4
Aplicações

Este capítulo trata da aplicação de modelos GARMA a séries reais de dados de contagem. Para o estudo de casos reais foram escolhidas as seguintes séries: número de casos mensais de poliomielite nos Estados Unidos e número de casos diários de enfartos no município do Rio de Janeiro, ambas séries de contagens apresentando baixa intensidade. Foram estimados modelos GARMA(p,q)-Poisson e GARMA(p,q)-NB compreendendo os seguintes valores possíveis de $p = (0,1,2)$ e $q = (0,1,2)$. Uma vez estimados, o desempenho dos modelos foi comparado utilizando-se os critérios AIC, BIC, e Hanna-Quinn já definidos no capítulo anterior, além da análise dos resíduos.

4.1
Número de casos de poliomielite nos Estados Unidos

Trata-se de uma série mensal de número de casos de poliomielite contabilizados pelo centro de controle de doenças dos Estados Unidos da América. Esta série é a mesma que foi utilizada por Benjamin, Rigby e Stasinopoulos (2003) [1] em seu artigo e é referente ao período de 1970 à 1983, perfazendo 168 observações. (Fonte: U.S. Center for Disease Control).

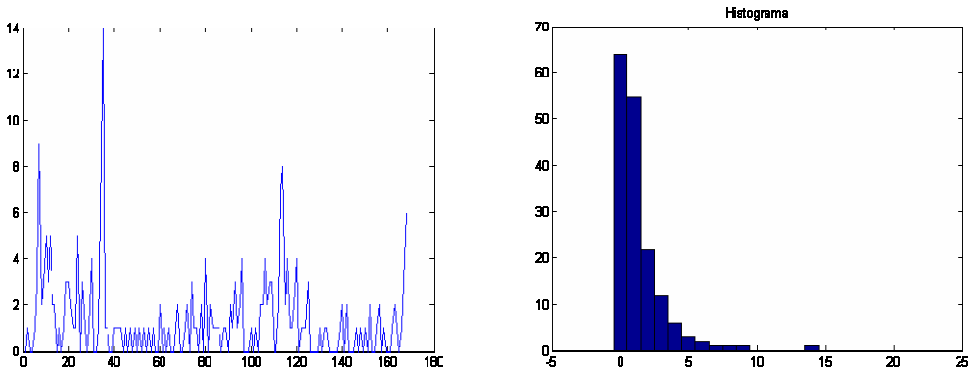

Figura 15: Série do número de casos de poliomielite e histograma da série.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

Tabela 6: Estatísticas descritivas para a série de poliomielite nos Estados Unidos da América.

média	variância	desvio padrão	curtose	assimetria
1.3333	3.5050	1.8722	16.8178	3.0519

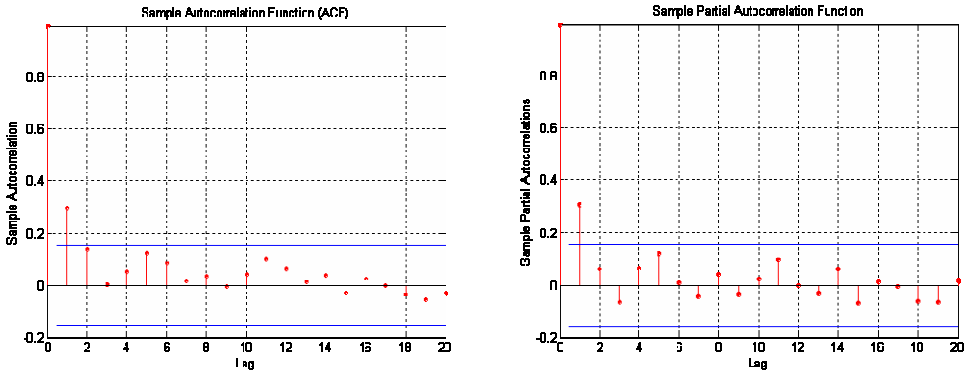

Figura 16: FAC e FACP para a série de poliomielite nos Estados Unidos da América.

Nas análises acima pode se ver pelos gráficos da FAC e da FACP que as observações no tempo t desta série estão correlacionadas com as observações no tempo t-1 (autocorrelação de lag 1).

As variáveis explicativas utilizadas estão organizadas no vetor definido abaixo:

$$x_t' = \left[1 \quad t \quad \cos\left(\frac{2\pi \cdot t}{12}\right) \quad \sin\left(\frac{2\pi \cdot t}{12}\right) \quad \cos\left(\frac{2\pi \cdot t}{6}\right) \quad \sin\left(\frac{2\pi \cdot t}{6}\right)\right], \qquad \textbf{(59)}$$

com o qual pretende-se estimar e investigar a presença de um nível, tendência e sazonalidade da série. E, para tratar o evidente valor discrepante em t=35 foi utilizado uma análise de intervenção via variável dummy.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

4.1.1
Aplicação do modelo GARMA-Poisson

Aplicando o modelo GARMA-P à série de casos de poliomielite os seguintes resultados foram encontrados.

Tabela 7: Resultados dos critérios BIC, AIC e Hanna-Quinn para a série de casos de poliomielite nos Estados Unidos da América - modelagem GARMA-Poisson.

BIC

p	0	1	2
q			
0		3.2946	3.2800
1	3.3108	3.2669	3.2773
2	3.2693	**3.2662**	3.2922

AIC

p	0	1	2
q			
0		3.1452	3.1120
1	3.1614	3.0989	3.0906
2	3.1012	**3.0795**	3.0868

Hanna-Quinn

p	0	1	2
q			
0		3.2059	3.1802
1	3.2220	3.1671	3.1663
2	3.1694	**3.1553**	3.1702

Logo fica evidente que pelos três critérios utilizados a estrutura do modelo GARMA-Poisson identificada foi a GARMA(1,2). Este resultado difere do encontrado por Benjamin, Rigby e Stasinopoulos (2003) [1], o GARMA(0,2). O resultado GARMA(0,2) foi alcançado utilizando-se o GAIC (*Generalized Akaike information criterion*) de modo que, apesar de diferentes, não estão necessariamente errados.

Abaixo estão alguns gráficos referentes à estimativa da série pelo modelo escolhido.

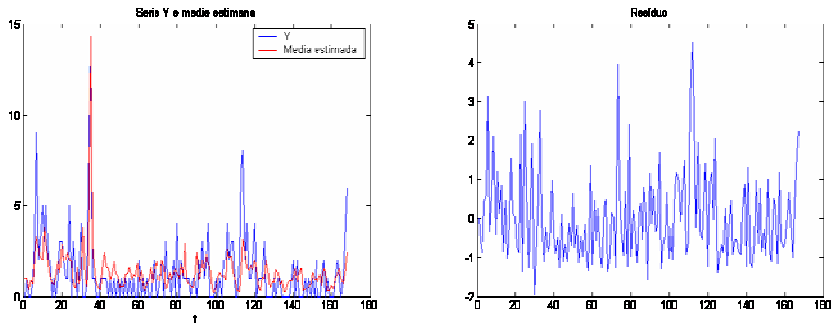

Figura 17: Série de casos de poliomielite nos EUA e média estimada; resíduos do modelo GARMA(1,2)-Poisson aplicado à série.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

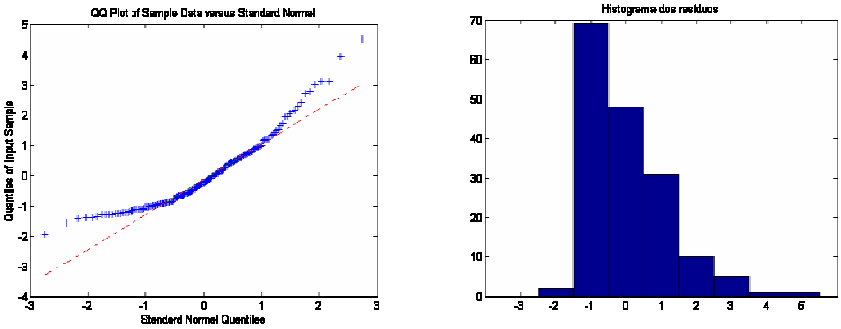

Figura 18: QQplot e histograma dos resíduos do modelo GARMA(1,2) aplicado à série.

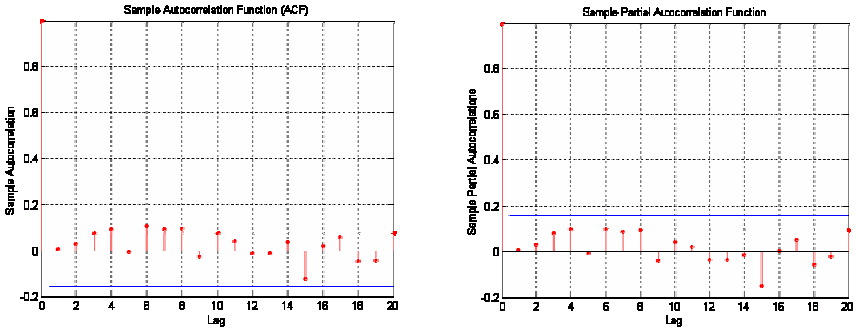

Figura 19: FAC e FACP dos resíduos do modelo GARMA(1,2) aplicado à série.

Nota-se a evidente não normalidade dos resíduos, o que era de se esperar, e também a não evidencia de correlação serial nos mesmos.

4.1.2
Aplicação do modelo GARMA-NB

Aplicando o modelo GARMA-NB à série de casos de poliomielite chegou se aos seguintes resultados.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

Tabela 8: Resultados dos critérios BIC, AIC e Hanna-Quinn para a série de casos de poliomielite nos Estados Unidos da América - modelagem GARMA-NB.

BIC

p	0	1	2
q			
0		3.2269	3.2264
1	3.2363	**3.2183**	3.2321
2	3.2208	3.2272	3.2550

AIC

p	0	1	2
q			
0		3.0589	3.0397
1	3.0683	3.0316	3.0267
2	3.0341	**3.0218**	3.0309

Hannah

p	0	1	2
q			
0		3.1271	3.1155
1	3.1365	**3.1074**	3.1100
2	3.1099	3.2272	3.1219

Pelos resultados acima, vemos que na aplicação do modelo GARMA-NB à série de poliomielite, teremos duas possíveis estruturas: a GARMA(1,1) e GARMA(1,2). Como melhor opção escolheremos a estrutura mais parcimoniosa, GARMA(1,1), mas é importante notar que a estrutura escolhida pelo critério AIC foi a GARMA(1,2), mesma estrutura escolhida para o caso GARMA-Poisson o que dá consistência ao resultado desta estimativa.

A seguir estão alguns gráficos referentes à estimativa da série pelo modelo GARMA(1,1)-NB.

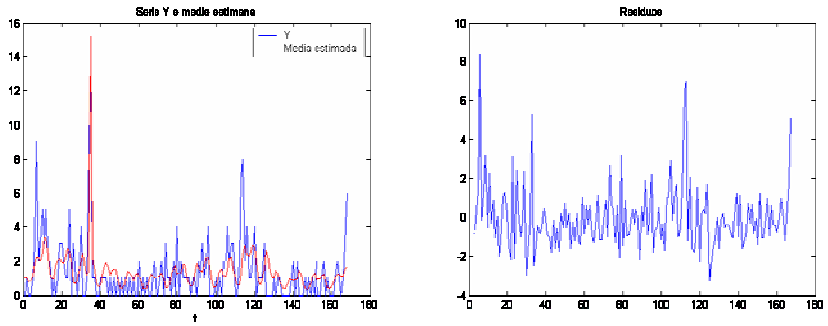

Figura 20: Série de casos de poliomielite nos EUA e média estimada; resíduos do modelo GARMA(1,1)-NB aplicado à série.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

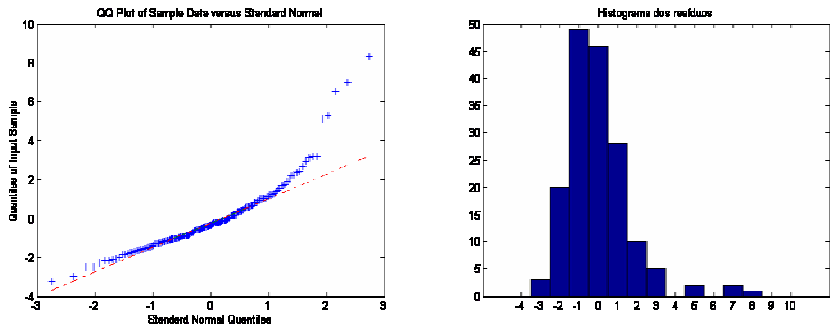

Figura 21: QQplot e histograma dos resíduos do modelo GARMA(1,1)-NB aplicado à série de casos de poliomielite nos EUA.

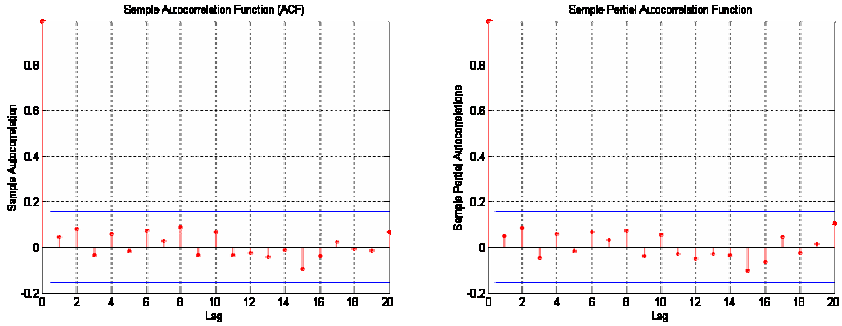

Figura 22: FAC e FACP dos resíduos do modelo GARMA(1,1) aplicado à série de casos de poliomielite nos EUA.

Novamente temos resíduos não normais e descorrelatados.

Abaixo estão resumidos os resultados dos modelos GARMA-Poisson e GARMA-NB que melhor se ajustaram à série de poliomielite.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

Tabela 9: Estimativa dos hiperparâmetros encontrados ao se ajustar os modelos GARMA(1,2)-Poisson e o modelo GARMA(1,1)-NB à série de casos de poliomielite nos EUA.

parâmetro	**GARMA(1,2) Poisson**	**GARMA(1,1) NB**
ϕ_1	-0.4847	0.9155
ϕ_2	#	#
θ_1	0.6829	-0.8218
θ_2	0.2709	#
intercepto	0.5686	0.8950
t	-0.0035	-0.0005
$\cos(2\pi \cdot t/12)$	0.0827	0.0698
$\sin(2\pi \cdot t/12)$	-0.4989	-0.4764
$\cos(2\pi \cdot t/6)$	0.4178	0.3842
$\sin(2\pi \cdot t/6)$	0.0374	0.0119
dummy	1.3636	1.9465
k	#	4.3511
RMSE	1.3921	1.4265
MAD	1.0088	1.0207
BIC	3.2662	3.2183
AIC	3.0795	3.0316
HANNA	3.1553	3.1074

Feita essa primeira estimativa, foi verificado que a presença do termo referente à tendência não foi estatisticamente significante para os dois modelos ajustados. Com o teste de razão da verossimilhança alcançou se respectivamente os valores empíricos de 3.4191 e 0.0069 para os modelos GARMA(1,2)-Poisson e GARMA(1,1)-NB os quais não superaram o valor crítico de 3.8415 definido pelo teste ao nível de 5%.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

Os novos resultados dos modelos GARMA(1,2)-Poisson e GARMA(1,1)-NB sem a presença do termo referente à tendência encontram-se abaixo.

Tabela 10: Estimativa dos hiperparâmetros encontrados ao se ajustar os modelos GARMA(1,2)-Poisson e o modelo GARMA(1,1)-NB (sem o termo referente à tendência) à série de casos de poliomielite nos EUA.

parâmetro	**GARMA(1,2) Poisson**	**GARMA(1,1) NB**
ϕ_1	-0.4689	0.9204
ϕ_2	#	#
θ_1	0.6806	-0.8269
θ_2	0.2812	#
intercepto	0.2921	0.8934
$\cos(2\pi \cdot t/12)$	0.0754	0.0698
$\sin(2\pi \cdot t/12)$	-0.4999	-0.4780
$\cos(2\pi \cdot t/6)$	0.4121	0.3851
$\sin(2\pi \cdot t/6)$	0.0410	0.0105
dummy	1.4602	1.9327
k	#	4.4528
RMSE	1.3954	1.4256
MAD	1.0105	1.0195
BIC	3.2560	3.1877
AIC	3.0880	3.0197
HANNA	3.1562	3.0879

Vê-se pelo RMSE (*Root Mean Square Error*) e MAD (*Mean Absolute Deviation*) que o modelo de melhor ajuste é o GARMA-Poisson (1,2).

Para fins de comparação abaixo encontra-se a estimativa e o intervalo de confiança para a mesma série mas agora modelada por uma modelo Gaussiano tradicional.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

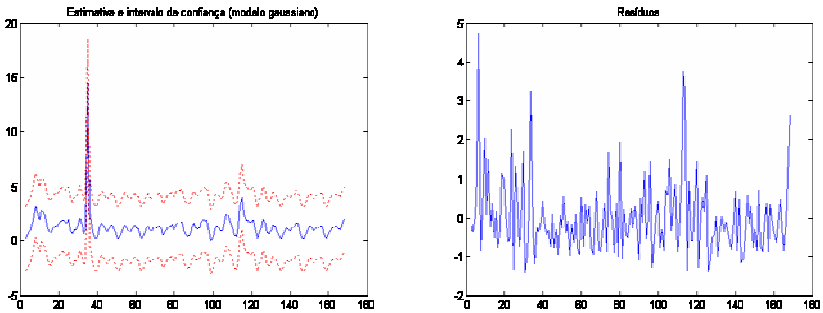

Figura 23: Série de casos de poliomielite nos EUA e média estimada; resíduos do modelo ARMA(2,0) aplicado à série.

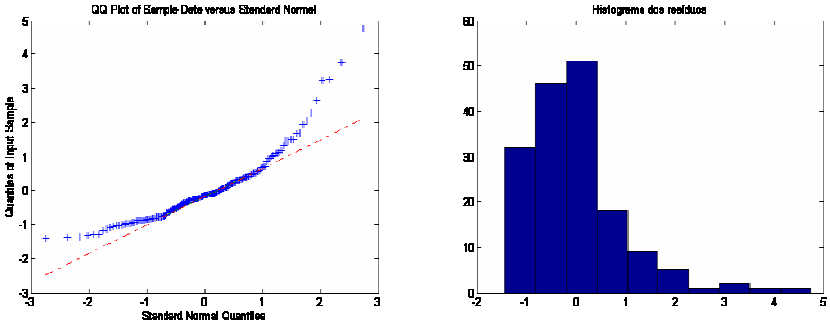

Figura 24: QQplot e histograma dos resíduos do modelo ARMA(2,0) aplicado à série.

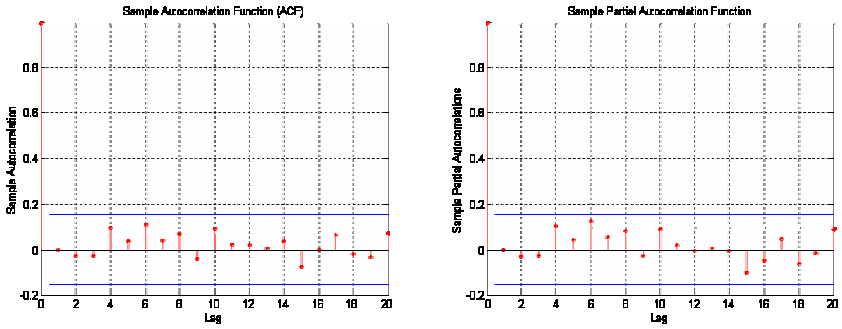

Figura 25: FAC e FACP dos resíduos do modelo ARMA(2,0) aplicado à série.

Nota-se claramente que o modelo não é adequado para modelar a série em questão pois, como é possível observar, existem valores negativos para o intervalo de confiança, indicando a possibilidade de haver valores negativos para a média condicional o que é inconsistente com dados de contagem não negativos.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

Abaixo estão agrupados os resultados dos modelos GARMA-Poisson e GARMA-NB que melhor se ajustaram à série de poliomielite bem como os resultados referentes ao ajuste pelo modelo ARMA(2,0), melhor modelo Gaussiano.

Tabela 11: Análise dos modelos identificados e modelo ARMA para a série de casos de poliomielite nos Estados Unidos.

parâmetro	GARMA(1,2) Poisson	GARMA(1,1) NB	ARMA(2,0) Gaussiano
ϕ_1	-0.4689	0.9204	0.218053
ϕ_2	#	#	0.175228
θ_1	0.6806	-0.8269	#
θ_2	0.2812	#	#
intercepto	0.2921	0.8934	1.290695
$\cos(2\pi \cdot t/12)$	0.0754	0.0698	0.132844
$\sin(2\pi \cdot t/12)$	-0.4999	-0.4780	0.446096
$\cos(2\pi \cdot t/6)$	0.4121	0.3851	-0.426085
$\sin(2\pi \cdot t/6)$	0.0410	0.0105	0.027016
dummy	1.4602	1.9327	11.68802
k	#	4.4528	#
RMSE	1.3954	1.4256	0.9698
MAD	1.0105	1.0195	1.3274
BIC	3.2560	3.1877	3.8361
AIC	3.0880	3.0197	3.6861
HANNA	3.1562	3.0879	3.7470

É pertinente salientar que apesar de inconsistente o melhor modelo Gaussiano encontrado, ARMA(2,0), possui menor RMSE, sendo assim o modelo de melhor ajuste à série de poliomielite.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

4.2
Número de enfartos em maiores de 65 anos na cidade do Rio de Janeiro

Esta é uma série diária (725 observações) de ocorrência de enfarto agudo do miocárdio em pessoas com idade superior a 65 anos no município do Rio de Janeiro, Brasil. (Fonte: AIH/DATASUS).

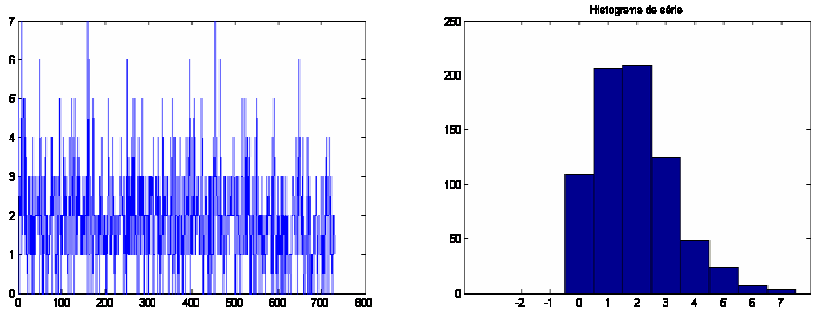

Figura 26: Série do número de enfartos no município do Rio de Janeiro e histograma da série.

Tabela 12: Estatísticas descritivas da série do número de enfartos no município do Rio de Janeiro.

média	variância	desvio padrão	curtose	simetria
1.8657	1.8030	1.3428	3.4962	0.7204

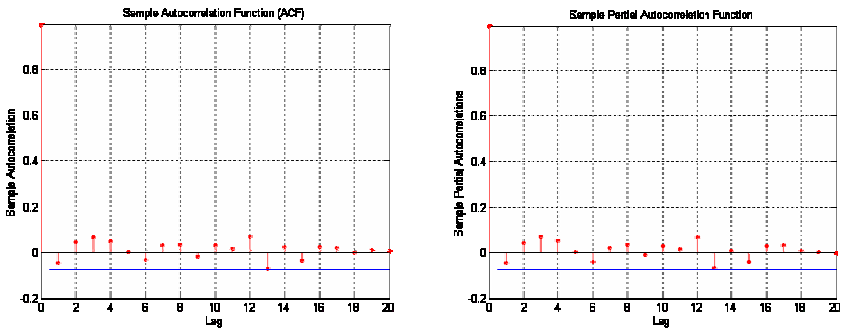

Figura 27: FAC e FACP da série do número de enfartos no município do Rio de Janeiro.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

Como variáveis explicativas, inicialmente será utilizado um vetor contendo: um intercepto, o tempo t e uma variável dummy indicadora de "estação" (período anual de temperatura quente) e os dias da semana.

x =(intercepto, t, segunda-feira, terça-feira, quarta-feira, quinta-feira, sexta-feira, sábado, estação).

4.2.1
Aplicação do modelo GARMA-Poisson

Aplicando o modelo GARMA-Poisson à série de número de enfartos do miocárdio em questão os seguintes resultados foram encontrados:

Tabela 13: Resultados dos critérios BIC, AIC e Hanna-Quinn para a série de número de enfartos no município do Rio de Janeiro - modelagem GARMA-Poisson.

BIC

p	0	1	2
q			
0		**3.3590**	3.3677
1	3.3593	3.3676	3.3767
2	3.3675	3.3766	3.3343

AIC

p	0	1	2
q			
0		**3.3018**	3.3042
1	3.3021	3.3041	3.3069
2	3.3040	3.3067	3.3343

Hanna-Quinn

p	0	1	2
q			
0		**3.3239**	3.3287
1	3.3242	3.3286	3.3338
2	3.3285	3.3337	3.3343

Podemos ver pelas três análises anteriores que o modelo GARMA-NB escolhido é o GARMA(1,0).

Através dos testes de razão de verossimilhança efetuados foi possível verificar que a presença da variável explicativa "estação" não era significante ao nível de 95% e que apesar de pouco clara pela inspeção visual da série uma tendência foi detectada ao nível de 95%.

Abaixo estão os valores dos hiperparâmetros estimados para o modelo GARMA(1,0)-Poisson ajustado à série de números de casos de enfarto no município de Rio de Janeiro.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

Tabela 14: Hiperparâmetros estimados para o modelo GARMA(1,0)-Poisson ajustado à série de número de casos de enfarto no município do Rio de Janeiro.

Parâmetro	**GARMA(1,0) Poisson**
ϕ_1	-0.0417
ϕ_2	0
θ_1	0
θ_2	0
intercepto	0.6592
t	-0.0004
segunda-feira	0.2409
terça-feira	0.0336
quarta-feira	0.1737
quinta-feira	0.1478
sexta-feira	0.0825
sábado	0.0124
RMSE	1.3161
MAD	1.0318
BIC	3.3804
AIC	3.3233
HANNA	3.3453

Uma característica curiosa foi observada ao se ajustar o modelo à série de casos de enfarto. Comparando relativamente à magnitude de cada hiperparâmetro estimado ficou evidente que segunda-feira, quarta-feira e quinta-feira são os dias com maiores expressividade (contribuição) no modelo ajustado sendo a segunda-feira o dia mais expressivo.

A seguir estão algumas análises e gráficos referente ao ajuste do modelo GARMA(1,0)-Poisson. Pode-se observar melhor a presença de uma tendência evidenciada pela diminuição dos valores da média condicional ao longo do tempo. Nota-se também a não normalidade dos resíduos e a não correlação serial dos mesmos.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

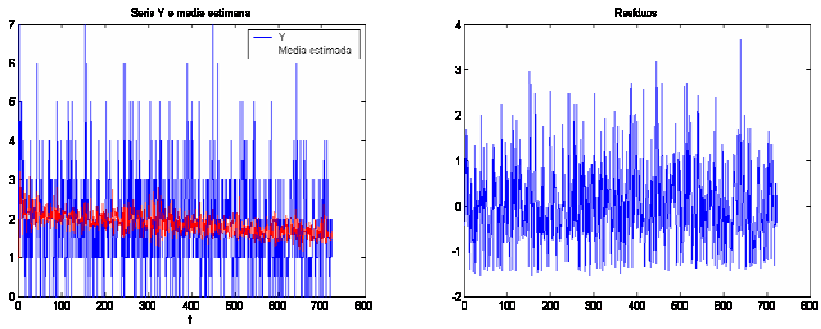

Figura 28: Série de número de casos de enfarto no município do Rio de Janeiro e média estimada da série; resíduos do modelo GARMA(1,0)-Poisson ajustado à série de enfartos.

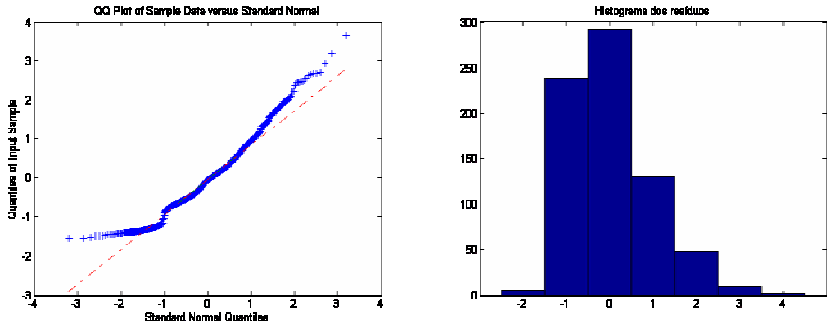

Figura 29: QQplot e histograma dos resíduos do modelo GARMA(1,0)-Poisson ajustado à série de enfartos.

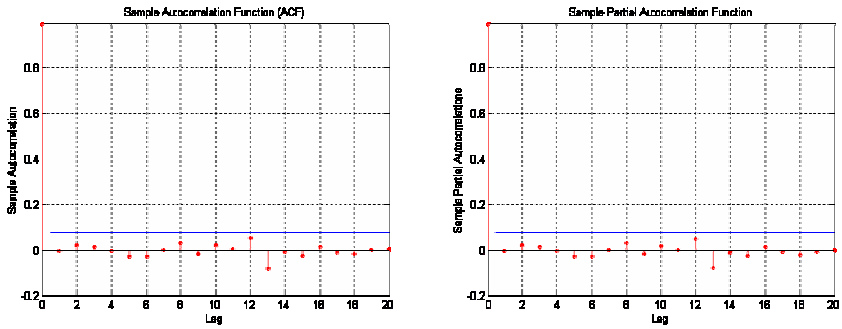

Figura 30: FAC e FACP dos resíduos do modelo GARMA(1,0)-Poisson ajustado à série de enfartos.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

4.2.2
Aplicação do modelo GARMA-NB

Aplicando o modelo GARMA-NB à série referente ao número de casos de enfarto chegou-se ao resultado abaixo apresentado:

Tabela 15: Resultados dos critérios BIC, AIC e Hanna-Quinn para a série de número de enfartos no município do Rio de Janeiro - modelagem GARMA-NB.

BIC

p	0	1	2
q			
0		**3.3400**	3.3487
1	3.3402	3.3504	3.3578
2	3.3485	3.3577	3.3624

AIC

p	0	1	2
q			
0		**3.2765**	3.2788
1	3.2767	3.2805	3.2815
2	3.2787	3.2814	3.2798

Hanna-Quinn

p	0	1	2
q			
0		**3.3010**	3.3058
1	3.3012	3.3075	3.3110
2	3.3056	3.3108	3.3117

Novamente, como no caso GARMA-Poisson, temos como modelo escolhido o modelo de estrutura GARMA(1,0).

Foi possível verificar através de testes de razão de verossimilhança que, pelo ajuste do modelo GARMA(1,0)-NB, a variável explicativa referente à “estação” também não se mostrou significante ao nível de 95%. Como ocorreu no ajuste do modelo GARMA(1,0)-Poisson, uma tendência também foi detectada ao mesmo nível de significância.

Abaixo estão os valores dos hiperparâmetros estimados para o modelo estimado GARMA(1,0)-NB ajustado à série de números de casos de enfarto no município de Rio de Janeiro.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

Tabela 16: Hiperparâmetros estimados para o modelo GARMA(1,0)-NB ajustado à série de número de casos de enfarto no município do Rio de Janeiro.

parâmetro	**GARMA(1,0) NB**
ϕ_1	-0.0408
ϕ_2	0
θ_1	0
θ_2	0
intercepto	0.6654
t	-0.0004
segunda-feira	0.2360
terça-feira	0.0342
quarta-feira	0.1711
quinta-feira	0.1449
sexta-feira	0.0805
sábado	0.0126
k	50.0000
RMSE	1.3355
MAD	1.0419
BIC	3.3607
AIC	3.2973
HANNA	3.3218

Novamente os hiperparâmetros referentes à segunda-feira, quarta-feira e quinta-feira foram os de maiores módulos dentre os dias da semana. A presença de um valor exato e de discrepante magnitude (50.000) para o hiperparâmetro k se deu por causa do limite estipulado para o espaço paramétrico utilizado na maximização da função de verossimilhança. Outros limites do espaço paramétrico foram utilizados (testados) mas o resultado da maximização sempre indicou, para o hiperparâmetro k, o valor máximo presente no espaço paramétrico escolhido.

Motivado pelo ocorrido observou-se algumas distribuições Binomiais Negativas para investigar a relação entre o comportamento da distribuição e o hiperparâmetro k. Analisando as diversas distribuições Binomiais Negativas abaixo geradas (para alguns valores do parâmetro k), nota-se que a que mais se assemelha à distribuição amostral da série de número de enfartos (histograma da figura 26) é justamente a que possui o maior k, o que dá consistência ao resultado encontrado pela estimação.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

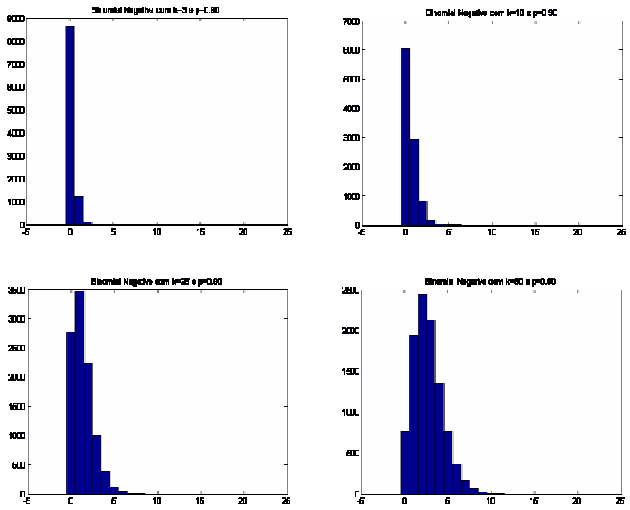

Figura 31: Histograma de quatro séries, cada uma gerada por um ruído com distribuição Binomial Negativa com p=0.90 e respectivamente k=3, k=10, k=25, e k=50.

Isso indica que provavelmente a série de número de enfartos tem um comportamento parecido com os das séries geradas por processos Poisson. Esse fato é ainda mais enfatizado se observarmos a média e a variância amostral apresentadas na tabela de estatísticas descritivas da série, Tabela 12. Nota-se que são valores muito parecidos (média =1.8657 e variância =1.8030) o que aponta novamente para uma distribuição condicional Poisson.

A seguir estão algumas análises referentes ao ajuste do modelo escolhido à série.

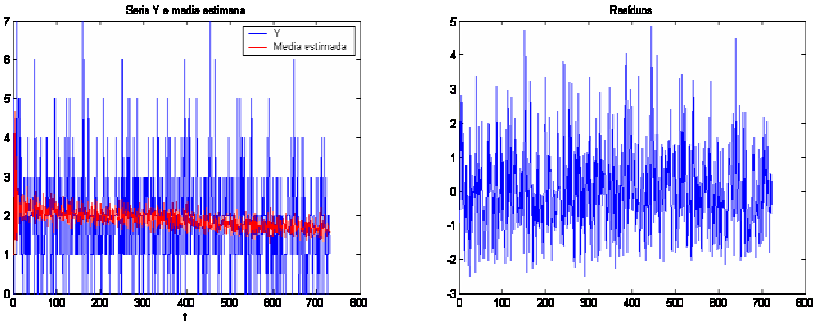

Figura 32: Série de enfartos e média estimada da série; resíduos do modelo GARMA(1,0)-NB ajustado à série.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

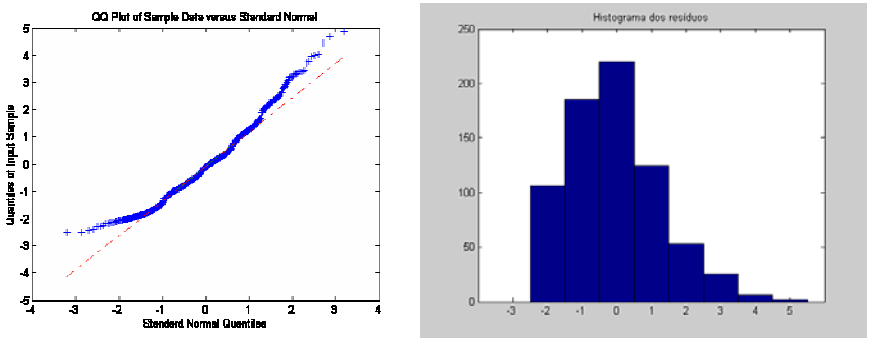

Figura 33: QQplot e histograma dos resíduos do modelo GARMA(1,0)-NB ajustado à série de casos de enfartos no município do Rio de Janeiro.

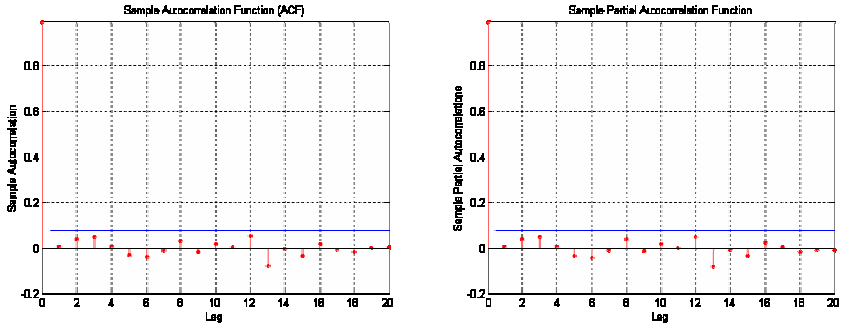

Figura 34: FAC e FACP dos resíduos do modelo GARMA(1,0)-NB ajustado à série de casos de enfartos no município do Rio de Janeiro.

Novamente pode-se ver que os resíduos são não normais e não possuem correlação serial salvo por algo pouco significativo no lag 13. A tendência detectada pelo teste de razão de verossimilhança pode ser notada observando o comportamento da média condicional.

Após essa breve análise três informações relevantes puderam ser extraídas:

- ✓ Existem dias nos quais, por algum motivo, estão presentes maiores números de enfartos no município do Rio de Janeiro. Esses dias são: segunda-feira, quarta-feira e quinta-feira sendo que sábado é o dia em que ocorrem maiores números de enfartos. Uma das já sabidas razões para o maior número de casos de enfarto na segunda feira é o simples fato de as pessoas serem avessas a ir aos hospitais no domingo, estendendo o problema até a segunda feira quando então resolvem procurar ajuda médica.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

- ✓ Sábado possui pouca correlação com a série de número de casos de enfarto no município do Rio de Janeiro, ou seja, é um dia que em geral possui baixa contagem de números de enfarto;
- ✓ Existe uma tendência que indica a ocorrência de uma queda no número de enfartos no município do Rio de Janeiro.

Algumas variáveis explicativas foram introduzidas no modelo e a contribuição de cada uma foi estudada para investigar possíveis associações entre o nível de poluentes e os casos de enfarto. As variáveis explicativas em questão são referentes à poluição presente no ar do Rio de janeiro. Foram utilizadas como variáveis explicativas o nível diário de monóxido de carbono e também a quantidade de material particulado com diâmetro de até 10 mícrons presente no ar do município do Rio de Janeiro.

O monóxido de carbono (CO) é um gás invisível e inodoro sendo, portanto de difícil detecção. É particularmente prejudicial às pessoas com insuficiência cardíaca e/ou obstrução arterial pois limita a capacidade do sangue de transportar oxigênio ocasionando dores no peito, arritmia cardíaca e cansaço. São fontes de monóxido de carbono: fumaça expelida por automóveis, resíduo de processos industriais, queimadas em florestas etc.

O material particulado PM_{10}, ou seja com diâmetro menor ou igual a 10μm, não constitui uma espécie química definida, mas um conjunto de partículas no estado sólido ou líquido com diâmetro menor que 100 mm que incluem pós, fumaças, poeiras e aerossóis emitidos para a atmosfera por indústrias, veículos, construção civil, arraste natural de poeiras etc. As partículas PM_{10} não são retidas nas vias superiores do aparelho respiratório podendo atingir os alvéolos pulmonares, acumulando-se e ocasionando diversos males.

Os dados diários de poluição do ar foram obtidos na Fundação Estadual de Engenharia do Meio Ambiente (FEEMA) e na Secretaria Municipal do Meio Ambiente (SMAC). Os dados diários foram captados por monitoramento automático da FEEMA e da SMAC localizados nos bairros de Jacarepaguá, Centro, Copacabana, São Cristóvão e Tijuca.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

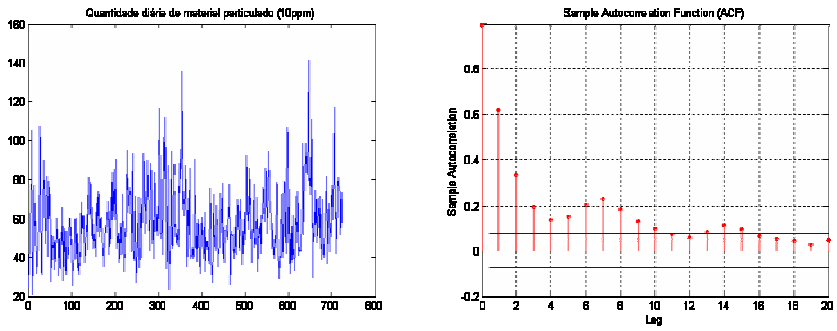

Figura 35: Série diária da quantidade de PM_{10}, material particulado (10ppm), presente no ar (referente ao mesmo período da série de enfartos no município do Rio de Janeiro).

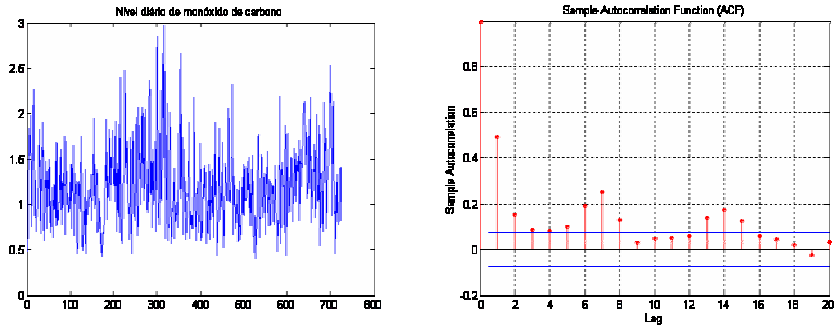

Figura 36: Nível diário de monóxido de carbono referente ao mesmo período da série de casos de enfartos no município do Rio de Janeiro.

Com essas novas estimativas, incluindo as variáveis PM_{10} e CO chegamos à conclusão de que há indícios de associação estatística entre o número diário de casos de enfarto e os níveis de poluição presente no ar do município do Rio de Janeiro.

Os resultados encontrados testando individualmente cada uma das variáveis explicativas bem como as combinações entre elas indicaram pelo teste de razão de verossimilhança que os poluentes estatisticamente significantes para o modelo em estudo foram:

- Para o modelo GARMA(1,0)-Poisson:
  - ✓ PM_{10} (ao nível de 95%);
  - ✓ CO (ao nível de 95%).

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

- Para o modelo GARMA(1,0)-NB:
  - ✓ PM (ao nível de 90%);

Abaixo estão as estimativas dos hiperparâmetros dos modelos GARMA(1,0)-Poisson com a variável explicativa $PM_{10;}$ GARMA(1,0)-Poisson com a variável explicativa CO; GARMA(1,0)-NB com a variável explicativa PM_{10}

Tabela 17: Estimativa dos hiperparâmetros ao se ajustar os modelos: GARMA(1,0)-Poisson com a variável explicativa PM_{10}; GARMA(1,0)-Poisson com a variável explicativa CO; GARMA(1,0)-NB com a variável explicativa PM_{10}.

parâmetro	**GARMA(1,0) Poisson com a variável PM_{10}**	**GARMA(1,0) Poisson com a variável CO**	**GARMA(1,0) NB com a variável PM_{10}**
ϕ_1	-0.0430	-0.0405	-0.0421
ϕ_2	#	#	#
θ_1	#	#	#
θ_2	#	#	#
intercepto	0.5172	0.5621	0.5251
t	-0.0005	-0.0004	-0.0005
segunda-feira	0.2194	0.2171	0.2152
terça-feira	0.0013	-0.0042	0.0028
quarta-feira	0.1351	0.1293	0.1335
quinta-feira	0.1083	0.1087	0.1066
sexta-feira	0.0354	0.0278	0.0344
sábado	-0.0089	-0.0151	-0.0086
PM_L0	0.0032	#	0.0031
CO_L0	#	0.1103	#
k	#	#	50.0000
RMSE	1.3126	1.3133	1.3320
MAD	1.0316	1.0332	1.0420
BIC	3.3841	3.3855	3.3648
AIC	3.3207	3.3221	3.2950
HANNA	3.3451	3.3466	3.3219

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA

Conclui-se que o número de casos de enfarto está associado aos níveis diários de poluição atmosférica e que em geral os enfartos ocorrem exatamente nos dias de maiores níveis de poluição, ou seja, dentro das 24 horas seguintes à exposição aos poluentes.

Este resultado encontrado está de acordo com o estudo de Braga (2001) [2] onde foram detectadas fortes associações entre mortes por motivos cardiovasculares e poluição presente no ar. Braga (2001) [2] verificou-se que um aumento nos níveis de poluição de $10\mu g/m^3$ de PM_{10} (material particulado com diâmetro menor ou igual a $10\mu m$) estava associado à mortes por problemas cardiovasculares nas primeiras 24 horas após a exposição aos poluentes.

Uma pesquisa realizada na cidade de São Paulo por Rivera (2005) [17] encontrou indícios de que, em curto espaço de tempo, o material particulado fino que compõe o ar poluído na cidade de São Paulo causou efeitos maléficos no sistema cardiopulmonar de ratos saudáveis de laboratório. Entre os males causados estão o estreitamento dos vasos pulmonares e inflamação sistêmica e pulmonar intensa, com alterações nas células sangüíneas.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0421013/CA