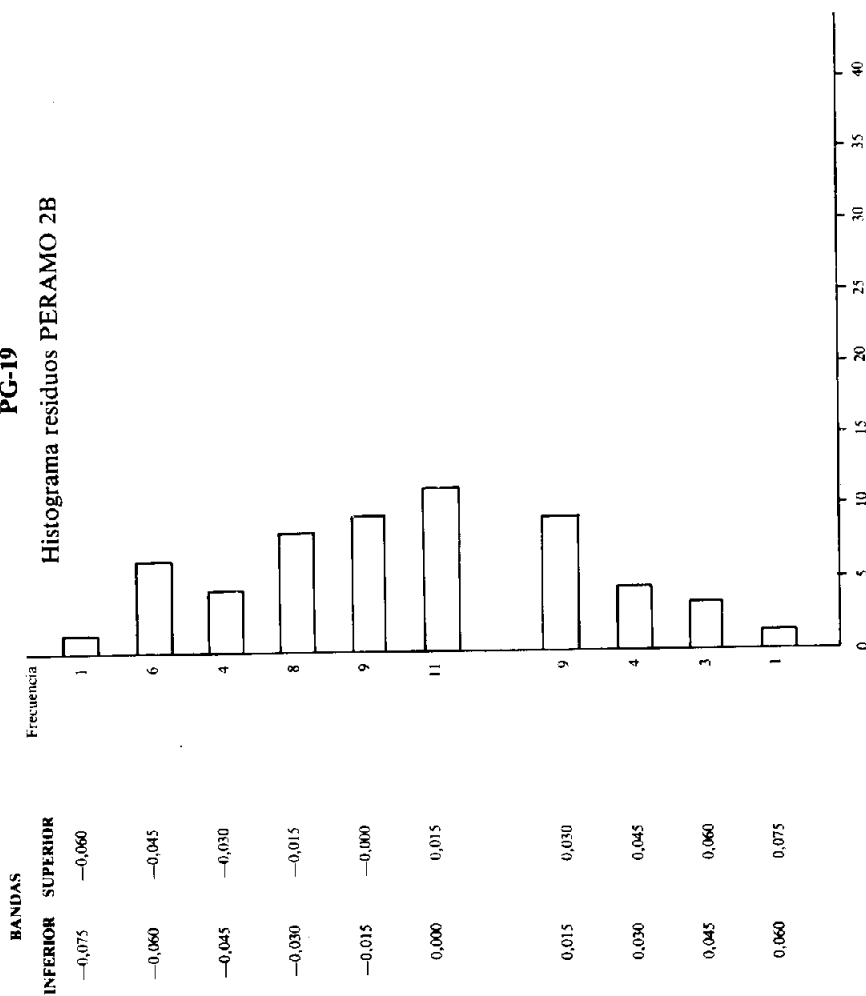
PERAMANO 2B

PG-18

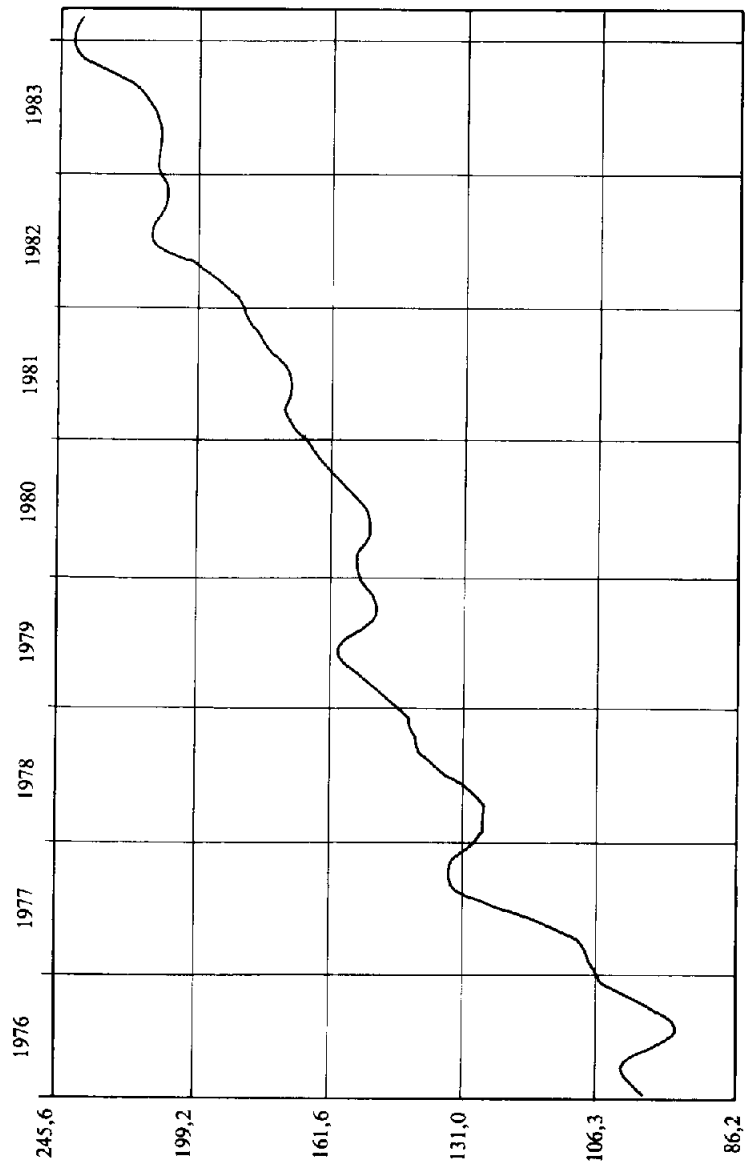
Correlograma Parcial residuos PERAMO 2B



PG-19
Histograma residuos PERAMO 2B



PG-20

Tendencia-Ciclo percibidos 1976-I a 1984-II
(Escala semi-logarítmica)

Abreviaturas utilizadas

Índice Mensual de Precios Percibidos por los Agricultores (1976 = 100)	PERA
Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación	MAPA
Autorregresivo	AR
Media Móvil	MA
Autorregresivo Integrado y de Medias Móviles	ARIMA
Función de Transferencia	FT
Función de Autocorrelación Muestral Extendida	FAME

Símbolos

B:	Operador de retardos, $BX_t = X_{t-1}$
∇ :	Operador de diferencias, $\nabla = 1-B$; $\nabla X_t = X_t - X_{t-1}$
log:	Logaritmo Neperiano.
d:	Diferencia regular $d = 0,1,2$
D:	Diferencia estacional $D = 0,1s,2s$ donde $s = 12$ para datos mensuales.
(d, D):	Diferencial regular y estacional $(1-B^d)(1-B^D) = \nabla^d \nabla^D = (d,D)$.
p:	Orden del polinomio AR regular $p = 0,1,2,\dots$
P:	Orden del polinomio AR estacional $P = s.n$ donde $n = 0,1,2,\dots$ y $s = 12$ para datos mensuales.
q:	Orden del polinomio MA regular $q = 0,1,2,\dots$
Q:	Orden del polinomio MA estacional $Q = s.n$ donde $n = 0,1,2,\dots$ y $s = 12$ en datos mensuales.

$$T_{12}^1: \quad \text{Tasa interanual de variación } \left[(E_t/E_{t-1}) - 1 \right] \cdot 100$$

$$T_{12}^{12}: \quad \text{Tasa de crecimiento media respecto a la media del año anterior} \\ \left[\frac{(E + F + \dots + N + D)_t}{(E + F + \dots + N + D)_{t-1}} - 1 \right] 100$$

Referencias bibliográficas

- BEE DAGUM, E., 1980: *The X-11 ARIMA Seasonal Adjustment Method*. Minister of Supply and Services. Canada.
- BOX, G.E.P. y D.R. COX. 1964: «An analysis of Transformations», *Journal of the Royal Statistical Society*. Serie B, pp. 211-252.
- BOX, G.E.P. y G.M. JENKINS, 1976: *Time Series Analysis Forecasting and Control*. Holden Day, 2ª Edición.
- ESPASA, A. 1978 «El Paro Registrado No Agrícola 1964-1976. Un Ejercicio de Análisis Estadístico Univariante de Series Económicas». Banco de España. *Estudios Económicos* n.º 15, pp. 19-20.
- ESPASA, A. 1983: «Modelos de predicción, análisis de coyuntura económica y tasas de crecimiento». ES/1983/5, Banco de España.
- ESPASA, A. 1983-84. «Apuntes del curso: Series Temporales y Modelos Económicos Dinámicos». Banco de España.
- MAPA. 1977: «Metodologías para el cálculo de los índices de precios y salarios agrarios». *Documento de trabajo* n.º 9, julio. MAPA.
- NERLOVE, M. 1964: «Spectral Analysis of Seasonal Adjustment Procedures». *Econometría*, vol. 32, n.º 3, julio, pp. 241-285.
- TIAO, G.C. y R.S. TSAY, 1983: «Consistency Properties of Least Squares Estimates of Autorregressive Parameters in Arma Models». *The Annals of Statistics*, vol. 11, n.º 3, pp. 856-871.
- TSAY, R.S. y G.C. TIAO, 1982: «Consistent Estimates of Autorregressive Parameters and Extended Sample Autocorrelation Function for Stationary and Nonstationary ARMA Models». *Technical Report* n.º 683, julio, Univ. of Wisconsin.
- TSAY, R.S. y G.C. TIAO, 1983: «Identification of Multiplicative ARMA Models for Seasonal Time Series». *Technical Report* n.º 7, junio. Univ. of Chicago.

RESUMEN

El análisis univariante del Índice de Precios Percibidos por los Agricultores se realiza utilizando tanto los instrumentos usuales (análisis gráfico y correlogramas) como el análisis espectral, lo que permite identificar el modelo PERAMO. A continuación este modelo es utilizado en distintos ejercicios de predicción. También se presenta el componente tendencia-ciclo de los precios percibidos mediante el uso del programa X-11 ARIMA con el modelo del usuario. Finalmente se discute brevemente la utilidad de los distintos procedimientos de predicción utilizados en el marco univariante.

RÉSUMÉ

L'analyse univariante de l'Indice des Prix Perçus par les Agriculteurs s'effectue en utilisant aussi bien les instruments habituels (analyse graphique et corrélogrammes) que l'analyse spectrale, ce qui permet d'identifier le modèle PERAMO. Ensuite, ce modèle est utilisé pour différents exercices de prévision. On présente aussi la composante tendance-cycle des prix perçus au moyen de l'utilisation du programme X-11 ARIMA avec le modèle de l'utilisateur. Finalement, l'utilité des différents procédés de prévision utilisés dans le cadre univariant est brièvement discutée.

SUMMARY

The univariable analysis of the Index of Prices paid to Farmers is performed using both traditional tools (graphic analysis and correlograms) as well as spectral analysis which is used to identify the PERAMO model. This model is then applied in various forecasting exercises. The trend-cycle component of prices paid is also evaluated through the user's model of the X-11 ARIMA program. Finally, the usefulness of the various forecasting methods within the univariable framework is discussed briefly.

