Por exemplo, o modelo SMA(1).

$$Z_t = a_t - \Theta a_{t-12}$$

terá autocorrelação não-nula, somente no "lag" 12, ou seja,

$$\rho_{12} = \frac{-\Theta}{1 + \Theta^2}, \quad \rho_j = 0, \ j \neq 0, \ \pm 12.$$

Exemplo 10.3 Um modelo auto-regressivo sazonal puro, SAR(P), é da forma

$$Z_t = \Phi_1 Z_{t-12} + \dots + \Phi_P Z_{t-12P} + a_t.$$

A fac será não-nula somente nos "lags" múltiplos de 12. O modelo SAR(1)

$$Z_t = \Phi Z_{t-12} + a_t.$$

tem fac dada por

$$\rho_{12} = \Phi,$$

$$\rho_{24} = \Phi^2,$$
:

(10.27)

$$\rho_{12j} = \Phi^j, \ j = 0, 1, \dots$$

Observamos também que o modelo SAR(1) é estacionário se  $|\Phi|<1$ e o efeito sazonal é transitório e vai se amortecendo. Do mesmo modo, o modelo SMA(1) é invertivel se  $|\Theta| < 1$ .

**Exemplo 10.4** Um modelo SARIMA(0,1,1)  $\times$  (0,1,1)<sub>12</sub> tem a forma

$$(1-B)(1-B^{12})Z_t = (1-\theta B)(1-\Theta B^{12})a_t$$

on

$$W_t = (1 - B)(1 - B^{12})Z_t = (1 - \theta B - \Theta B^{12} + \theta \Theta B^{13})a_t.$$

Este modelo é frequentemente utilizado em aplicações e é chamado "airline model" (veja Box, Jenkins e Reinsel, 1994).

Calculando a função de autocovariância temos

$$\begin{split} \gamma(0) &= \sigma^2 (1 + \theta^2 + \Theta^2 + \theta^2 \Theta^2), \\ \gamma(1) &= \sigma^2 (-\theta - \theta \Theta^2), \end{split}$$

$$\gamma(2) = 0 \ (-9 - 99),$$
  
 $\gamma(2) = \gamma(3) = \dots = \gamma(10) = 0.$ 

$$|11\rangle = \sigma^2(\theta\Theta)$$

$$\gamma(11) = \sigma^2(\theta\Theta),$$
  
$$\gamma(12) = \sigma^2(-\Theta - \theta^2\Theta).$$

$$\gamma(13) = \sigma^2(\theta\Theta).$$

$$\gamma(j) = 0, j > 1$$

## 10.3. SAZONALIDADE ESTOCÁSTICA

ou seja, a fac tem valores diferentes de zero nos "lags" 1, 11, 12 e 13 com  $\rho(11)$  =

Um modelo um pouco mais geral, com  $\rho(11) \neq \rho(13)$  é o modelo não-multiplicativo

$$W_t = (1 - \theta B - \theta_1 B^{12} - \theta_2 B^{13}) a_t$$

com

$$\gamma(0) = \sigma^2(1+\theta^2+\theta_1^2+\theta_2^2),$$

$$\gamma(1) = \sigma^2(-\theta + \theta_1\theta_2),$$

$$\gamma(11) = \sigma^2(\theta\theta_1),$$

$$\gamma(12) = \sigma^2(-\theta_1 + \theta\theta_2),$$

$$\gamma(13) = -\sigma^2 \theta_2 \neq \gamma(11).$$

Exemplo 10.5 O programa X-12-ARIMA de ajustamento sazonal, do Bureau do Censo dos Estados Unidos, talvez seja o procedimento de ajustamento sazonal mais utilizado na prática, notadamente por agências governamentais.

O procedimento consiste, basicamente, em aplicar filtros lineares (médias móveis) simétricos. A composição de tais filtros pode ser escrita na forma

$$S_t = \sum_{-M}^{M} \nu_{|j|} Z_{t-j} = \nu(B) Z_t, \tag{10.28}$$

onde  $M=82,\,84$  ou 89, de acordo com o filtro usado para remover a tendência.

Cleveland (1972a) e Cleveland e Tiao (1976) tentaram identificar modelos ARL-MA que fossem compatíveis com (10.28) e encontraram dois modelos que são da

$$(1-B)(1-B^{12})Z_t = \theta(B)a_t,$$

onde  $\theta(B)$  é um operador de médias móveis de ordem 24 em B.

10.3.1 Identificação, estimação e verificação

Não há, em princípio, nenhuma dificuldade adiciónal ha identificação, estimação e verificação de modelos sazonais. A diferença é que temos que diferençar a série com respeito a  $\Delta$  e  $\Delta_{12}$  (por simplicidade, estamos considerando só séries mensais com período s=12), a fim de produzir estacionariedade. Com isto obtemos valores para  $d \in D$  que, na maioria das vezes, assumem valores no máximo iguais a 2.

Depois, inspecionamos as fac e facp amostrais da série adequadamente diferençada nos "lags" 1, 2, 3, ... para obter valores de p e q e nos "lags" 12, 24, 36, ... para obter valores de P e Q, selecionando-se, desse modo, um modelo tentativo,

madores de máxima verossimilhança, de maneira análoga ao que foi feito na seção Em seguida, estimamos os valores dos parametros identificados, utilizando esti10.3.

Finalmente, para verificar se o modelo proposto é adequado, utilizamos os testes de autocorrelação residual, Box-Pierce, periodograma acumulado, como na seção 8.2.

Pode-se calcular a previsão para um modelo sazonal multiplicativo de modo análogo ao do modelo ARIMA(p,d,q), utilizando-se uma das três formas da seção o 3

Exemplo 10.6 Suponha que o modelo ajustado seja

$$(1-B)(1-B^{12})Z_t = (1-\theta B)(1-\Theta B^{12})a_t$$

ou seja, um modelo SARIMA $(0,1,1) \times (0,1,1)_{12}$ .

Desenvolvendo, temos que, no instante t+h

$$Z_{t+h} = Z_{t+h-1} + Z_{t+h-12} - Z_{t+h-13} + a_{t+h} - \theta a_{t+h-1} - \theta a_{t+h-12} + \theta \theta a_{t+h-13}.$$

Portanto, a previsão de EQM mínimo, feita na origem t, é

$$\hat{Z}_t(h) = [Z_{t+h-1}] + [Z_{t+h-12}] + \dots + [\theta\Theta a_{t+h-13}],$$

onde continuam a valer as regras (9.14).

Se h = 4, temos

$$\hat{Z}_t(4) = \hat{Z}_t(3) + Z_{t-8} - Z_{t-9} - \theta a_{t-8} + \theta \Theta a_{t-9}$$

no

$$\hat{Z}_{t}(4) = \hat{Z}_{t}(3) + Z_{t-8} - Z_{t-9} - \theta[Z_{t-8} - \hat{Z}_{t-9}(1)] + \theta\Theta[Z_{t-9} - \hat{Z}_{t-10}(1)],$$

do que decorre, finalmente,

$$\hat{Z}_t(4) = \hat{Z}_t(3) + \theta \hat{Z}_{t-9}(1) - \theta \Theta \hat{Z}_{t-10}(1) + (1-\theta)Z_{t-8} - (1-\theta\Theta)Z_{t-9}.$$

Pode-se verificar que a função de previsão é a solução da equação de diferenças

$$\phi(B)\Phi(B^{12})(1-B)^d(1-B^{12})^D \hat{Z}_t(h) = 0.$$

Box, Jenkins e Reinsel (1994) fornecem a solução da equação acima para vários operadores auto-regressivos.

**Exemplo 10.7** Vamos considerar a Série A<sub>3</sub> - Lavras, com 384 observações mensais (janeiro de 1966 a dezembro de 1997). Utilizaremos 372 observações para a identificação, estimação e verificação do modelo; as 12 últimas observações servirão como base para comparar as previsões.

A Figura 10.2 apresenta o gráfico da série, o periodograma e as funções de autecorrelação e autocorrelação parcial amostrais. O periodograma apresenta um pied

# na freqüência $\frac{32}{384}$ ciclos, indicando (como veremos no Capítulo 15) uma componente periódica de 12 meses. A existência dessa componente periódica também se reflete no comportamento senoidal do correlograma e indica a necessidade de se aplicar uma diferença sazonal de ordem 12, à série original, com o objetivo de eliminar essa componente.

A Figura 10.3 apresenta as fac e facp da série  $(1-B^{12})Z_1$ , com os respectivos intervalos de confiança. A análise do correlograma revela, nitidamente, a presença de correlações altas nos "lags" 12, 15 e 16. Além disso, as demais autocorrelações são não significantes, indicando um comportamento estacionário na série com uma diferença sazonal. Isto sugere, como modelo preliminar, um SARIMA(0,0,0) ×  $(0,1,1)_{12}$  com uma constante:

$$(1 - B^{12})Z_t = (1 - \Theta_1 B^{12})a_t + \theta_0. \tag{10.29}$$

O Quadro 10.2 apresenta a estimação dos parâmetros utilizando o MINITAB. As fac e facp dos resíduos do modelo (10.29) estão na Figura 10.4. Analisando os resultados do Quadro 10.2, vemos que  $\theta_0$  não é significante devendo, portanto, ser retirado do modelo. A análise residual (Figura 10.4) sugere a introdução de um polinômio autoregressivo no modelo, pois  $\phi_{IJ}$ ,  $\phi_{99}$  e  $\phi_{15,15}$  são significantemente diferentes de zero, indicando como modelo alternativo

$$(1 - \phi_1 B - \phi_9 B^9 - \phi_{15} B^{15})(1 - B^{12}) Z_t = (1 - \Theta_1 B^{12}) a_t. \tag{10.30}$$

Analisando o Quadro 10.3, podemos verificar que todos os parâmetros são siguficantes. A Figura 10.5 indica um bom ajustamento do modelo, uma vez que o comportamento da fac residual é compatível com a de um processo de ruído branco.

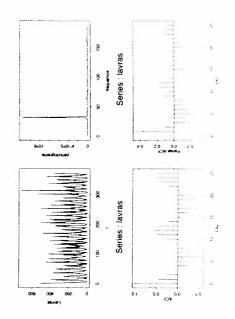


Figura 10.2: Série A $_1$ - Lavras, periodograma e funções de autocorrelação e autocorrelação pareial (SPlus).

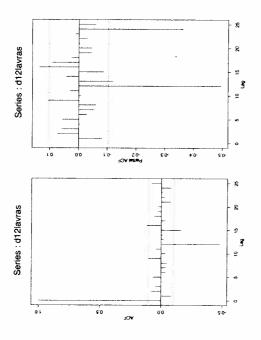


Figura 10.3: Fac e fac<br/>p da série  $(1-B^{12})Z_t$  (SPlus)

Δ	000,0	0,456	Differencing: O regular, 1 seasonal of order 12 Number of observations: Original series 372, after differencing Residuals: SS = 2201414 (backforecasts excluded) MS = 6149 DF = 358
E		0,75 0,	order ] es 372,
			sonal of nal seri (backfor F = 358
arameters SE Coef	0,0271	0,3741	lar, 1 seasonal of order 12 ns: Original series 372, after di 2201414 (backforecasts excluded) 6149 DF = 358
ates of P Coef	0,9468	0,2792	g: 0 regu bservatio SS == MS ==
Final Estimates of Parameters Type Coef SE Coef	SMA 12	Constant	Differencing: 0 regular, 1 seasonal of order 12 Number of observations: Original series 372, at Residuals: SS = 2201414 (backforecasts ex. MS = 6149 DF = 358

360

Quadro 10.2: Ajustamento de um modelo SARIMA(0,0,0) ×  $(0,1,1)_{12}$  com  $\theta_0$  à série  $A_3$  - Lavras (MINITAB).

Assim, um modelo proposto para a Série  ${\bf A}_3$ - Lavras é dado por

$$(1+0.1143B-0.1207B^9+0.1248B^{15})(1-B^{12})Z_t = (1-0.9797B^{12})a_t$$
. (10.31)

 $com \ \hat{\sigma}_u^2 = (76.41)^2.$ 

As previsões para precipitação em Lavras durante o ano de 1997, com origem em dezembro de 1996 (t=372), estão na Tabela 10.5. O EQMP de origem 372 é dado por 2276.20. As previsões atualizadas a cada nova observação estão na Tabela 10.6. A representação gráfica dessas tabelas estão nas Figuras 10.6 e 10.7, respectivamente.

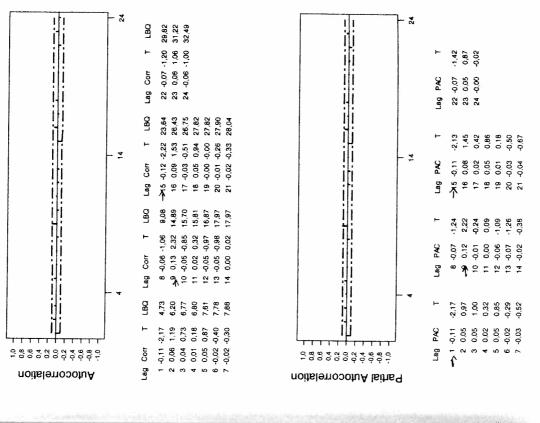


Figura 10.4: Fac e facp dos residuos do modelo (10.29) (MINITAB)

ia i	,	0	90.		.05	0			01	0.1	0	0.1
ָ װֻ ע	.05	.05	.05	.05	.05	.05	.05	.05	.05			
2-2		<b>.</b>					٠	•		4.	4.	δ.
,	0.1	+0	0	.07	.01	.04	.02	.01	00	0	c	-
ST.E.	.05	.05	90.	0	0	0	0	0	C	•		
œ	•	8.3	8.3	6.6	6.6	10.5	10.6	10.7	10.7	11.9	12	12.9
ŧ	1.0 -	8.0	9.6	0.4 -	0.2	0.0	0.2	• •	9.0	0.8		
0.0						1 1 1	Ė	i i t	+	+	+	
0.0					- +							
3 0.06					- +	4 4						
0.0					- +							
0.0					- +	- + - >				-		
-0.0					. 4		-					
-0.0					. +							
0.0-					- 4							
0					٠ -							
					٠ -		_					
					+							
7					+							
7 -0.0					+							
3 -0.0					*							
4 -0.0					+							
5 0.0					+	+						
PARTIAL AUTOO	CORREL	ATION	S									
1 - 12	2 .01 .05	.05	0	.02	.04	- 02	_	Č	_	C	ς.	•
E.E	.05	.05	.05	.05	9				•			† ·
				•	•			>			.0.	
13- 24 ST.E.	. 07	40.	.02	80.	.02	40.	.01	01	03	07	.05	01
1	>	>	>	ć.	_	.05	0	.05			.05	.05
ī	1.0 -0	.8 -0	0-9-	4.	0.2	0.0	0.2	0.4	9.0	8.0		
0.0					1 1			-	1	1 + +	<b>+</b>	
					- 4	>						
0.0					- 4							
0.0					- 4							
0.0					- +							
-0.0					. +	- +						
0						+ +						
-0.0												
-0.0						+ +						
0.0- 0												
1 0.0												
2 -0.0												
0												
4 -0 0					1441							
					+	+						

Figura 10.5: Fac e facp dos resíduos do modelo (10.30). (SCA)

T	48.62 -2.17 2.29 -2.38	
STD ERROR	.0202 .0526 .0527 .0524	
VALUE	.9797 1143 .1207 1248	345 0.609 0.764146E+02
ORDER	122	0.764
FACTOR	пене	IONS
NUM./ DENOM.	MA AR AR	F OBSERVATIONS .
VARIABLE NAME	CHUVA CHUVA CHUVA	UMBER OF C
Parameter Label	ы (V (V 4	EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS R-SQUARE

Quadro 10.3: Ajustamento do modelo (10.30) à série  ${\rm A}_3$  - Lavras (SCA).

Tabela 10.5: Previsões para a série A3 - Lavras, utilizando o modelo (10.31), com origem em t=372 e  $h=1,2,3,\ldots,12$ .

t + h	$Z_t(h)$	Erro padrão	$Z_{t+h}$
373	277,2163	76,4146	383,3000
374	204,9797	76,9122	114,5000
375	147,3592	76,9187	96,5000
376	84,2264	76,9188	61,1000
377	36,1203	76,9188	41,0000
378	43,3006	76,9188	52,6000
379	16,4859	76,9188	5,6000
380	36,8743	76,9188	1,2000
381	70,1048	76,9188	38,8000
382	123,3342	77,4694	164,1000
383	205,4861	77,4981	194,8000
384	275,8692	77,4990	253,6000

Previsões atualizadas para a série A<sub>3</sub> - Lavras, utilizando o modelo (10.31). Tabela 10.6:

Airestations	And the second s		
+	$Z_{t-1}(1)$	Erro padrão	$Z_{t+h}$
373	277,2163	76,4146	383,3000
374	192,8538	76,4146	114,5000
375	157,7015	76,4146	96,5000
376	90,0398	76,4146	61,1000
377	38,7638	76,4146	41,0000
378	42,7428	76,4146	52,6000
379	15,4229	76,4146	5,6000
380	38,1187	76,4146	1,2000
381	74,0926	76,4146	38,8000
382	139,7024	76,4146	164,1000
383	189,9089	76,4146	194,8000
384	270,9539	76,4146	253,6000

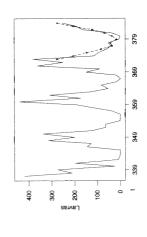
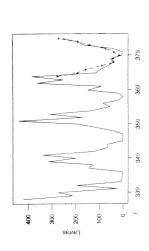


Figura 10.6: Série  $A_3$  - Lavras, observações de jan. 94 a dez. 97 e previsões (linha tracejada) para o ano de 1997, utilizando o modelo (10.31), com origem em dez. 96 e h = 1, 2, ..., 12.



existência de um pico significante, na freqüência  $\frac{16}{187}$  ciclos, no periodograma. A Exemplo 10.8 Vamos analisar agora a série A<sub>8</sub> - IPI, no período compreendido entre janeiro de 1985 e julho de 2000. Observamos, Figura 10.8, que a série apresenta uma componente sazonal de período 12 meses. Tal observação é comprovada pela uma diferença sazonal de ordem 12, com o objetivo de eliminá-la ou mesmo atenuáexistência da componente sazonal implica na necessidade de se aplicar nos dados

Na Figura 10.8 temos a representação gráfica da série, o periodograma e as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial. Como no exemplo anterior, a A Figura 10.9 e a Tabela 10.7 apresentam as fac e facp das séries  $(1-B)Z_t$ , fac reflete a componente sazonal existente na série.

 $(1-B^{12})Z_t$ e  $(1-B)(1-B^{12})Z_t$ . Uma análise dessas funções sugere dois modelos preliminares:

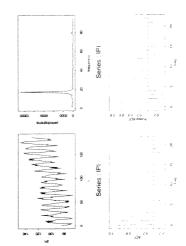
(i) SARIMA(0,0,1) ×  $(0,1,1)_{12}$  com  $\theta_0$ , isto é,

$$(1 - B^{12})Z_t = \theta_0 + (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_1 B^{12})a_t \tag{10.3}$$

(ii) SARIMA $(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)_{12}$ , isto é,

$$(1-B)(1-B^{12})Z_t = (1-\theta_1 B)(1-\Theta_1 B^{12})a_t, (10.33)$$

revisões, separamos as 7 últimas observações da série (jan./2000 a jul./2000); isto que serão estimados, verificados e comparados com relação ao ajustamento e à capacidade de prever valores futuros da série. Tendo em vista o objetivo de comparar significa que todo o ajustamento será feito com 180 observações (jan./85 a dez./99). amos iniciar, agora, a análise dos dois modelos propostos.



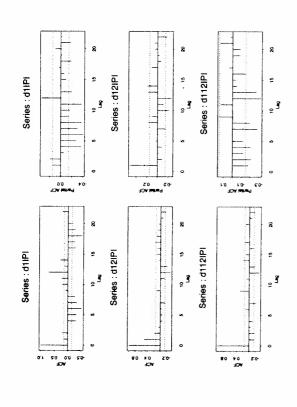


Figura 10.9: Fac e facp das séries  $(1-B)Z_t$ ,  $(1-B^{12})Z_t$  e  $(1-B)(1-B^{12})Z_t$ .

### (a) Modelo preliminar (10.32)

A Figura 10.10 e o Quadro 10.4 apresentam o ajustamento do modelo (10.32) e as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos. Verificamos, utilizando o Quadro 10.4, que todos os parâmetros são significantes, entretanto, a análise da Figura 10.10 nos mostra que o modelo não é adequado, uma vez que várias autocorrelações residuais são significativamente diferentes de zero. Valores altos de 72, ф99 e ф14,14 sugerem o modelo alternativo

$$(1-B^{12})(1-\phi_9B^9-\phi_{14}B^{14})Z_t=\theta_0+(1-\theta_1B-\theta_2B^2)(1-\Theta_1B^{12})a_t \quad (10.34)$$

que tem seu ajustamento e fac e facp residuais apresentados no Quadro 10.5 e Figura 10.11, respectivamente. Analisando o Quadro 10.5, constatamos que todos os parâmetros são significantes; além disso, a análise das fac e facp residuais não revelam nenhuma quebra de comportamento de ruído branco.

10.3. SAZONALIDADE ESTOCÁSTICA

Tabela 10.7: Fac e facp das séries (a)  $(1-B)Z_t$ , (b)  $(1-B^{12})Z_t$ , (c)  $(1-B)(1-B^{12})Z_t$ .

(;	pacf	-0,17	-0,23	-0,10	-0.22	-0,11	-0,03	-0,27	-0,20	0,13	0,00	0,13	-0,31	-0,28	-0,05	-0,05	-0,15	0,04	0,00	-0,10	-0,11	0,13	0,02
(၁)	acf	-0,17	-0,19	-0,01	-0,14	0,01	0,08	-0,20	-0,03	0,29	-0,05	0,07	-0,30	-0,18	0,22	0,08	-0,10	0,15	00,00	-0,03	0,11	-0,07	-0,15
Č	pacf	0,51	-0,10	0,01	-0,11	0,05	-0,03	-0,11	0,15	0,11	-0,20	-0,11	-0,26	0,19	0,20	-0,01	0,00	0,10	-0,07	-0,03	0,05	90,0	-0,17
(q)	acf	0,51	0,19	90,0	-0,07	-0,05	-0,04	-0,12	0,00	0,14	-0,01	-0,12	-0,31	-0,21	90,0	0,11	0,10	0,19	0,13	0,07	0,04	-0,09	-0,14
	pacf	0,14	0,19	-0,05	-0,36	-0,26	-0,39	-0,31	-0,37	-0,15	-0,16	-0,36	0,33	-0,20	0,01	-0,08	-0,03	0,03	-0,16	0,02	0,05	-0,13	-0,04
( <b>&amp;</b> )	acf	0,14	0,21	0,01	-0,31	-0,30	-0,49	-0,34	-0.25	80,0	0,21	0,23	0,70	0,11	0,27	-0,04	-0,28	-0,23	-0,51	-0,25	-0,16	0,02	0,21
	lag	1	7	က	4	ഹ	9	<b>~</b>	∞	6	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22

T	7.23	
STD	.3313	
ORDER VALUE	2.3943 5004 .5489	168 0.906 0.563744E+01
	0 1 12	0.563
NUM. / FACTOR DENOM.	7 7 7	
NUM./ DENOM.	CNST MA MA	BSERVATI  OR
VARIABLE NAME	IPI IPI	NUMBER OF OBSERVATIONS TANDARD ERROR
Parameter Label	1 CNST 2 3	EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS R-SQUARE

Quadro 16.4. Ajustamento do modelo (10.32) à série  $\mathsf{A_s}$  - IPI (SCA).

# CAPÍTULO 10. MODELOS SAZONAIS | 10.3. SAZONALIDADE ESTUCASTICA

1 OH	71	AUTOCORRELATIONS 1- 12 .08	÷25		06	04	90.	14	00	.23	04	11.	70.
0 1		80.	.08	•	۰,	۹,		۰.	۹,	٠,	50.	60.00	. 0.
1		1.0	9.1	٠			14.1	•	•	9.97	:		•
	4		~	.02	00	.14	.04	00	.10	02	12	.13	16
T.E		60.	.09	۰.	•	•	۰.	۰.	٩,	∹,	٦,	٦,	٦,
œ		o.	•	41.0	41.0	4			•	٠	•		
	1	-	æ	9	4.				4.0	9.0	8.0	1.0	
	0.08	+	: +	<u> </u>	+	+	IXX	! ! ! +					
	0.22						XXXXXX	×+×					
_	0.14					+	1XXX+	+ *					
	0					+ -	XX:	+ -					
	-0.04					+ -	7 X	+ +					
						+ +	+XXX1	. +					
•						+	H	+					
	0.23					+	1XX	1XX+XX					
						+	ΧI	+					
						+	1XXX+	+ *					
7.5	0.07					+ 4	+ 1XX	+ +					
n .						F 4	144	17774					
<b>4</b> E						+	×	¢ +					
n v	9.0					+	÷ 1	+					
٠, د	•					+	IXXX						
- 00	. 0					+	XI						
6	0.00					+	н	+					
0	٦.					+	IXXX	+ *					
		AUTOCORRELATIONS	ELAT		-	٠	-	9	-	<b>~</b> >8	i	0.1	0.
- E	7 4	0.0	. 08	. 0.	8 .0	80.	80.		•	•		0	80.8
,		Č	-46	<b>C</b>	1	Ċ	١	0,	0.	0	0.1	٥.	1
ST.	ž Pį		.08		. 0	0	•	0		•	0	0	80.8
		0	-0.8	9.0~	4.0-	-0.2		0.5	4.0	9.0	8.0	1.0	
~		+	<u> </u>	+	; +	i +	IXX	i + + + +	 	1			
~						+	X	IXXX+X					
٣						+ -	X.	÷ .					
4 n						+ +	TYXY +	+ +					
n ve		_				+	Ä	IXXX+					
,		_				+	×	+					
00						+	×	+					
6						+ -	:	IXXX+XXX	×				
10		۵.				+		+					
= :						+ +	× +	+ +					
7		-4 0				٠ +	~	+					
14						+		XX+XX					
		01				+		+					
16		ere i				+ -		+ -					
<u>ا</u> ا	000	φ. 6.00				+ 4	XXI X	+ + ×					
20 0		N (				٠ ٦	Κ.						
5		o .				+		+					

T	2.80 -7.57 -2.65 9.73 3.87 3.71	
STD ERROR	.4301 .0789 .0804 .0623 .0764	
VALUE	.2025 5969 2131 .6061 .2953	154 0.919 0.523181E+01
ORDER	0 1 2 2 4 1	. 0.52
JOR B		
FACTOR	нннинн	TIONS
NUM./ DENOM.	CNST MA MA MA AR AR	F OBSERVATIONS
VARIABLE NUM./ NAME DENOM.	IPI IPI IPI IPI	NUMBER OF OBSERVATIONS
PARAMETER LABEL	1 CNST 2 2 3 4 4 6	EFFECTIVE NUMBER OF OBSER' R-SQUARE

Quadro 10.5: Ajustamento do modelo (10.34) à série  $\mathbf{A_8}$  - IPI (SCA).

Assim, um primeiro modelo adequado à série A<br/>s - IPI é dado por

$$(1 - B^{12})(1 - 0, 2953B^9 - 0, 2829B^{14})Z_t$$

$$= 0, 2025 + (1 + 0, 5969B + 0, 2131B^2)(1 - 0, 6061B^{12})a_t,$$

$$(10.35)$$

com  $\hat{\sigma}_a^2 = (5, 23)^2$ .

A presença de um termo constante no modelo indica a existência de uma tendência determinística na série original, que pode ser "visualizada" na Figura 10.8, principalmente na segunda metade das observações.

nova observação. Observe que, na última linha dessas tabelas, apresentamos os erros quadrático médio de previsão, que serão utilizados na comparação dos dois modelos As previsões, com origem em  $t=180~(\mathrm{de}x./99)$ , para os meses de janeiro a julho 10.12. A Tabela 10.9 e a Figura 10.13 apresentam as previsões atualizadas a cada de 2000 encontram-se na Tabela 10.8 e a respectiva representação gráfica na Figura propostos para a série A<sub>8</sub> - IPI.

Tabela 10.8: Previsões para a série  $A_8$  - IPI, utilizando o modelo (10.35), com origem em t = 180 e h = 1, 2, ..., 7.

		1	
101	107 7847	5.2318	100.1300
- 6 - 6	08 0509	6.0929	99.9000
1 2	108 4795	6.1941	105,3800
202	106 1330	6.19.11	101.9600
0 0	100.001	6.19.11	116.1900
200	130.021	6.19.11	124,6600
0 10	141 3677	0.1911	131.1000

œ		9	0	90.	80.	.08	.08		0			0	
		7	2.0	5.7	6.3	•	œ	12.	12	12.	12	12.8	13.
	24	0	0	0	0	0	0	0	٥.	0	0	0	0
. 0		13.8	14.3	15.3	.09	.09	16	.09	17	.09	18	.09	.09 19.6
	,	-1.0	- 8.0-	9.0	-0.4	-0.2	0.0	0.2	₽.	9.0	8.0	1.0	
7	٠.					+	H	<u> </u>	+	-	-	†	
77 1	0.11					+	TXXX+	±					
	3 6					+	IXXI	×					
	٠,٠					+ +	XX	+ -					
						+ +	7 7	+ +					
	7					X		. +					
	0.0					+	+ XXI	+					
σ,	0					+	ı	+					
1 10	5 6					+	н i						
12	2 0					+ +	X						
1 2	:					+ +	4 1 2	+ +					
<u>.</u>	0.0					+	XIX						
15	0					+	IXX						
16	0:0					+	ΧI	+					
17	0					+	IXX	+					
8 5	9 0					+	ΧI	+					
20	0					+ -	H .	+ -					
,						+	XXI	+					
PARTIAL		CORRE	LATIO	u	Ċ	•	-	•	•	;	,		
		0. 80. 80.	.08	ဂထ	80.	.08	. e	11	.05	00.	.08	.03	00
	4	9	•	-				:					
ού c		80.	80.	.08	90.	80.	90.	.08	.08	90	90	.08	02
	Ť	1.0	9.6	9.0	4.0	0.2	0.0	0.2	4.0	9.0	9.0	1.0	
	9	•	! !	1 1 1	+	+	+ +	<u> </u>	1	-+		†	
	7					+	XXX	- +					
						+	IXXXX	×					
•	) )					× :	XXI	+					
						* +		+ +					
•	-					. ×	v i x						
ı	۰					+	X	+					
on c	٠,٠					+	н	+					
<b>&gt;</b> ~	ુ વ					+ -	X	+					
	9					+ +	X,	+ -					
! !						+ +	+ XXI	+ +					
_	۰.					+	ï×	+					
ın v	۰,					+	IXX	+					
16	0.01					+	Н	+					
- m	9 0					+ -	×						
æ	90					+ 4	-, }	٠.					

Figura 10.11: Fac e facp dos resíduos do modelo (10.34). (SCA).

Tabela 10.9: Previsões atualizadas para a série  $A_8$  - IPI, utilizando o modelo (10.35).

t + h	$\hat{Z}_t(1)$	Erro padrão	$Z_{t+h}$
180	107,7847	5,2318	100,1300
181	93,4812	5,2318	99,9000
182	110,6794	5,2318	105,3800
183	104,3379	5,2318	101,9600
184	123,4756	5,2318	116,1900
185	126,0315	5,2318	124,6600
186	141,9963	5,2318	131,1000
EQM	EQMP(1) = 43,89	89	

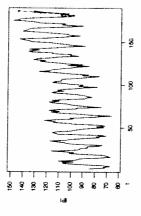


Figura 10.12: Série  $A_8$  - IPI, observações de jan. 90 a jul. 2000 e previsões (linha tracejada) para os meses de janeiro a julho de 2000, utilizando o modelo (10.35), com origem em dez. 99 e  $h=1,2,\ldots,7$ .

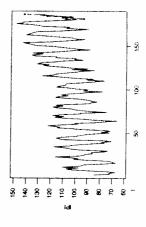


Figura 10.13: Série A<sub>8</sub> - IP1, observações de jan. 90 a jul. 2000 e previsões atualizadas (linha tracejada) para os meses de janciro a julho de 2000, utilizando o modelo (10.35).

## (b) Modelo preliminar (10.33)

O Quadro 10.6 e a Figura 10.14 apresentam o ajustamento do modelo (10.33) e as fac e facp residuais. Todos os parâmetros do modelo são significantes, entretanto, o comportamento da fac mostra que o modelo é inadequado. Os valores grandes de  $\hat{\phi}_{qq}$  e  $\hat{\phi}_{77}$  sugerem a inclusão de um polinômio AR no modelo, isto é,

$$(1 - \phi_4 B^4 - \phi_7 B^7)(1 - B)(1 - B^{12})Z_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_1 B^{12})a_t.$$
 (10.36)

O ajustamento do modelo (10.36) bem como o comportamento dos resíduos são apresentados no Quadro 10.7 e Figura 10.15, respectivamente. O comportamento das fac e facp revela que o modelo (10.36) pode ser melhorado, introduzindo um parâmetro AR de ordem 5 no modelo ( $\hat{\phi}_{55} = -0$ , 18 está no limite do intervalo de confiança). Assim, o novo modelo proposto é

$$(1 - \phi_4 B^4 - \phi_5 B^5 - \phi_7 B^7)(1 - B)(1 - B^{12}) Z_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_1 B^{12}) a_t, (10.37)$$

com ajustamento e fac e facp residual apresentados no Quadro 10.8 e Figura 10.16, respectivamente. Substituindo os valores estimados dos parâmetros em (10.37), temos que um segundo modelo adequado à série A<sub>8</sub> - IPI é dado por

$$(1+0,2562B^4+0,1587B^5+0,2984B^7)(1-B)(1-B^{12})Z_t$$

$$= (1-0,5409B)(1-0,6584B^{12})a_t,$$
(10.38)

com  $\sigma_a^2 = (5, 51)^2$ .

PARAMETER LABEL	VARIABLE NAME	NUM./ DENOM.	FACTOR	ORDER VALUE	VALUE	STD ERROR	T VALUE
7 7	IPI	MA WA	7 7	1 12	.6361	.0614	5.30
EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS . R-SQUARE	NUMBER OF OBSERVATIONS	BSERVAT	IONS	0.595	167 0.895 0.595373E+01		

Quadro 10.6: Ajustamento do modelo (10.33) à série  $A_8$  - IPI (SCA).

.03 .09 40.6 .09			80
.09 .09 40.4 .15	. 0	<b>1</b>	40
03 .09 39.5 10	8.09	1	<b>4</b> 8 8 8 1
.25 .09 .39.4	. 0	•	
03 .09 28.5		†	11.1
26 .08 28.3	55.7	1+++++++	0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
00.04	5.0	+ + XXI	.1006 .08 .08 .0105 .08 .08 .08 .08
13 .08 16.7	55.	† 2 2 ********	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
13	53.6	†	
3.2	52.	IONS	
s 12 .08 3.2 3.2 .16	5.0	RELAI	0.08
AUTOCORRELATIONS 1-12 .06 ST.E08 Q .7 Q .7 13-2419 ST.E09	47.3	÷ 82	2000 0 1 1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
CORREL 12 .E. 24 .E.			
AUTOC 1- ST. 0 13- ST.	ø	4 4 3 3 3 5 5 5 5 5 5 5 5 5 5 5 5 5 5 5	13 - 11
		' (	

Figura 10.14: Fac e facp dos resíduos do modelo (10.33) (SCA).

	. 08	.08	. 80	.08	.08	.08	80.	80.	.08	60.	60.	. 60
o		4		•		•		•	•			
13- 24	-:1	Τ.	0	0	0	0	0	0	0	-	0	Ö
H.	18	20.0	20.0	20.2	20.4	20.9	20.9	21.1	21.2	22.9	23.2	23.2
	-1.0	. 8 . 0	-0.6	0.4	-0.2	0.0	0.2	0.4	9.0	9.8	1.0	
	.11				+	IXXX						
7 0	Ξ.8				X.	TXXX+	+					
i	٠,				÷ .	Z :	+ -					
<b>1</b>	• -				+ 3	T >	+ +					
1	: 0				<b>?</b> +	Į X	<b>-</b> +					
	۰.				+	<b>-</b>	+				•	
ŧ	٥.				+	IXI	+					
on .	٦.				+	IXXX	×					
٥.	٠,				+	н	+					
; c	<u>ء</u> د				+ -	ı,	+ -					
1 1	÷ -				+ ;	+ + + + + + + + + + + + + + + + + + +	+ +					
. 4	: -:				+	17.	+ +					
ı,	. 0				+	H	. +					
ص ر					+	X	. +					
_	٥.				+	XI	+					
œ	٠.				+	X	+					
ō	۰.				+	н	+					
ī o	۰.				+	XI	+					
PARTIAL	AUTOCORR	ORRELATION	SNC									
- 12		13	06	05	18	06	02	14	.15	10	04	02
ST.E.	0		80.	.08			.08	80.		.08	.08	90.
13- 24 ST.E.	17	.17	10	.02	.03	06	.08	03	02	.01	02	.02
	-1.0	8.0-	- 9.6	4.0	0.2	0.0	0.2	4.0	9.0	8.0	1.0	
	. 11					TXXX	÷ .	1	-	i !	ţ	
7	.13				×	XXX	. +					
١	۰.				+	XI	+					
•	٠, ٠				+	i X	+					
•	٦.				XX +	;;	+ -					
'					+ 4	, L	٠ .					
•	٠.				IXXX+		. +					
	٦.				+	IXXXX	×					
0					+ XXI	IX.	+					
	۰.				+	Χĭ	+					
1	٠, -				+		+ -					
	• -				444	>	+ >					
ייי	: -					¥¥¥¥	< 1					
٠	0				+	I	. +					
7	٥.					IXX	+					
8	٥.					XXI	+					
on on	9					XX	4					
	2					4						

Figura 10.15: Fac e facp dos resíduos do modelo (10.36) (SCA).

Figura 10.16: Fac e facp dos resíduos do modelo (10.37) (SCA).

AUTOCORRELA!	FIONS											
1- 12	. 13	7	14	03	03	,	0	12	~	0	0	04
ST.E.	.08	٠.	.08	0	0	•	0	•	0	0	0	0
0 2.6	2.6	*	8.0	8.3	8.4	•	0.6	11.5	13.7	13.8	14.4	14.7
:	:	•		,		į						
13- 24	11:	71.	3.5	5.0	50	200	5.0		00.	13	0.	00.
4	9 41	10.1		>	, ,	, ,	60.00		 V	5.6	5	
×	;	:	:		•	;	;	-	;	÷	÷	÷
·	-1.0 -	8.0	٠.	4.0-	-0.2	0	9	4.0	9.0	8.0	1.0	
•	+	+	+	<u> </u>	+-	+	+	+	+		<b>†</b>	
> <					+	IXXX	ŧ.					
					*	XXX	+					
7.0					÷	XX	+					
0.0					+	+ XI	+					
0.0					+	X	+					
0.0					+	KXI	+					
0.0					+	XI	+					
-					4	1444						
6					+	4444						
						7						
0.0					+	X.	+					
9					+	×	+					
0.0-					+	+ XI	+					
. O- E					¥	XX	+					
4 0.1					+	IXX	±					
5 0.0					+	Н	+					
0.0					+	X	+					
7					4	; ;	٠,					
						4 :						
					+	¥ ;	+					
5 0					+ -	ž,	+ 1					
0.0					+	* IX	+					
PARTIAL AUTO	AUTOCORRELATION	TTATE	SNO									
N	.13	1	, -:	02	05	07	.02	16	14	10	05	02
H.	.08						.08		.08			
	,											
13- 24	15	. 14	08	.02	.08	02	.05	02	03	04	00.	03
	.08	.08	80.	80.	.08	80.	.08		80.	.08	.08	.08
			٠									
•	. n.1-	2		4.0	7 1		7.7	•	9.	 	o .	
					+	· 1-	÷					
-0.1					÷	LX.	+					
-0					<b>\$</b>		. 4					
-0.0					•	-						
0.0-					+	' <u>`</u>	. 4					
					. ,		. 4					
					. ,	, two						
					. \$	4 5						
						7	٠ ۽					
					. :	7 7	<b>s</b> -					
					Ž .	<u> </u>						
9 6						+ XI + .						
7					+	٠.	+					
7.00					2	ž	+ ;					
						TXXX	ži i					
0.0-						XXI	+					
0.0					+ -	×	+					
					+	XXI	+					
20.0					+	H i	+					
20 0 02					+ -	×,	+					
0.0-0					+		+					

T	7.82 10.76 -3.88	
Y.		
STD ERROR	.0679 .0595 .0728	
VALUE	.5315 .6405 2827 2872	160 0.907 0.559879E+01
ORDER	122	0.559
FACTOR	- 2 - I	
NUM./ DENOM.	MA MA AR AR	F OBSERVATIONS
VARIABLE NAME	IPI IPI IPI	NUMBER OF OT TANDARD ERR
PARAMETER LABEL	H 0/ 15/ 4	EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS R-SQUARE

Quadro 10.7: Ajustamento do modelo (10.36) à série  $A_8$  - IPI (SCA).

PARAMETER LABEL	R VARIABLE NAME	NUM./	FACTOR	ORDER	VALUE	STD	E	
	191 191 191 191	MA MA AR AR	- 2	122 4 4 5 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7	.5409 .6584 2562 1587	.0669 .0586 .0729 .0737	8.09 11.23 -3.52 -2.15	
EFFECTIVE R-SQUARE . RESIDUAL S	EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS R-SQUARE RESIDUAL STANDARD ERROR	F OBSERVATIONS FROR		0.5510	160 0.910 0.551065E+01		•	

Quadro 10.8: Ajustamento do modelo (10.37) à série  $A_8$  - IPI (SCA).

As previsões para os meses de janeiro a julho de 2000, com origem em dez./99 (t=180), encontram-se na Tabela 10.10 e Figura 10.17. As previsões atualizadas a cada nova observação são apresentadas na Tabela 10.11 e Figura 10.18.

Finalmente, com o objetivo de comparar os dois modelos ajustados para a série As - IPI, expressões (10.35) e (10.38), apresentamos algumas medidas de ajustamento e adequação de previsão na Tabela 10.12.

Os valores EQMP $_{180}$  e EQMP(1) foram obtidos das Tabelas 10.8, 10.9, 10.10 e 10.11. Os valores AIC e BIC, das expressões (6.21) e (6.24), respectivamente.

10.3. SAZONALIDADE ESTOCÁSTICA

Tabela 10.10: Previsões para a série As - IPI, utilizando o modelo (10.38), com origem em t=180 e  $h=1,2,\ldots,7$ .

t + h	$Z_t(h)$	Erro padrão	$Z_{t+h}$
181	106,4046	5,5106	100,1300
182	98,2554	6,0637	99,9000
183	109,5588	6,5704	105,3800
184	109,7577	7,0407	101,9600
185	125,3837	7,1290	116,1900
186	131,6298	7,1998	124,6600
187	143,4999	7,3504	131,1000
EOM	$EOMP_{180} = 58.17$	İ	2112

Tabela 10.11: Previsões atualizadas para a série  $\rm A_8$ - IPI, utilizando o modelo (10.38).

$Z_{t+h}$	100,1300	0006,66	105,3800	101,9600	116,1900	124,6600	131,1000	
Erro padrão	5,5106	5,5106	5,5106	5,5106	5,5106	5,5106	5,5106	
$\hat{Z}_t(1)$ E	106,4046	95,3746	108,7557	107,4047	122,1383	124,6206	136,7436	EQMP(1) = 24,02
t+h	180	181	182	183	184	185	186	EQMI

Tabela 10.12: Medidas de qualidade de ajuste e previsão para os modelos (10.35) e (10.38).

$\frac{\hat{\sigma}_d^2}{27.35} \frac{AIC}{3.38}$	Prev	Previsão
27.35 3.38	EQMP <sub>180</sub>	EQMP(1)
	57.22	43.89
(10.38) 30.36 3.47 3.56	58.17	24.02

279

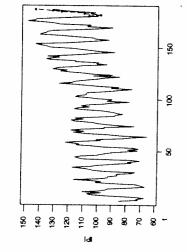


Figura 10.17: Série A<sub>8</sub> - IPI, observações de jan. 90 a jul. 2000 e previsões (linha tracejada) para os meses de janeiro a julho de 2000, utilizando o modelo (10.38), com origem em dez. 99 e  $h=1,2,\ldots,7$ .

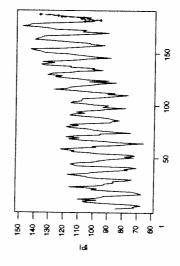


Figura 10.18: Série A<sub>8</sub> - IPI, observações de jan. 90 a jul. 2000 e previsões atualizadas (linha tracejada) para os meses de janeiro a julho de 2000, utilizando o modelo (10.38).

Analisando as informações da Tabela 10.12 podemos concluir que o modelo (10.35) é o que melhor se ajusta à série  $A_8$  - IPI e, também, o que faz melhores previsões para os meses de janeiro a julho de 2000 quando fixamos a origem da previsão em dezembro de 1999. Entretanto, o modelo (10.38) se comporta melhor quando se faz previsões atualizadas.

### 10.4 Problemas

10.4. PROBLEMAS

# 1. Considere o modelo SARIMA(0, 1, 2) × (0, 1, 1)<sub>12</sub>:

$$\Delta \Delta_{12} Z_t = (1 - \Theta B^{12})(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2) a_t.$$

- (a) Escreva o modelo na forma de um modelo ARMA.
- (b) Qual a ordem do modelo ARMA resultante?
- (c) Obtenha a fac do modelo.
- 2. Para o modelo SARIMA $(0,1,1) \times (0,1,1)_{12}$ :
- (a) escreva-o explicitamente;
- (b) obtenha a região de invertibilidade;
- (c) obtenha as autocorrelações do processo.
- 3. Usando um programa de computador apropriado, obtenha as autocorrelações estimadas para  $Z_t, \Delta Z_t, \Delta A_Z_t, \Delta \Delta_4 Z_t$ , sendo  $Z_t$  a série de consumo de gasolina da Tabela 3.14.
- (a) O que você pode observar nas autocorrelações de  $Z_t?$
- (b) A mesma pergunta para  $\Delta Z_t$ .
- (c) Qual das séries você consideraria estacionária?
- (d) Utilizando um programa de identificação, sugira um ou mais modelos adequados para a série; obtenha as estimativas preliminares para os parâmetros.
- (e) Obtenha as estimativas finais para os parâmetros do(s) modelo(s) através de um programa de estimação; verifique se o(s) modelo(s) é(são) adequado(s).
- (f) Obtenha previsões para 1974 utilizando o(s) modelo(s) estimado(s).
- 4. Considere a série A<sub>1</sub> Cananéia.
- (a) Utilizando um programa de identificação, sugira um ou mais modelos adequados para a série; obtenha as estimativas preliminares para os parâmetros.
  - (b) Obtenha as estimativas finais para os parâmetros do(s) modelo(s) através de um programa de estimação; verifique se o(s) modelo(s) é(são) adequado(s).
- (c) Obtenha previsões para 1986 utilizando os modelos estimados.
- Mesmas questões do Problema 4 para a Série A<sub>5</sub> Energia.
- 6. Identificar um modelo para a série que fornece a fac amostral da tabela a