

**ANÁLISE DOS DADOS DE DOAÇÃO DE SANGUE DA
FUNDAÇÃO HEMOMINAS - NÚCLEO REGIONAL DE
SÃO JOÃO DEL REI**

Rejane Corrêa da Rocha

2006

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

REJANE CORRÊA DA ROCHA

**ANÁLISE DOS DADOS DE DOAÇÃO DE SANGUE DA
FUNDAÇÃO HEMOMINAS - NÚCLEO REGIONAL DE
SÃO JOÃO DEL REI**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Agronomia, área de concentração Estatística e Experimentação Agropecuária, para a obtenção do título de Mestre.

Orientadora:

Thelma Sáfadi

Co-orientadora:

Maria do Carmo Pacheco de Toledo Costa

LAVRAS
MINAS GERAIS-BRASIL

2006

**Ficha Catalográfica Preparada pela Divisão de Processos Técnicos da
Biblioteca Central da UFLA**

Rocha, Rejane Corrêa da

Análise dos dados de doação de sangue da Fundação Hemominas
- Núcleo Regional de São João del Rei / Rejane Corrêa da Rocha. - -
Lavras: UFLA, 2006.

99p. : il.

Orientador: Thelma Sáfadi

Dissertação (Mestrado) - UFLA.

Bibliografia.

1. Modelo SARIMA. 2. Modelo de Intervenção. 3. Doação de sangue.
4. Séries temporais

I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD-519.55

REJANE CORRÊA DA ROCHA

**ANÁLISE DOS DADOS DE DOAÇÃO DE SANGUE DA
FUNDAÇÃO HEMOMINAS - NÚCLEO REGIONAL DE
SÃO JOÃO DEL REI**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Agronomia, área de concentração, Estatística e Experimentação Agropecuária, para a obtenção do título de Mestre.

APROVADA em 13 de fevereiro de 2006

Prof. Dr. Jorge Ferreira UFSJ

Prof. Dr. Augusto Ramalho de Moraes UFLA

Prof.^a Dr.^a Maria do Carmo Pacheco de Toledo Costa UFLA

Prof.^a Dr.^a Thelma Sáfydi

UFLA

(Orientadora)

Lavras, Minas Gerais

2006

*Aos meus grandes amores, meu marido Clayton e
meus filhos, Vinícius e Giovana.*

Dedico

Agradecimentos

Ao meu marido, Clayton, pela sua dedicação, lealdade, compreensão, incentivo e, principalmente, pelo seu amor.

Ao meu filho, Vinícius e à minha filha, Giovana, que nasceu durante essa caminhada, por serem minha fonte de alegria e motivação.

À minha mãe, Célia, pelo suporte indispensável; ao meu pai Antônio, meus irmãos, Fabrício e Marcelo; minha sogra; Tininha, e todos os meus entes queridos que sempre me incentivaram.

A Cida, meu anjo da guarda, que cuida tão bem dos meus filhos e da minha casa.

À Professora Thelma, por ter me orientado com seriedade, amizade e compreensão.

Aos professores do Mestrado em Estatística, pelos ensinamentos e pela amizade, em especial à Professora Maria do Carmo.

Aos colegas de classe: Eustáquio, Elias, Claudiney, Josiane, Vanêssa, Nádia, Lívia, Paulo César e Charles, pelo convívio e amizade. Às grandes amigas, Verônica e Graziela, por terem compartilhado sonhos, expectativas e “muitos dias de estudo” nessa jornada.

À minha “irmã sister”, Luciane, companheira de sonhos e objetivos, pelo convívio, incentivo e amizade.

À Fundação Hemominas que tão gentilmente me forneceu os dados e tornou possível a realização deste trabalho. Aos funcionários do Núcleo Regional de São João del Rei, pela receptividade e boa vontade.

A Ana Bôscolo, pela paciência, disponibilidade e essencial ajuda na coleta dos dados.

Ao CNPq, pela concessão da bolsa de estudos.

Aos funcionários do DEX, pela eficiência e boa vontade.

E a Deus, pelo trabalho concluído.

SUMÁRIO

	Página
RESUMO	i
ABSTRACT	ii
1 INTRODUÇÃO	01
2 REFERENCIAL TEÓRICO	04
2.1 Doação de Sangue	06
2.1.1 Considerações gerais sobre a doação de sangue	06
2.1.2 Aspectos sobre doação de sangue no Brasil	09
2.1.3 Doadores de sangue	11
2.1.4 A importância do sangue	12
2.1.5 Ciclo de sangue	13
2.2 Séries Temporais	21
2.2.1 Funções de autocovariância e autocorrelação	23
2.2.2 Tendência	25
2.2.2.1 Teste do sinal (Cox-Stuart)	26
2.2.3 Sazonalidade	26
2.2.3.1 Periodograma	28
2.2.3.2 Teste de Fisher	28
2.2.4 Modelos de Box e Jenkins	29
2.2.5 Modelos lineares estacionários	30
2.2.5.1 Processo linear geral	31
2.2.6 Modelo autorregressivo e de médias móveis	33
2.2.6.1 Funções de autocorrelação e autocorrelação parcial	35
2.2.7 Modelos não-estacionários	37
2.2.7.1 Modelo ARIMA(p,d,q)	38
2.2.7.2 Modelo ARIMA sazonal - SARIMA	39
2.2.8 Identificação dos modelos ARIMA	40

2.2.9	Estimação dos modelos ARIMA	41
2.2.10	Verificação dos modelos ARIMA	42
2.2.11	Previsões	43
2.2.12	Critério de escolha do modelo	46
2.2.13	Modelos de intervenção	47
2.2.13.1	Efeitos da intervenção	49
3	MATERIAL E MÉTODOS	53
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	56
4.1	Análise Descritiva	56
4.2	Série do número de doadores	57
4.3	Série do número de inaptidões clínicas	67
4.3	Série do número de inaptidões sorológicas	75
4.4	Série do número de doações espontâneas	83
5	CONCLUSÃO	91
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	93
	ANEXOS	96

RESUMO

ROCHA, Rejane Corrêa da. **Análise dos dados de doação de sangue da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei**. 2006. 99p. Dissertação - (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG. *

Este trabalho teve como principal objetivo ajustar modelos, empregando as técnicas de séries temporais, para as séries de doação de sangue da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei, com a finalidade de se fazer previsões, comparando-as com metas propostas pelo Ministério da Saúde. Essas metas, para o ano de 2005, foram: atingir o índice de 2% de doadores em relação à população total, reduzir os índices de inaptidões clínicas para 11,3% e de inaptidões sorológicas para 8,3% e ainda, aumentar o índice de doações espontâneas para 100%. Foram utilizadas quatro séries de dados, com medição mensal. As séries do número de doadores e do número de inaptidões clínicas foram coletas no período de janeiro de 1993 a dezembro de 2005, num total de 156 observações, sendo as doze últimas desconsideradas da análise para serem comparadas com as previsões. A série do número de inaptidões sorológicas foi coletada no mesmo período, sendo as seis últimas observações utilizadas para comparação com as previsões. A série do número de doações espontâneas foi coletada entre agosto de 1995 e dezembro de 2005, totalizando 125 observações, sendo reservadas para previsão as quatro últimas. Para o ajuste dos modelos foi utilizada a metodologia de Box e Jenkins, sendo avaliado mais de um modelo para cada série, exceto para a série do número de doações espontâneas. O modelo que ajustou-se aos dados da série do número de doações espontâneas foi o SARIMA(7,1,0)(4,0,0)₆ incompleto. Para as demais séries, o modelo adequado foi escolhido usando-se os critérios de Akaike e do erro quadrático médio de previsão (EQMP). O modelo adequado para a série do número de doadores foi o ARIMA(3,1,0), para a série do número de inaptidões clínicas foi o SARIMA(0,1,1)(0,0,2) incompleto e para a série do número de inaptidões sorológicas foi o ARIMA(0,1,1) com intervenções em novembro de 1995, setembro de 1996 e dezembro de 1997. Os modelos de séries temporais são úteis para descrever as séries de doação de sangue, bem como para fazer previsões. Os índices de doadores em relação à população total foram de 1,66%, de doações espontâneas de 59,49%, de inaptidões clínicas de 10,57% e de inaptidões sorológicas de 2,53%, tendo os dois últimos ficado abaixo do proposto pelo Ministério da Saúde.

*Comitê Orientador: Thelma Sáfiadi - UFLA (Orientadora), Maria do Carmo Pacheco de Toledo Costa(Co-orientadora).

ABSTRACT

ROCHA, Rejane Corrêa da. **Analysis of the Data of Blood Donation of the Foundation Hemominas - Regional Nucleus of São João del Rei.** 2006. 99p. Dissertation - (Master Program in Statistics and Agricultural Experimentation) - Federal University of Lavras, Lavras, MG. *

This work had as objective principal to fit models, using the techniques of time series, for the series of donation of blood of the Fundação Hemominas - Regional Nucleus of São João del Rei, with the purpose of doing forecasts, comparing them with goals proposed by Health Ministry. Those goals, for the year of 2005, they were: to reduce the index of 2% of donors in relation to the total population, to reduce the indexes of clinical inaptness for 11,3% and of inaptness serologic for 8,3% and still, to increase index of spontaneous donations for 100%. Was used four series of data, with monthly measurement. The series of the number of donors and of the number of clinical inaptness were collections in the period of January of 1993 to December of 2005, in a total of 156 observations, being the last twelve inconsiderate of the analysis for us to be compared with the forecasts. The series of the number of inaptness serologic was collected in the same period, being the last six observations used for comparison with the forecasts. The series of the number of spontaneous donations was collected among August of 1995 and December of 2005, totaling 125 observations, being reserved for forecast the last four. For the fitted of the models it was used the methodology of Box and Jenkins, being evaluated more than a model for each series, except for the series of the number of donations spontaneous. The model that was fitted to the data of the series of the number of spontaneous donations were SARIMA(7,1,0)(4,0,0)₆incomplete. For the other series, the appropriate model was chosen being used the criterion of Akaike and of the mean quadratic residual of forecast (EQMP). The most appropriate model for the series of the number of donors was it ARIMA(3,1,0), for the series of the number of clinical inaptness it was it SARIMA(0,1,1)(0,0,2) incomplete and for the series of the number of inaptness serologic was ARIMA(0,1,1) with interventions in November of 1995, September of 1996 and December of 1997. The models of series storms are useful to describe the donation series of blood, as well as to do forecasts. The donors indexes in relationship to the total population was of 1,66%, of spontaneous donations of 59,49%, of clinical inaptness of 10,57% and of inaptness serologic of 2,53%, tends the first two been below the proposed by Health Ministry.

* Guidance Committee: Thelma Sáfyadi - UFLA (Major Professor), Maria do Carmo Pacheco de Toledo Costa.

1 INTRODUÇÃO

De acordo com a Organização Mundial de Saúde (OMS), os índices de doação de sangue contam pontos para estabelecer o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH). No Brasil, cerca de 1,7% da população doa sangue, índice considerado baixo, se comparando ao recomendado pela OMS, que é de 3%.

No Brasil, a política de sangue, componentes e hemoderivados, foi impulsionada em 1998, quando o Programa Nacional de Qualidade e Produtividade (PNQP), reeditado pelo governo federal, definiu como meta mobilizadora nacional para a saúde o tema: “Sangue com garantia total em todo o seu processo até 2003”.

No que diz respeito à contaminação por transfusão, este projeto teve eficácia, pois segundo o Ministério da Saúde (Brasil, 2004), enquanto em 1993, 280 pessoas receberam sangue contaminado, em 2003, isto ocorreu em apenas três pacientes.

Dentre as metas do Ministério da Saúde para o setor de sangue e hemoderivados estão: atingir um índice de 2%, em 2005 e 3%, em 2007, de doadores em relação à população total, reduzir os índices inaptidões clínicas para 11,3% e de inaptidões sorológica para 8,3% e, ainda, aumentar o índice de doações espontâneas para 100%.

É considerado doador todo o cidadão que chega ao posto de coleta e se cadastra com a finalidade de doar sangue. Se a doação não é vinculada a nenhum paciente específico, é considerada voluntária/espontânea ou simplesmente espontânea. Mas, se é vinculada a um paciente específico, com a finalidade de repor o estoque, esta doação é considerada voluntária/reposição.

Após o cadastro, o doador passa por uma triagem clínica. Se não for aprovado, ele é considerado um doador clinicamente inapto. Se for aprovado, é considerado clinicamente apto e seu sangue é coletado.

Durante a coleta, além das bolsas de sangue, também são coletadas amostras nas quais são realizados exames sorológicos. Se algum desses exames der resultado positivo, o doador é considerado inapto sorológico.

As séries do número de doadores, do número de inaptidões clínicas, do número de inaptidões sorológicas e do número de doações espontâneas representam parâmetros importantes e estratégicos. Como, em cada série, os dados são coletados ao longo do tempo e mensalmente, eles apresentam correlações entre si, podendo ser tratados via análise de séries temporais.

Devido ao fato de o Ministério da Saúde trabalhar baseado em metas e, sendo o processo de doação de sangue complexo e de alto custo, é importante fazer uma análise estatística, por meio de séries temporais, desses dados. Sobretudo no que se refere aos valores previstos pelo modelo ajustado, pois, de acordo com essas análises, o Ministério da Saúde poderá propor estratégias (intervenções) para que as metas propostas sejam alcançadas.

O objetivo deste trabalho é verificar se os modelos de Box e Jenkins se ajustam às séries do número de doadores, do número de inaptidões clínicas, do número de inaptidões sorológicas e do número de doações espontâneas da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei e, a partir dos modelos ajustados, fazer previsões.

A organização deste trabalho é apresentada de forma resumida, a seguir.

No Referencial Teórico apresentam-se as principais considerações sobre doação de sangue e séries temporais.

Em Material e Métodos, descrevem-se as séries a serem ajustadas e a metodologia utilizada para ajustar um modelo de Box e Jenkins, como análises gráficas

preliminares e os procedimentos de identificação, estimação e verificação.

Em Resultados e Discussões, apresentam-se a análise descritiva dos dados de doação de sangue e a análise detalhada do ajuste dos modelos por meio da metodologia de Box e Jenkins para cada uma das séries. Também, as previsões e o modelo escolhido para representar essas séries.

Finalmente, são apresentadas as Conclusões referentes à análise descritiva e aos modelos ajustados.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Na seção Doação de Sangue são apresentados: um histórico sobre a evolução da doação e transfusão de sangue num contexto mundial e brasileiro, a classificação dos tipos de doadores, a importância do sangue e a complexidade do processo de doação de sangue. Nesses itens destacam-se:

- os primeiros procedimentos de doação e os avanços desses devido à descoberta dos tipos sangüíneos;
- os programas do Ministério da Saúde para a área de sangue e hemoderivados;
- o funcionamento dos serviços de hemoterapia no Brasil, regulamentados por meio de normas rígidas, garantindo a segurança tanto do doador quanto do receptor;
- os principais usos do sangue e de seus derivados e como ele pode salvar vidas quando utilizado adequadamente;
- a descrição detalhada do processo de doação de sangue, denotado o ciclo do sangue.

Existem vários estudos que utilizaram os dados de doação de sangue; na maioria deles, as análises desses são feitas por meio da estatística descritiva.

Urrutia et al.(1999) fizeram uma análise dos dados dos doadores do Hemocentro da Universidade Católica de Campinas que apresentaram, no primeiro exame sorológico, resultados positivos ou inconclusivos. Faria (2004) também fez uma análise do doador inapto sorológico da Fundação Hemominas de Belo Horizonte.

Camara (2003) fala sobre o Programa de Sangue no Brasil, fazendo a análise dos dados referentes às metas do Programa Nacional de Doação Voluntária (PNDVS) e à triagem laboratorial para doenças transmissíveis pelo sangue.

Borges et al. (2005) analisaram os dados referentes à satisfação de doadores de sangue do Hemocentro de Ribeirão Preto, com o objetivo de avaliar a fidedignidade desses doadores. Foi utilizada a técnica de análise de correspondência, tendo os itens de maior insatisfação sido a dificuldade de acesso ao Hemocentro e o tempo gasto na doação. Os itens de maior satisfação referem-se à confiança no serviço, nos funcionários e atendimento.

Silva et al. (2005) descrevem o processo de doação no HEMORIO e procuraram por meio de técnicas de simulação, um modelo que diminuísse o tempo total de doação e incentivasse os doadores a repetirem o ato voluntário. Loureiro (2005) também fez um estudo relativo à criação de um modelo de atendimento em triagem e coleta em bancos de sangue, utilizando os dados da Fundação Hemominas - Hemocentro de Belo Horizonte.

Na seção Séries Temporais são apresentados: a notação de séries temporais, as funções de autocovariância e autocorrelação, o modelo de decomposição de uma série em suas componentes de tendência e sazonalidade e os procedimentos para confirmar a presença dessas.

Nos itens seguintes são apresentados os modelos estacionários e suas características, o modelo geral de Box e Jenkins, ARIMA(p,d,q), e as estratégias para a construção desses modelos, isto é, identificação, estimação e diagnóstico. Também, o procedimento de previsão com os modelos ARIMA e os critérios para a escolha para o modelo mais adequado.

Finalmente, são descritos os modelos de intervenção e como essas intervenções podem afetar a série.

2.1 Doação de sangue

2.1.1 Considerações gerais sobre a doação de sangue

Segundo Rogerio (2004), o medo de se submeter aos procedimentos de doação de sangue vem de longa data. Relatos históricos dão conta de que, em 1492, acometido de uma doença grave, o Papa Inocêncio VI necessitou de uma transfusão. Três jovens fortes foram escolhidos para serem doadores. Por desconhecerem os parâmetros do volume de sangue que podia ser coletado, um dos responsáveis pelo procedimento tirou tanto sangue que um dos rapazes acabou falecendo. O Papa por sua vez, teve uma melhora temporária, mas precisou de nova transfusão, depois da qual veio a falecer. Foi o suficiente para que a transfusão de sangue fosse amaldiçoada por mais de 200 anos. A partir de 1628, quando o médico inglês William Harvey descobriu a dinâmica da circulação sanguínea, o cenário começou a mudar.

Segundo Agência Nacional de Vigilância Sanitária - ANVISA (Brasil, 2004), em 1900, Landsteiner descobriu que existiam três tipos sanguíneos entre as pessoas: o tipo A e o tipo B (cujas hemácias contêm, respectivamente, os antígenos A e B), além do tipo O (cujas hemácias não contêm os antígenos A e B). Em 1902, De Castello e Smrli descreveram o tipo AB (cujas hemácias contêm ambos os antígenos - A e B). A classificação desses diferentes grupos sanguíneos entre os indivíduos estabeleceu a base científica para a utilização do sangue como agente terapêutico.

A descoberta de anticoagulantes e preservantes, em 1917, permitiu o início do processo de armazenamento e estocagem do sangue. Em 1926, surgiu, em Moscou, o primeiro centro de hemoterapia e transfusão de sangue. Na década de 1930, centros de transfusão haviam sido instalados por todo o mundo.

Entre os anos de 1939 e 1941, foi descoberto por Landsteiner, Wiener e Levine, o fator Rh. Essa descoberta permitiu classificar o sangue das pessoas também

segundo a presença do antígeno D, como: fator Rh positivo (presença do antígeno D) e fator Rh negativo (ausência do antígeno D), constituindo-se uma base sólida para a compatibilidade da transfusão de sangue e seus componentes.

Segundo a Organização Pan-Americana de Saúde - OPAS (2004), em 1975, a Assembléia Mundial de Saúde aprovou uma resolução por meio da qual exortou os Estados-Membros da Organização Mundial de Saúde (OMS) a promoverem o desenvolvimento dos serviços nacionais de sangue baseado na doação voluntária e não remunerada.

Desde essa época, países de todas as partes do mundo trabalham em conjunto para atingir um objetivo final de contar, mundialmente, com o fornecimento de sangue seguro e sustentável. O desafio é investir em programas que promovam um fornecimento de sangue mais seguro por meio de captação e fidelização de doadores voluntários e não remunerados, provenientes de populações de baixo risco. Um doador de baixo risco é aquele com menor risco de transmitir infecção por meio de sangue doado.

Existem diversos estudos relatando que, em muitas situações, as pessoas não doam sangue voluntariamente simplesmente porque ninguém lhes pediu que o fizessem. Mesmo nessa era de alta tecnologia, de comunicação instantânea e de massa, o convite para doar sangue não atingiu muitos doadores em potencial.

Todo sangue deve ser examinado para agentes infecciosos e descartado se for descoberta alguma contaminação. Entretanto, nem sempre é possível detectar sinais de doença infecciosa no sangue doado nos primeiros estágios de contaminação (janela imunológica). Além disso, os exames de detecção são caros e consomem tempo, principalmente se o sangue tiver que ser descartado. Daí a importância dos procedimentos rigorosos para a seleção do doador, como triagem clínica. Esse procedimento é descrito detalhadamente na seção 2.1.5.

Segundo a OPAS (2004), o sangue é um recurso nacional e é responsabilidade dos governos assegurar que o fornecimento de sangue seja seguro, adequado

e disponível para atender às necessidades transfusionais do país. Entretanto, em diversas partes do mundo, não há sangue para atender à demanda transfusional. Conforme a Organização Mundial de Saúde - OMS (1998-1999), mundialmente, cerca de 75 milhões de unidades de sangue são doadas a cada ano. No entanto, das 500 mil mulheres que morrem a cada ano de complicações no parto, principalmente em países subdesenvolvidos, ou em desenvolvimento, cerca de 150 mil morrem em razão da falta de sangue.

Ainda, conforme a OMS (2000), estima-se que até 13 milhões de doações por ano não sejam testadas para os vírus HIV e os das hepatites B e C, principalmente em países em desenvolvimento, onde nem sempre existem suprimentos de *kits* de teste disponíveis. Segundo o Ministério da Saúde (Brasil, 2004), os serviços de hemoterapia no Brasil têm a mesma qualidade dos serviços de hemoterapia de primeiro mundo. Mais detalhes em Camara (2003) e RDC N° 343 (Brasil. Ministério da Saúde. Agência Nacional de Vigilância Sanitária, 2004).

A taxa de doação de sangue para uma população de mil habitantes é 18 vezes mais alta em países com alto Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) do que em países com o IDH baixo. IDH é um sistema de medição desenvolvido pelo Programa de Desenvolvimento das Nações Unidas, baseado em três fatores: expectativa de vida, projetos educacionais e renda *per capita*. Somente 16% dos estoques de sangue global são doados por voluntários não remunerados em países com IDH baixo e médio.

A OMS recomenda, para que se tenha um estoque regulador de sangue que cerca de 3% da população doe sangue. Segundo a OPAS (2004), um exemplo positivo de captação é a cidade de Szged, na Hungria, que tem uma taxa anual de 86 doações por 1000 habitantes, todas voluntárias e não remuneradas. Em países em desenvolvimento, esta taxa é, em média, menor que 1%.

2.1.2 Aspectos sobre doação de sangue no Brasil

Segundo OPAS (2004), há duas décadas registram-se avanços significativos na história da hemoterapia brasileira, destacando-se a criação do Programa Nacional de Sangue e Hemoderivados - Pró-Sangue, em 1980, por meio da Portaria Interministerial nº 07/80 (Brasil. Ministério da Saúde e Previdência e Assistência Social, 1980) e a legitimação da doação de sangue como um ato altruísta, voluntário e não remunerado, direta e indiretamente, conforme a Constituição Federal de 1988.

Segundo ANVISA (Brasil,2004), o objetivo maior do Pró-Sangue foi a implantação e a implementação dos hemocentros pelo governo, incrementado posteriormente pelo avanço da AIDS.

Por volta de 1987, a questão do sangue e dos hemoderivados era crítica. O tema passou a adquirir notoriedade em decorrência do aparecimento da AIDS (até 1987, a categoria de exposição por transfusão sangüínea foi responsável por 8,8% dos casos de AIDS registrados pelo Ministério da Saúde). Diante deste quadro e da relevância desses serviços, o Ministério da Saúde estabeleceu medidas rigorosas no sentido de oferecer maior segurança aos doadores e receptores de sangue e hemoderivados.

Como já foi dito anteriormente, em 1998 foi lançada a Meta Mobilizadora Nacional para o setor da Saúde, com o tema: “Sangue com Garantia em todo seu Processo até 2003”. Segundo Camara (2003), para o cumprimento dessa meta foram garantidos recursos do Plano Plurianual (PPA) de 2000-2003 e da ANVISA, totalizando um investimento de R\$ 809.942.000,00.

Este programa teve como base doze projetos, dentre eles: a Formulação da Política Nacional do Sangue e Hemoderivados (PNSH), o Programa Nacional de Doação Voluntária (PNDVS), o Programa de Qualidade dos Serviços de Hemoterapia (PQS) e o Sistema de Hemovigilância.

Segundo ANVISA (Brasil, 2005), o PNDVS teve como objetivo, envolver

a sociedade brasileira, levando-a a participar ativamente do processo de doação de sangue de forma consciente e responsável, por meio de ações educativas e de mobilização social, visando a garantia da quantidade adequada à demanda do país e a melhoria da qualidade do sangue, seus componentes e derivados.

As principais metas do PNDVS são aumentar o percentual de doadores em relação à população geral, reduzir o índice de inaptidão clínica, reduzir o índice de inaptidão sorológica e aumentar o número de doações espontâneas. Os índices consolidados e as metas para o PNDVS, segundo ANVISA (Brasil, 2005), são apresentados Tabela 1.

TABELA 1: Valores percentuais(%) dos índices consolidados do número de doadores em relação à população geral, de inaptidões clínicas, inaptidões sorológicas e doações espontâneas, dos anos de 1999 a 2002 e as metas estabelecidas pelo Programa Nacional de Doação Voluntária.

Índices	Ano				Metas
	1999	2000	2001	2002	
Doadores x população geral	1,20	1,67	1,73	1,68	2,00
Inaptidões clínicas	19,80	19,97	20,46	20,17	11,30
Inaptidões sorológicas	11,08	9,77	8,63	8,45	8,30
Doações espontâneas	34,34	41,73	44,84	50,37	100,00

Fonte: ANVISA (Brasil, 2005)

Apesar de todo o investimento e esforço do Ministério da Saúde, através de projetos como o PNDVS, a dificuldade para o recrutamento de doadores de sangue ainda é um problema crônico do sistema de saúde no Brasil. Segundo Rogerio (2004), os doadores em geral só são atraídos por meio de campanhas de conscientização ou diante da hospitalização de um parente ou amigo. Cerca de 50% das pessoas que se candidatam a doar sangue nunca haviam doado antes ou doaram há muito tempo.

Um ponto positivo, segundo ANVISA (Brasil,2004), é a regulamentação da RDC N°343 (Brasil, 2004), que normatiza os serviços de hemoterapia, seguindo os princípios da hemoterapia moderna. Segundo o Ministério da Saúde (Brasil, 2004), atualmente, no Brasil, doar sangue é um ato absolutamente seguro, com qualidade comparada aos países desenvolvidos.

2.1.3 Doadores de sangue

Os doadores de sangue podem ser classificados em três categorias:

- **doadores remunerados ou profissionais:** são aqueles que recebem remuneração para doar sangue. Considera-se que sejam doadores de alto risco de transmitir doenças por meio do sangue, pois a principal motivação é a recompensa monetária e não o desejo de salvar vidas. No Brasil, essa prática é proibida por lei federal;
- **doadores voluntários, espontâneos e não remunerados:** são doadores que doam sangue por questões humanitárias, simplesmente com o intuito de salvar vidas, sem qualquer tipo de remuneração ou compensação pelo ato. São considerados doadores de baixo risco e com menor prevalência de infecções transmissíveis por transfusão, isto porque não possuem razões para reter informações sobre a condição de saúde que possam torná-los aptos a doar. Doadores de repetição (fidelizados) são mais seguros do que novos doadores porque são mais bem informados sobre os comportamentos de baixo risco e a importância de auto-exclusão, caso a doação possa prejudicar o paciente;
- **doadores de reposição:** são aqueles que doam sangue para repor o estoque cuja doação é vinculada a algum paciente que tenha necessitado de transfusão. Esse tipo de doador, embora mais seguro que os doadores remunerados, apresenta maior incidência e prevalência de infecções transmissíveis por transfusão do que doadores voluntários não remunerados. Isso ocorre

devido à pressão exercida para que doem sangue, tornando-os menos propensos a serem verdadeiros sobre sua condição de saúde ou comportamento de risco.

2.1.4 A importância do sangue

O sangue é vital para a vida humana. Transporta nutrientes essenciais para todos os tecidos e órgãos do corpo, portanto, sem sangue os tecidos morreriam de inanição. Cerca de 45% do volume total de sangue é constituído por células: glóbulos vermelhos, glóbulos brancos e plaquetas. Os 55% restantes são o plasma, que é a parte líquida na qual os glóbulos estão suspensos.

Os glóbulos vermelhos transportam o oxigênio. A hemoglobina, que confere a cor vermelha ao sangue, é a proteína que deve estar presente para que o oxigênio seja captado pelo pulmão.

Os glóbulos brancos defendem o corpo contra as doenças. Eles produzem anticorpos e combatem as infecções.

As plaquetas ajudam a controlar os sangramentos, aderindo-se às superfícies lesadas dos vasos sanguíneos e favorecendo o acúmulo dos fatores de coagulação no local da lesão.

O plasma é um fluido que transporta todos os glóbulos e plaquetas, além de outras substâncias, como proteínas, fatores de coagulação e elementos químicos.

Algumas vezes, por causa de um trauma, como a hemorragia, o volume de sangue reduz-se a um nível tal que o organismo não é capaz de repô-lo suficientemente rápido. Em algumas ocasiões, alguns componentes do sangue estão ausentes ou não funcionam adequadamente, como no caso da hemofilia, em que não ocorre a coagulação.

A transfusão do sangue é regularmente usada em casos de cirurgia, traumatismos, sangramentos gastrintestinais e partos, para suprir grandes perdas sangüí-

neas. Algumas doenças genéticas, como talassemia e doença falciforme, afetam o sangue, acarretando no funcionamento inadequado e na conseqüente destruição dos glóbulos. Os portadores destas doenças precisam de suprimentos regulares de sangue para repor as deficiências.

A maioria dos pacientes que fazem transfusão de sangue necessita somente de um componente ou de um derivado, por isso, os serviços de hemoterapia fazem o processamento do sangue, que é a separação dos seus componentes. Esse processamento permite a mais de um paciente beneficiar-se de uma única unidade de sangue. Os componentes do sangue e seus principais usos encontram-se Tabela 2.

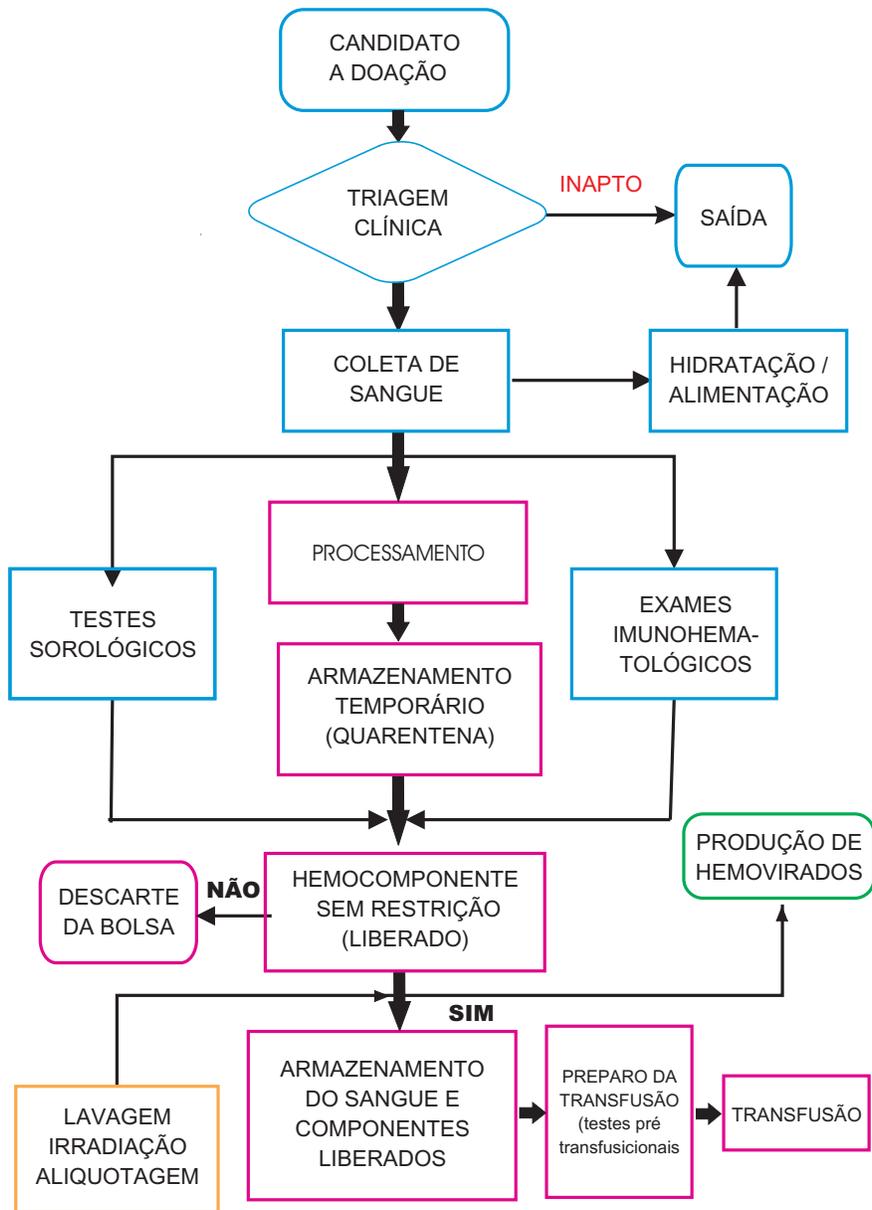
TABELA 2: Componentes do Sangue e seus principais usos

Componentes do Sangue	Principais usos
Concentrado de glóbulos vermelhos (hemácias)	Hemorragias graves que causam anemia, em cirurgias, partos complicados, traumatismos e câncer
Concentrado de plaquetas	Hemorragias graves por deficiência de plaquetas, leucemia, câncer e deficiência de medula óssea.
Plasma fresco congelado	Pacientes com deficiência dos fatores de coagulação, ou para produção de derivados do plasma
Crioprecipitado	Hemofilia de doença de Von Willebrand

De acordo com os dados da Tabela 3, uma série de produtos do sangue com uso específico também pode ser derivada do plasma.

2.1.5 Ciclo do Sangue

A segurança de uma transfusão de sangue depende de fatores como o perfil epidemiológico da população na qual se faz captação dos candidatos à doação, a seleção desses candidatos na triagem clínica, a triagem sorológica de infecções e as doenças transmitidas pelo sangue.



Fonte: ANVISA

FIGURA 1: Fluxograma do ciclo do sangue

TABELA 3: Produtos do sangue derivados do plasma e seus principais usos

Produtos do sangue derivados do plasma	Principais usos
Imunoglobinas	Pacientes com deficiência no sistema imunológico, tratamento após exposição a alguns agentes infecciosos
Albumina	Queimaduras, hipoalbuminemia, hemorragia e choque
Fatores de coagulação	Hemofilia e outras doenças de coagulação

A Figura 1 mostra o fluxograma do ciclo do sangue. A seguir são descritas, conforme ANVISA (Brasil,2004), as etapas deste ciclo.

Captação dos candidatos a doação de sangue

Considera-se que a seleção de doadores se inicia nesta fase, que antecede ao ciclo do sangue propriamente dito. Conduzida por meio de diferentes técnicas de recrutamento (diretamente ou por meio da mídia, nas escolas, nos ambientes de trabalho e outros), essa fase tem por objetivo motivar pessoas em bom estado de saúde para que sejam potenciais doadores de sangue, no sentido de garantir à população um suporte hemoterápico suficiente e de boa qualidade.

Toda doação de sangue deve ser altruísta, voluntária e não remunerada. O sangue, portanto, depende do desprendimento do doador, que deve estar consciente de que o ato de doação não pode prejudicar sua saúde, bem como do receptor.

Sabe-se que quanto maior for o nível de saúde dos doadores, mais seguro será o sangue obtido. Assim, há que se considerar o perfil epidemiológico da população trabalhada para esse fim.

Segundo a OPAS (2004), em qualquer campanha de captação, o primeiro passo é vencer sentimentos negativos, tais como falta de conhecimento sobre a necessidade de doação de sangue, medo de agulhas, crenças religiosas, medo do teste sorológico ser positivo, etc.

Candidato à doação

Podem doar sangue pessoas que tenham entre 18 e 65 anos, tenham peso superior a 50 kg, não tenham comportamento de risco para contrair doenças sexualmente transmissíveis, não sejam usuários de drogas, não tenham tido doença de Chagas, não tenham contraído hepatite B após os 10 anos de idade, não tenham ingerido bebida alcoólica pelo menos 12 horas antes da doação, não estejam com febre, diarreia ou gripado, e tenham dormido bem na noite anterior a doação. Ou seja, pessoas saudáveis e que não tenham antecedentes e ou vulnerabilidade para a transmissão de doenças veiculadas pelo sangue.

O ciclo de sangue tem início com o candidato à doação se apresentando ao serviço de hemoterapia. A fim de possibilitar uma maior garantia de sua identificação, deve-se solicitar que ele apresente um documento que contenha foto.

Segundo Loureiro (2005), na Fundação Hemominas, após a entrada do candidato no hemocentro, funcionários do setor de recrutamento separam os doadores em dois grupos: doadores que estão doando pela primeira vez e doadores que doaram, no hemocentro, há menos de dois anos.

Os doadores do primeiro grupo são encaminhados para a conscientização, na qual são orientados sobre todas as etapas subsequentes, bem como são esclarecidos sobre a importância e a responsabilidade de responderem adequadamente todas as questões a que serão submetidos na triagem clínica. A seguir, são encaminhados ao setor de cadastro. Os doadores do segundo grupo são encaminhados diretamente para o cadastro.

No setor de cadastro, os dados de identificação do doador são registrados ou atualizados, bem como os dados referentes ao beneficiário em caso de doação para reposição.

Triagem clínica

Os candidatos à doação passam por uma seleção antes de doarem sangue. Essa seleção é de responsabilidade do serviço de hemoterapia e é chamada de triagem clínica e deve ser realizada por um profissional de saúde habilitado, sob supervisão médica, no mesmo dia da doação (coleta). É realizada com o intuito de selecionar, dentre os candidatos apresentados, somente aqueles que preencherem os critérios desejáveis para um doador de sangue, e também, segundo Loureiro (2005), visa excluir aqueles que possam estar em fase de janela imunológica (período de aquisição de doença infecciosa e positividade de seu exame).

Desse modo, a triagem clínica visa proteger a saúde do doador e a saúde do receptor, verificando-se aspectos como: o peso, a pressão arterial (PA), a temperatura e a taxa de hemoglobina (Hb) ou de hematócrito(Ht).

Além disso, o candidato passará por uma avaliação clínica e epidemiológica realizada por meio de entrevista, em local com privacidade, na qual se utiliza um roteiro padronizado, conforme orientações do Ministério da Saúde e Agência Nacional de Vigilância Sanitária (ANVISA). Esse roteiro contém questões referentes à história de doença (prévia ou atual), cirurgias, maior vulnerabilidade para doenças sexualmente transmissíveis, risco de contaminação através de procedimentos como tatuagem e acupuntura, uso atual e pregresso de álcool e ou drogas (incluindo padrão de utilização), risco de gravidez em caso de mulheres em idade fértil, histórias de transfusão de sangue e derivados, vacinações recentes e viagens a áreas de doenças endêmicas.

O candidato que for considerado apto nessa fase será encaminhado para a fase seguinte, que é a coleta do sangue; aquele considerado inapto, temporária ou definitivamente, não terá seu sangue coletado e será dispensado do serviço de hemoterapia após orientação. O motivo de recusa deverá ser registrado na ficha.

Além da triagem clínica, como medida adicional de segurança, o serviço de hemoterapia deve oferecer ao candidato considerado apto a oportunidade de se

auto-excluir, caso ache que a bolsa coletada não deva ser transfundida. Essa medida, denominada veto de auto-exclusão, tem o objetivo de dar mais uma oportunidade ao doador que não referiu ou omitiu, durante a triagem clínica, uma condição de risco acrescido para doenças transmissíveis pelo sangue. Esse veto, que deve ser condicional, não impede a coleta de sangue, mas quando positivo, determina o descarte da bolsa de sangue coletada.

Coleta do sangue

O processo de coleta de sangue pode se dar de duas formas, sendo a mais comum a coleta do sangue total. A outra forma, mais específica e de maior complexidade, realiza-se por meio de aférese.

O sangue total deve ser coletado em uma bolsa descartável, estéril e múltipla (a tripla é mais comumente utilizada), para permitir o posterior processamento, isto é, a separação do sangue total coletado em hemocomponentes. No momento da doação, o doador está confortavelmente instalado. A punção venosa para a coleta do sangue deve ser precedida de uma assepsia adequada no local de venopunção e o volume coletado deve ser aquele definido na triagem clínica (entre 405 e 495 ml). Durante a coleta, a bolsa deverá ser constantemente movimentada a fim de permitir que o sangue coletado seja homogeneizado com anticoagulante nela contido.

Também serão coletadas, nesse momento, em tubos adequados, as amostras de sangue que se destinarão aos exames imunológicos (tipagem sangüínea) e sorológicos. Há necessidade de especial atenção para que as identificações das bolsas e dos tubos com amostras de sangue sejam feitas concomitantemente, para evitar erros, tais como a troca de amostra.

Concluída a coleta, a bolsa de sangue será encaminhada para o processamento e as amostras de sangue serão destinadas ao laboratório para a realização dos exames imunológicos e sorológicos obrigatórios, sem os quais nenhuma bolsa poderá ser liberada para o consumo.

Ainda na fase de coleta, há que se garantir também o pronto atendimento ao doador que apresentar algum efeito secundário indesejável. Assim, é obrigatório que exista pessoal treinado para dar esse atendimento, num local de recuperação do doador com disponibilidade de material e medicamento para essa finalidade.

Hidratação e alimentação

Após a doação, o serviço de hemoterapia deve oferecer, para todos os doadores, uma hidratação oral, acompanhada de algum alimento (lanche). Terminada essa fase, o doador pode ser dispensado estando, portanto, concluído o ciclo do doador.

Processamento

As bolsas de sangue total coletadas podem e devem ser processadas para a obtenção dos hemocomponentes. Esse processamento, que é feito por meio de centrifugação, separa os diversos componentes sanguíneos, possibilitando que o paciente (receptor de uma transfusão de sangue) receba num menor volume, somente o componente sanguíneo do qual necessita. Nessa fase, ou quando a coleta for realizada por aférese, podem-se obter os componentes, descritos na Tabela 2.

Cada um destes hemocomponentes é devidamente identificado, armazenado e permanecerá em quarentena até a conclusão dos exames laboratoriais (tipagem sanguínea e sorológica).

Armazenamento

A temperatura de conservação e o prazo de validade variam de acordo com o tipo de hemocomponente. Na Tabela 4 estão apresentadas as condições de armazenamento de cada hemocomponente.

Para minimizar o uso de hemocomponentes ainda não liberados para o con-

TABELA 4: Condições de armazenamento dos hemocomponentes

Hemocomponente	L.A.⁽¹⁾	Temperatura (°C)	Validade
Concentrado de hemácias	geladeira	2 a 6	35 dias ⁽²⁾
Concentrado de plaquetas	—	20 a 24	3 a 5 dias
Concentrado de glóbulos brancos	⁽³⁾	20 a 24	24 horas
plasma fresco congelado	freezer	< 20	1 ano
Crioprecipitado	freezer	< 20	1 ano
Sangue total	geladeira	2 a 6	35 dias ⁽²⁾

Notas: (1) L.A. = local de armazenamento. (2) validade devido ao anticoagulante CPDA - citrato, fosfato, dextrose e adenina. (3) deve permanecer em agitação constante.

sumo, os hemocomponentes em quarentena (sem os resultados dos exames imunológicos e sorológicos) deverão estar obrigatoriamente separados daqueles já liberados para o uso. A liberação para o consumo dos mesmos deverá ser feita de forma segura, sendo imediatamente descartados aqueles hemocomponentes impróprios.

Exames laboratoriais do doador

Os exames obrigatórios a serem feitos na amostra do doador são:

- exames imuno-hematológicos: tipagem sanguínea ABO (direta e reversa), determinação do fator Rh, pesquisa de anticorpos irregulares (PAI).
- exames sorológicos: doença de Chagas, hepatites B e C, infecção pelo HIV (AIDS), infecção pelo HTLV-I/II, sífilis.

Além dos exames citados, nas regiões endêmicas deve ser realizada sorologia para infecção da malária.

Transusão

Os hemocomponentes liberados para o consumo somente poderão ser transfundidos após a realização de exames pré-transfusionais, realizados pelo hemo-centro responsável, para verificar a compatibilidade do doador com o receptor. As normas desse procedimento estão descritas detalhadamente na RDC N° 343 (Brasil. Ministério da Saúde. Agência Nacional de Vigilância Sanitária, 2004).

2.2 Séries temporais

Uma série temporal é qualquer conjunto de observações ordenadas no tempo. Quando os valores futuros de uma série temporal podem ser determinados por alguma função matemática, tal que

$$Z_t = \cos(2\pi ft),$$

esta série é conhecida como determinística. Se estes valores podem ser descritos somente em termos de uma distribuição de probabilidades, esta série é conhecida como não-determinística ou estocástica.

A análise da série temporal pode ser feita no domínio do tempo ou no domínio de frequências, sendo os modelos propostos, respectivamente, paramétricos e não-paramétricos. Em ambos os domínios esses modelos são processos estocásticos, isto é, processos controlados por leis probabilísticas.

O objetivo da análise em séries temporais é construir modelos para a série, com propósitos determinados, tais como descrever apenas o comportamento da série, investigar o mecanismo gerador da série temporal, fazer previsão de valores futuros e procurar periodicidades relevantes nos dados.

Um modelo clássico para séries temporais supõe que a série $\{Z_1, \dots, Z_n\}$ pode ser escrita como:

$$Z_t = T_t + S_t + a_t \quad t=1,2,\dots,n \quad (2.1)$$

em que Z_t é a série temporal, T_t é a tendência, S_t é a sazonalidade e a_t é um

componente aleatório.

Segundo Morettin e Tolo (2004), a tendência pode ser entendida como aumento ou diminuição gradual das observações ao longo do período, a sazonalidade mostra flutuações ocorridas em períodos menores ou iguais a doze meses e a componente aleatória mostra oscilações aleatórias irregulares. A suposição usual é a de que a_t seja uma série puramente aleatória ou um ruído branco independente, isto é, tenha média igual a zero e variância constante.

O modelo (2.1) é dito aditivo, pois, a componente sazonal é independente das outras componentes. Se as amplitudes sazonais variam de acordo com a tendência, o modelo mais adequado é o multiplicativo,

$$Z_t = T_t S_t a_t \quad t=1,2,\dots,n. \quad (2.2)$$

Neste caso, a variância não é constante, sendo necessária uma transformação de dados. Tomando-se o logaritmo de (2.2), tem-se:

$$Z_t^* = \log T_t + \log S_t + \log a_t \quad t=1,2,\dots,n. \quad (2.3)$$

em que Z_t^* é o $\log Z_t$.

Estudos realizados comprovaram que transformações não melhoram a qualidade da previsão. Granger e Newbold (1976) mostraram que as previsões dos antilogaritmos dos dados transformados são estimadores viesados, portanto deveriam ser ajustados. Mostraram também que a heterocedasticidade não afeta a adequação da previsão, pois ela não implica em estimadores viesados.

Para ajustar os modelos de Box e Jenkins a uma série temporal Z_t , é necessário que ela seja estacionária, isto é, que ela se desenvolva aleatoriamente no tempo em torno de uma média constante. No entanto, a maioria das séries apresenta componentes como tendência e ou sazonalidade, que são uma forma de não-estacionariedade. A fim de tornar uma série estacionária, um procedimento comum é tomar diferenças sucessivas da série original. A primeira diferença é

definida por

$$\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1} \quad t=1,2,\dots,n. \quad (2.4)$$

A segunda diferença é

$$\Delta^2 Z_t = Z_t - 2Z_{t-1} + Z_{t-2} \quad t=1,2,\dots,n. \quad (2.5)$$

Generalizando, a n-ésima diferença é

$$\Delta^n Z_t = \Delta\{\Delta^{n-1} Z_t\} \quad t=1,2,\dots,n. \quad (2.6)$$

Normalmente, são necessárias uma ou duas diferenças para que a série se torne estacionária. Retiradas as componentes T_t e S_t , o que sobra é a componente aleatória a_t .

É importante salientar que o primeiro passo na análise de uma série temporal é a construção do gráfico, que mostra características importantes, como tendência, sazonalidade, variabilidade e *outliers*.

2.2.1 Funções de autocovariância e de autocorrelação

Segundo Morettin e Tolo (2004), um processo é dito estocástico quando é definido por uma família $Z = \{Z_t, t \in T\}$, tal que para cada t , Z_t é uma variável aleatória e T é um conjunto arbitrário. Ainda, este processo é estritamente estacionário se todas as distribuições finito-dimensionais F permanecem as mesmas sob translação no tempo, ou seja,

$$F(z_1, \dots, z_n, t_1 + k, \dots, t_n + k) = F(z_1, \dots, z_n, t_1, \dots, t_n) \quad (2.7)$$

para qualquer $t_1, \dots, t_n, k \in T$.

A análise dos gráficos das funções de autocorrelação é um passo importante para um bom ajuste da série. De acordo com Box, Jenkins e Reinsel (1994), no que se segue é apresentado o procedimento para obter a função de autocorrelação.

A autocovariância no lag k , γ_k , é definida como a covariância entre Z_t e Z_{t+k} , em que k é o número de intervalos de tempo defasados, que é a esperança do produto do desvio de cada ponto em relação à média do processo estocástico, ou seja:

$$\gamma_k = \text{cov}[Z_t, Z_{t+k}] = E[(Z_t - \mu)(Z_{t+k} - \mu)] \quad \forall t, k \in \mathbb{N}. \quad (2.8)$$

A função de autocovariância (facv) de um processo estocástico satisfaz às seguintes propriedades:

- i. $\gamma_0 > 0$
- ii. $\gamma_{-k} = \gamma_k$
- iii. $|\gamma_k| \leq \gamma_0$
- iv. γ_k é positiva definida, no sentido que

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_i a_j \gamma_{k_i - k_j} \quad \forall a_1, \dots, a_n, k_1, \dots, k_n \in \mathbb{N}. \quad (2.9)$$

A autocorrelação no lag k , ρ_k de um processo estacionário é definida por

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad k \in Z, \quad (2.10)$$

A função de autocorrelação (fac) satisfaz às seguintes propriedades:

- i. $\rho_0 = 1$
- ii. $\rho_{-k} = \rho_k$
- iii. $|\rho_k| \leq \rho_0 = 1$
- iv. ρ_k é positiva definida.

A estimativa da autocovariância γ_k é

$$c_k = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{N-k} (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+k} - \bar{Z}) \quad k = 1, \dots, N-1; \quad (2.11)$$

em que N é o número de observações, $\bar{Z} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i$ é a média amostral.

A estimativa da autocorrelação ρ_k é dada por

$$r_k = \frac{c_k}{c_0}. \quad (2.12)$$

2.2.2 Tendência

Supondo-se a ausência de sazonalidade, tem-se o modelo

$$Z_t = T_t + a_t \quad t=1,2,\dots,n \quad (2.13)$$

em que a_t é um ruído branco. Existem vários métodos para estimar tendência, dentre eles, ajuste polinomial e suavização (filtro), descritos em Morettin e Tolo (2004).

Estimando-se a tendência \hat{T}_t , a série pode ser escrita livre de tendência

$$Y_t = Z_t - \hat{T}_t \quad t=1,2,\dots,n. \quad (2.14)$$

Um outro procedimento utilizado para eliminar a tendência de uma série é tomar a diferença, como foi definido em (2.4) e (2.5).

Pela análise visual pode-se avaliar se uma série temporal possui tendência. Para confirmar esta avaliação prévia, dois procedimentos são utilizados: análise do gráfico da autocorrelação e ou um teste para tendência.

Dentre os testes para tendência, descritos em Morettin e Tolo (2004), têm-se: teste do sinal (Cox-Stuart), teste baseado no coeficiente de relação de Spearman e teste F para análise de variância.

O Teste do Sinal (Cox Stuart), será apresentado a seguir.

2.2.2.1 Teste do Sinal (Cox Stuart)

O teste do Sinal é utilizado para confirmar a existência de tendência em uma série temporal. O procedimento para aplicar o teste é o seguinte:

1. agrupam-se as observações em pares $(Z_1, Z_{c+1}), (Z_2, Z_{c+2}), (Z_{N-c}, Z_N)$, em que $c = N/2$ se N números de observações for par e $c = (N + 1)/2$ se N for ímpar;
2. para cada par (Z_i, Z_{c+i}) , associa-se um sinal. Este sinal é positivo (+) se $Z_i < Z_{c+i}$ e negativo (-) se $Z_i > Z_{c+i}$. Descarta-se a comparação se $Z_i = Z_{c+i}$;
3. testa-se a hipótese de nulidade.

H_0 : Não existe tendência.

A estatística do teste a ser utilizada é T, sendo que T é igual ao número de sinais positivos atribuídos no final da comparação entre Z_i e Z_{c+i} ;

4. Calcula-se o valor de t, que é dado por:

$$t = \frac{1}{2}(n + \omega_{\alpha/2}\sqrt{n}) \quad (2.15)$$

em que n é o número de vezes que não houve empate na comparação entre Z_i e Z_{c+i} e $\omega_{\alpha/2}$ é o valor tabelado ao nível de significância α . Caso $n \leq 20$, o valor tabelado de $\omega_{\alpha/2}$ é dado pela distribuição binomial com $p = 0,5$ e, caso $n > 20$, utiliza-se a distribuição normal;

5. se $T \leq t$ ou $T \geq n - t$, rejeita H_0 , isto é, a série possui tendência.

2.2.3 Sazonalidade

A componente sazonal capta características da série que ocorrem regularmente dentro do período de um ano, isto é, os fenômenos sazonais ocorrem re-

gularmente em período de no máximo doze meses. O que se observa em séries sazonais de período 12, é que ocorrem as relações:

- i. entre meses sucessivos, em um ano particular;
- ii. entre observações para o mesmo mês, em anos consecutivos.

De modo geral, pode-se afirmar que as séries sazonais apresentam alta correlação em *lags* sazonais. Os procedimentos mais comuns para se estimar a sazonalidade são o método de regressão (sazonalidade determinística) e o método de médias móveis (sazonalidade estocástica), descritos em Morettin e Tolo (2004).

Estimada a sazonalidade \hat{S}_t , a série pode ser escrita livre da componente sazonal. Se o modelo da série for aditivo, tem-se

$$Z_t^{SA} = Z_t - \hat{S}_t \quad t=1,2,\dots,n \quad (2.16)$$

e se for multiplicativo, tem-se

$$Z_t^{SA} = Z_t / \hat{S}_t \quad t=1,2,\dots,n. \quad (2.17)$$

Como já foi comentado, a componente sazonal também pode ser constatada pela análise visual do gráfico da série. Para se confirmar a existência desta aplica-se um teste para sazonalidade.

Dentre os testes para sazonalidade tem-se: teste de Fridman, teste de Kruskal-Wallis, teste F para Análise de Variância descritos em Morettin e Tolo (2004) e teste de Fisher, encontrado em Priestley (1989) e descrito resumidamente na seção 2.2.3.2 .

Toda periodicidade acima do período de 12 meses é considerada ciclo. Retirando-se o efeito do ciclo, a série perde muitas observações, reduzindo seu tamanho, o que prejudica e dificulta o ajuste do modelo.

2.2.3.1 Periodograma

Uma outra forma de se detectar a existência da sazonalidade é por meio da análise do gráfico do periodograma. Segundo Morettin e Tolo (2004), a análise espectral é fundamental em áreas onde o interesse básico é a procura de periodicidade dos dados. Esta análise é feita no domínio da frequência, portanto, é baseada em modelos não paramétricos.

Priestley (1989) define o periodograma do processo estacionário (a_t) como:

$$I_a(f_i) = \frac{2}{n} \left[\left(\sum_{t=1}^n a_t \cos \frac{2\pi i}{n} t \right)^2 + \left(\sum_{t=1}^n a_t \sin \frac{2\pi i}{n} t \right)^2 \right] \quad (2.18)$$

com $0 < f_i < \frac{1}{2}$ e $t = 1, 2, \dots, n$ em que $I(f_i)$ indica a intensidade da frequência f_i . A periodicidade pode ser verificada observando-se a existência de picos na frequência $f_i = \frac{i}{n}$, o que indica uma periodicidade de período $\frac{1}{f_i}$.

No gráfico do periodograma, a frequência f_i é representada no eixo das ordenadas e a intensidade da frequência $I(f_i)$ no das abscissas. Geralmente, o pico de maior intensidade é o componente periódico. Caso exista mais de um pico, aplica-se o teste de Fisher, para verificar se o pico é um componente periódico genuíno.

2.2.3.2 Teste de Fisher

O teste de Fisher é utilizado para confirmar a existência de sazonalidade em uma série temporal. Segundo Priestley (1989), esse teste utiliza os valores do periodograma e detecta grandes periodicidades.

O procedimento para aplicar o teste é o seguinte:

1. traça-se o periodograma, utilizando um pacote estatístico (R, Statistica e outros) ou por meio da frequência padrão dada por (2.18);

2. toma-se a maior periodicidade encontrada no periodograma, $\max(I_p)$. Calcula-se a estatística:

$$g = \frac{\max I_p}{\sum_{p=1}^{N/2} I_p}; \quad (2.19)$$

3. calcula-se a estatística do Teste de Fisher, z_α , dada por:

$$z_\alpha = \left(\frac{\alpha}{n}\right)^{1/(n-1)} + 1 \quad (2.20)$$

em que $n = \frac{N}{2}$ e α é o nível de significância;

4. testa-se a hipótese de nulidade.

H_0 : Não existe periodicidade.

Se $g > z_\alpha$, rejeita-se H_0 , isto é, existe sazonalidade no período analisado.

2.2.4 Modelos de Box e Jenkins

Box e Jenkins (1976) apresentaram uma metodologia bastante utilizada na análise de modelos paramétricos. Tal metodologia consiste em ajustar modelos autorregressivos, integrados, de médias móveis, ARIMA(p,d,q) a um conjunto de dados e é baseada em um ciclo iterativo. Esse ciclo consiste em: especificação, identificação, estimação e diagnóstico. Caso o modelo não seja adequado, o ciclo é repetido, voltando-se a fase de identificação.

Segundo Morettin e Tolo (2004), a fase crítica deste ciclo iterativo é a identificação, pois é possível que vários pesquisadores identifiquem modelos diferentes para a mesma série temporal. E ainda, esse mesmo autor, salienta que as vantagens desses modelos são: que eles são parcimoniosos, isto é, contém um número pequeno de parâmetros; e que as previsões são bastante precisas, comparando-as com os demais métodos de previsão.

Uma notação bastante utilizada nesses modelos é a de operadores. Esses operadores são:

i. Operador de translação para o passado, denotado por B e definido por

$$BZ_t = Z_{t-1} \quad (2.21)$$

e

$$B^m Z_t = Z_{t-m}. \quad (2.22)$$

ii. Operador de translação para o futuro, denotado por F e definido por

$$FZ_t = Z_{t+1} \quad (2.23)$$

e

$$F^m Z_t = Z_{t+m}. \quad (2.24)$$

iii. Operador diferença, denotado por ΔZ_t e definido por

$$\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1} = (1 - B)Z_t \implies \Delta = 1 - B \quad (2.25)$$

e de (2.4) tem-se:

$$\Delta^n Z_t = (1 - B)^n Z_t \implies \Delta_n = (1 - B)^n. \quad (2.26)$$

iv. O operador soma é denotado por S e definido por

$$\begin{aligned} SZ_t &= \sum_{j=0}^{\infty} Z_{t-j} \\ &= (1 + B + B^2 + \dots)Z_t \\ &= (1 - B)^{-1}Z_t \implies S = \Delta^{-1}. \end{aligned} \quad (2.27)$$

2.2.5 Modelos lineares estacionários

Box, Jenkins e Reinsel (1994) afirmam que séries temporais geradas por agregação linear de choques aleatórios são geralmente um modelo linear estocástico.

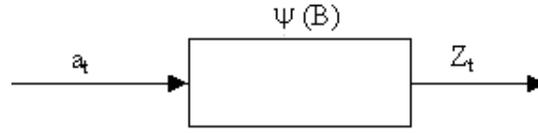


FIGURA 2: Filtro linear (entrada a_t , saída z_t e função de transferência ψ_t).

2.2.5.1 Processo linear geral

Segundo Morettin e Toloi (2004), esse modelo supõe que a série temporal seja gerada através de um filtro linear (Figura 2), cuja entrada é um ruído branco.

Formalmente, tem-se:

$$Z_t = \mu + a_t + \psi_1 a_{t-1} + \psi_2 a_{t-2} + \dots = \mu + \psi(B)a_t \quad (2.28)$$

em que

$$\psi(B) = 1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \dots \quad (2.29)$$

é denominada função de transferência do filtro e μ é o parâmetro que determina o nível da série. Chamando $\tilde{Z}_t = Z_t - \mu$, tem-se

$$\tilde{Z}_t = \psi(B)a_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j a_{t-j} \quad (2.30)$$

com $\psi_0 = 1$.

O processo linear \tilde{Z}_t , dado por (2.30), é escrito como uma soma ponderada de ruídos branco do presente e do passado. Este processo consiste em uma seqüência de variáveis aleatórias não-correlacionadas com média zero e variância constante, isto é, $E[a_t] = 0$ e $Var[a_t] = \sigma_a^2$. Nestas condições, a função de autocovariância das variáveis aleatórias a_t é dada por:

$$\gamma_k = E[a_t a_{t+k}] = \begin{cases} \sigma_a^2 & \text{se } k = 0, \\ 0 & \text{se } k \neq 0 \end{cases} . \quad (2.31)$$

Se a seqüência de pesos $\{\psi_j, j \geq 1\}$ for finita ou infinita convergente, isto é, $\sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \leq \infty$, o filtro é estável ou somável e \tilde{Z}_t é estacionária. Neste caso, μ é a média do processo. Caso contrário, \tilde{Z}_t é não-estacionária e μ indica o nível da série.

Pode-se escrever \tilde{Z}_t de forma alternativa, como uma soma ponderada de valores passados de \tilde{Z}_t mais um ruído branco a_t :

$$\begin{aligned}\tilde{Z}_t &= \pi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \pi_2 \tilde{Z}_{t-2} + \dots + a_t \\ &= \sum_{j=1}^{\infty} \pi_j \tilde{Z}_{t-j} + a_t \\ a_t &= \tilde{Z}_t - \pi_1 \tilde{Z}_{t-1} - \pi_2 \tilde{Z}_{t-2} - \dots\end{aligned}\tag{2.32}$$

Escrevendo (2.32) em função do operador de translação para o passado, definido em (2.21) e (2.22), segue-se que

$$(1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots) \tilde{Z}_t = a_t\tag{2.33}$$

então

$$\pi(B) \tilde{Z}_t = a_t\tag{2.34}$$

em que $\pi(B) = 1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots$. Multiplicando-se ambos os lados por $\psi(B)$, tem-se

$$\psi(B) \pi(B) \tilde{Z}_t = \psi(B) a_t = \tilde{Z}_t\tag{2.35}$$

Portanto $\psi(B) \pi(B) = 1$, tal que

$$\psi(B) = \pi^{-1}(B).\tag{2.36}$$

A relação (2.36) pode ser usada para determinar os coeficientes (π_1, π_2, \dots) a partir de (ψ_1, ψ_2, \dots) e vice-versa.

Um processo linear será estacionário se a série $\psi(B)$ convergir para $|B| \leq 1$ e será invertível se $\pi(B)$ convergir para $|B| \leq 1$.

A função de autocovariância do processo linear \tilde{Z}_t , dado por (2.30), é

$$\begin{aligned}
\gamma_k &= E[\tilde{Z}_t \tilde{Z}_{t+k}] \\
&= E\left[\sum_{j=0}^{\infty} \psi_j a_{t-j} \sum_{h=0}^{\infty} \psi_h a_{t+k-h}\right] \\
&= E\left[\sum_{j=0}^{\infty} \sum_{h=0}^{\infty} \psi_j \psi_h a_{t-j} a_{t+k-h}\right] \\
&= \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{h=0}^{\infty} \psi_j \psi_h E[a_{t-j} a_{t+k-h}]
\end{aligned}$$

utilizando (2.31) tem-se que:

$$E[a_{t-j} a_{t+k-h}] = \begin{cases} \sigma_a^2 & \text{se } t-j = t+k-h \implies h = j+k \\ 0 & \text{se } t-j \neq t+k-h \end{cases}$$

Portanto,

$$\gamma_k = \sigma_a^2 \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \psi_{j+k}. \quad (2.37)$$

2.2.6 Modelo autorregressivo e de médias móveis

O modelo autorregressivo e de médias móveis de ordem (p, q) , $\text{ARMA}(p, q)$, é a combinação dos processos autorregressivos de ordem p , $\text{AR}(p)$, e de médias móveis de ordem q , $\text{MA}(q)$.

Se $q = 0$, tem-se o modelo $\text{ARMA}(p, 0)$, isto é, autorregressivo de ordem p , $\text{AR}(p)$. Esse modelo pode ser escrito como uma soma ponderada finita de valores passados de Z_t mais um ruído branco a_t , ou seja,

$$\tilde{Z}_t = \phi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \dots + \phi_p \tilde{Z}_{t-p} + a_t = \sum_{j=1}^p \phi_j \tilde{Z}_{t-j} + a_t \quad (2.38)$$

Isolando a_t , tem-se

$$\begin{aligned} a_t &= \tilde{Z}_t - \phi_1 \tilde{Z}_{t-1} - \dots - \phi_p \tilde{Z}_{t-p} \\ &= \tilde{Z}_t - \phi_1 B \tilde{Z}_t - \dots - \phi_p B^p \tilde{Z}_t \\ &= (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) \tilde{Z}_t. \end{aligned}$$

em que $\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$ é o polinômio autorregressivo de ordem p . Portanto,

$$\phi(B) \tilde{Z}_t = a_t \quad (2.39)$$

ou

$$\tilde{Z}_t = \phi^{-1}(B) a_t. \quad (2.40)$$

Como $\phi(B)$ é finito, o processo $\text{AR}(p)$ é invertível para qualquer p e será estacionário se as raízes do polinômio, $\phi(B) = 0$, estiverem fora do círculo unitário.

Box, Jenkins e Reinsel (1994) consideraram que o modelo autorregressivo, $\text{AR}(p)$, é um filtro linear cuja função de transferência é $\phi^{-1}(B)$, a entrada a_t e a saída \tilde{Z}_t .

Se $p = 0$, tem-se o modelo $\text{ARMA}(0, q)$, isto é, de médias móveis de ordem q , $\text{MA}(q)$. Este modelo pode ser escrito como uma soma ponderada finita de ruídos branco do presente e do passado, ou seja,

$$\tilde{Z}_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.41)$$

com $\theta_0 = 1$. Utilizando (2.21) e (2.22), pode-se escrever (2.41) da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \tilde{Z}_t &= a_t - \theta_1 B a_t - \dots - \theta_q B^q a_t \\ &= (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) a_t \end{aligned}$$

em que $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$ é o polinômio de médias móveis de ordem

q . Portanto,

$$\tilde{Z}_t = \theta(B)a_t. \quad (2.42)$$

Como $\theta(B)$ é finito, o processo $MA(q)$ é estacionário para qualquer q e será invertível se as raízes do polinômio, $\theta(B) = 0$, estiverem fora do círculo unitário.

Segundo Box, Jenkins e Reinsel (1994), o modelo médias móveis, $MA(q)$, é um filtro linear cuja função de transferência é $\theta(B)$, a entrada é a_t e a saída Z_t .

Se $p \neq 0$ e $q \neq 0$, o modelo $ARMA(p,q)$, pode ser escrito como

$$\tilde{Z}_t = \phi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \dots + \phi_p \tilde{Z}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.43)$$

ou

$$\phi(B)\tilde{Z}_t = \theta(B)a_t \quad (2.44)$$

em que $\phi(B)$ e $\theta(B)$ são os operadores autorregressivo e de médias móveis, respectivamente.

Uma outra forma de se escrever (2.44) é dada por

$$\tilde{Z}_t = \phi^{-1}(B)\theta(B)a_t. \quad (2.45)$$

Considerando (2.44), tem-se que o processo $ARMA(p,q)$ é um processo linear cuja função de transferência é $\phi^{-1}(B)\theta(B)$.

As condições de estacionariedade e invertibilidade são, respectivamente, que as raízes dos polinômios, $\phi(B) = 0$ e $\theta(B) = 0$, estejam fora do círculo unitário.

2.2.6.1 Funções de autocorrelação e autocorrelação parcial

Segundo Morettin e Tolo (2004), multiplicando ambos os membros de (2.43) por \tilde{Z}_{t-k} e tomando-se a esperança desses, obtém-se a função de autocovariância

(fac) de lag k , ou seja,

$$\begin{aligned}
\gamma_k &= E[\tilde{Z}_t \tilde{Z}_{t-k}] & (2.46) \\
&= E[(\phi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \dots + \phi_p \tilde{Z}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q}) \tilde{Z}_{t-k}] \\
&= \phi_1 \gamma_{k-1} + \dots + \phi_p \gamma_{k-p} + \gamma_{za}(k) - \theta_1 \gamma_{za}(k-1) - \dots - \theta_q \gamma_{za}(k-q)
\end{aligned}$$

em que γ_{za} é a covariância cruzada entre \tilde{Z}_t e a_t , expressa por $\gamma_{za} = E[\tilde{Z}_{t-k} a_t]$.

Como \tilde{Z}_{t-k} depende apenas de choques a_t ocorridos até o instante $t - k$, obtem-se

$$\gamma_{za} \begin{cases} = 0 & \text{se } k > 0, \\ \neq 0 & \text{se } k \leq 0 \end{cases} .$$

Logo, para $k > q$,

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} + \dots + \phi_p \gamma_{k-p} \quad (2.47)$$

dividindo (2.47) por γ_0 , obtem-se a função de autocorrelação:

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \dots + \phi_p \rho_{k-p}. \quad (2.48)$$

De (2.47), pode-se deduzir que as autocorrelações de lags $k = 1, 2, \dots, q$ são afetadas diretamente pelos parâmetros de médias móveis e para $k > q$ se comportam como uma mistura de polinômios, exponenciais e senóides amortecidas.

Segundo Box, Jenkins e Reinsel (1994), pode-se verificar que, para $q < p$, a fac consiste em uma mistura de exponenciais e senóides amortecidas, entretanto, se $q \geq p$, os primeiros $p - q - 1$ valores de $\rho_0, \rho_1, \dots, \rho_{q-p}$ não seguirão este padrão.

Box e Jenkins (1976) propõem a utilização da função de autocorrelação parcial (facp) como um critério para facilitar a identificação do modelo.

O coeficiente de correlação parcial é utilizado para medir o grau de associação entre as observações Z_t e Z_{t-k} , quando os efeitos das defasagens até $k - 1$ são

fixadas.

Para se obter os coeficientes de autocorrelação parcial, utilizam-se as equações de Yule-Walker, expressas na forma matricial por

$$\begin{bmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \vdots \\ \rho_k \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \cdots & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \cdots & \rho_{k-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \cdots & 1 \end{bmatrix}^{-1} = \begin{bmatrix} \phi_{k1} \\ \phi_{k2} \\ \vdots \\ \phi_{kk} \end{bmatrix} \quad (2.49)$$

em que ϕ_{kj} é o j -ésimo coeficiente de um modelo AR(k) e ϕ_{kk} é o último coeficiente. Substituindo-se os coeficientes ρ_j por suas estimativas r_j em (2.49), têm-se as estimativas dos coeficientes ϕ_{kj} .

Para Morettin e Tolo (2004), as funções de autocorrelação parcial dos processos AR(p), MA(q) e ARMA(p, q) possuem as seguintes características que são úteis na identificação dos modelos:

1. para um processo autorregressivo AR(p) a facp é tal que: $\phi_{kk} \neq 0$, para $k < p$ e $\phi_{kk} = 0$, para $k > p$;
2. num processo de médias móveis MA(q) a facp se comporta de maneira similar à fac de um processo AR(p), sendo determinada por exponenciais e ou senóides amortecidas;
3. num processo ARMA (p, q) a facp se comporta como a facp de um processo MA(q) puro.

2.2.7 Modelos não estacionários

Segundo Morettin e Tolo (2004), muitas séries encontradas na prática são não estacionárias, ou seja, não se desenvolvem em torno de uma média constante, como por exemplo, séries econômicas e financeiras que apresentam, em geral,

tendências. Pode-se também ter uma forma de não-estacionariedade explosiva, como o crescimento de uma colônia de bactérias.

As séries não-estacionárias cujo comportamento é não explosivo, e que, tomando um número finito de diferenças, tornam-se estacionárias, são chamadas de séries não-estacionárias homogêneas.

2.2.7.1 Modelos ARIMA(p, d, q)

O modelo autorregressivo, integrado, de médias móveis, ARIMA(p,d,q) é o caso mais geral dos modelos de Box e Jenkins.

Quando a série não apresenta a componente sazonal, mas apresenta a componente tendência, ou estes componentes são não-estacionários homogêneos, ela pode ser representada pelo modelo ARIMA.

Box, Jenkins e Reinsel (1994) consideraram o modelo

$$\varphi(B)\tilde{Z}_t = \theta(B)a_t. \quad (2.50)$$

em que $\varphi(B)$ é um operador autorregressivo não-estacionário de ordem, $p + d$, com d raízes sobre o círculo unitário e p raízes fora, ou seja

$$\varphi(B)\tilde{Z}_t = \phi(B)\Delta^d\tilde{Z}_t = \phi(B)(1 - B)^d\tilde{Z}_t \quad (2.51)$$

logo

$$\phi(B)\Delta^d\tilde{Z}_t = \theta(B)a_t \quad (2.52)$$

em que $\Delta^d\tilde{Z}_t$ é estacionária. Tomando

$$W_t = \Delta^d\tilde{Z}_t \quad (2.53)$$

e substituindo em (2.52), tem-se:

$$\phi(B)W_t = \theta(B)a_t. \quad (2.54)$$

Portanto o modelo (2.52), pode ser representado por um modelo ARMA(p,q). Uma alternativa para escrever (2.53), é

$$\tilde{Z}_t = \frac{W_t}{\Delta^d} = W_t \Delta^{-d} = W_t S^d \quad (2.55)$$

em que S^d é um operador soma definido em (2.27). A equação (2.55), implica que o processo estacionário (2.52) pode ser obtido por uma soma (integral), daí o modelo autorregressivo, integrado, de médias móveis.

2.2.7.2 Modelos ARIMA sazonal - SARIMA

Quando uma série temporal apresenta um componente periódico em um período máximo de 12 meses (sazonalidade), é necessário acrescentar uma componente sazonal no modelo. Podem-se ter dois tipos de modelos sazonais: os determinísticos e os estocásticos.

Segundo Morettin e Toloi (2004), uma série sazonal é estocástica quando apresenta correlações significativas nos *lags* sazonais, isto é, múltiplos de período s , e é determinística, quando torna-se estacionária após tomar D diferenças da série. Muitas vezes, a série pode apresentar essas duas características.

Box e Jenkins (1976) propõem o modelo sazonal multiplicativo, denotado por SARIMA $(p, d, q)(P, D, Q)_s$, representado por

$$\phi(B)\Phi(B^s)\Delta^d\Delta_s^D Z_t = \theta(B)\Theta(B^s)a_t, \quad (2.56)$$

em que

- $\phi(B) = 1 - \phi_1 B^1 - \dots - \phi_p B^p$ é o polinômio autorregressivo de ordem p ;
- $\Phi(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_P B^{Ps}$ é o polinômio autorregressivo sazonal de ordem P ;

- $\Delta^d = (1 - B)^d$ é o operador diferença e d é o número de diferenças necessárias para retirar a tendência da série;
- $\Delta_s^D = (1 - B^s)^D$ é o operador diferença generalizado, quando duas observações estão distantes entre si de s intervalos de tempos que apresentam alguma semelhança, e D é o número de diferenças de lags s necessárias para retirar a sazonalidade da série;
- $\theta(B) = 1 - \theta_1 B^1 - \dots - \theta_q B^q$ é o polinômio médias móveis de ordem q ;
- $\Theta(B^s) = 1 - \Theta_s B^s - \dots - \Theta_Q B^{Qs}$ é o polinômio médias móveis sazonal de ordem Q .

Quando a série possui apenas sazonalidade estocástica, ajusta-se o modelo SARIMA com $D = 0$, e se possui apenas sazonalidade determinística, ajusta-se o modelo SARIMA, com $P = Q = 0$.

2.2.8 Identificação dos modelos ARIMA

Segundo Morettin e Toloi (2004), a identificação do modelo ARIMA é a fase mais crítica do ciclo iterativo do método de Box e Jenkins. Essa escolha é baseada, principalmente, com base nas autocorrelações e autocorrelações parciais estimadas. Geralmente, essa técnica é eficiente, mas, é importante salientar que pode ser identificado mais de um modelo para a mesma série.

O objetivo da identificação é determinar os valores de p, d e q do modelo ARIMA(p, d, q) e também P, D e Q , quando a série possuir a componente sazonal (SARIMA).

O procedimento de identificação consiste em:

1. verificar se a série é estacionária, através da análise do gráfico da série original e sua função de autocorrelação;

2. diferenciar a série até que se torne estacionária através do operador diferença. O número d de diferenças necessárias é alcançado quando a função amostral da série $W_t = \Delta^d Z_t$ decai rapidamente para zero;
3. identificar os valores de p e q , através da análise das autocorrelações e autocorrelações parciais, e também P e Q , se a série for sazonal.

2.2.9 Estimação dos modelos ARIMA

Segundo Morettin e Toloi (2004), tendo-se identificado o modelo provisório para a série, o passo seguinte é estimar os parâmetros. Considerando o modelo ARIMA(p,d,q), conforme (2.54), estima-se o vetor de parâmetros $\xi = (\phi_1, \dots, \phi_p, \theta_1, \dots, \theta_q, \sigma_a^2)$, utilizando-se um procedimento iterativo de estimação não-linear de mínimos quadrados. Os $p + q + 1$ parâmetros do modelo são analisados sob a suposição que $a_t \sim N(0, \sigma_a^2)$.

Um dos métodos utilizados para estimar os parâmetros de ξ é o da máxima verossimilhança. Dada a série $Z_t = (Z_1, \dots, Z_N)$, em que N é o número de observações, os estimadores de máxima verossimilhança (EMV) de ξ são os valores que maximizam a função de verossimilhança $L(\xi|Z_1, \dots, Z_N)$ ou $l = \log L$.

Segundo Box, Jenkins e Reinsel (1994), o logaritmo da função de verossimilhança não-condicional é dado por

$$l(\xi) \simeq -n \log \sigma_a - \frac{S(\eta)}{2\sigma_a^2} \quad (2.57)$$

em que

$$S(\eta) = S(\phi, \theta) = \sum_{t=-\infty}^n [a_t(\eta, W)]^2 \quad (2.58)$$

é a soma de quadrados não-condicional com $[a_t(\eta, W)] = E(a_t|\eta, W)$ e $W = W_t = \Delta^d Z_t$ é a série diferenciada com $n = N - d$ observações, sendo d o número de diferenças necessárias para obter estacionariedade.

Segue-se que os estimadores de mínimos quadrados (EMQ) obtidos minimizando-se (2.58), serão boas aproximações para os EMV.

2.2.10 Verificação dos modelos ARIMA

Após a fase de estimação, o próximo passo é a verificação da adequação do modelo ajustado. O principal procedimento utilizado nessa fase é a análise dos resíduos.

Teste da autocorrelação residual

Para que o modelo definido por (2.54) seja adequado, os resíduos devem ser independentes e normalmente distribuídos (ruído branco). Portanto, suas estimativas

$$\hat{a}_t = \hat{\theta}^{-1}(B)\hat{\phi}(B)W_t \quad (2.59)$$

deverão estar próximas de a_t e aproximadamente não correlacionadas, isto é, a estimativa da autocorrelação \hat{r}_k é, aproximadamente, igual a zero.

Logo, sob a suposição que o modelo ajustado é adequado, tem-se que

$$\hat{r}_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n \hat{a}_t \hat{a}_{t-k}}{\sum_{t=1}^n \hat{a}_t^2} \sim N\left(0, \frac{1}{n}\right). \quad (2.60)$$

Pode-se dizer que o modelo é adequado quando \hat{r}_k estiver dentro dos limites de $\pm \frac{2}{\sqrt{n}}$.

Segundo Morettin e Tolo (2004), a comparação de \hat{r}_k com estes limites fornece uma indicação geral de uma possível quebra de comportamento de ruído branco em a_t , com a condição que seja lembrado que, para pequenos valores de k , estes limites subestimarão a significância de qualquer discrepância.

Teste de Box Pierce

Box e Pierce (1970) sugeriram um teste para estimação da autocorrelação dos resíduos, baseado nas primeiras k autocorrelações de \hat{a}_t , isto é, nos valores de $r_k(\hat{a})$ para $k = \{1, 2, \dots, K\}$.

Se o modelo ajustado para um processo ARIMA(p,d,q) é apropriado, então

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{r}_k^2}{n-k} \sim \chi_{k-p-q}^2. \quad (2.61)$$

A hipótese de ruído branco é rejeitada para $Q > \chi_{k-p-q}^2$.

No modelo SARIMA, consideram-se os coeficientes sazonais nos graus de liberdade da distribuição qui-quadrado, tendo, então, $(k - p - q - P - Q)$ graus de liberdade.

Neste estudo, serão tomadas as primeiras 40 \hat{r}_k .

2.2.11 Previsões

Uma das principais razões para decompor uma série temporal em seus componentes é prever valores futuros.

Morettin e Tolo (2004) salientam que a previsão não constitui um fim em si, mas apenas um meio de fornecer informações para uma consequente tomada de decisões, visando determinar um objetivo.

A previsão Z_{t+h} denotada por $\hat{Z}_t(h)$ é esperança matemática condicional de Z_{t+h} , dado $Z_t, Z_{t-1} \dots$, isto é,

$$\hat{Z}_t(h) = [Z_{t+h}] = E[Z_{t+h} | Z_t, Z_{t-1}, \dots]. \quad (2.62)$$

Previsões com modelos ARIMA

O modelo ARIMA(p, d, q) pode ser escrito na forma da equação de diferenças

$$Z_{t+h} = \varphi_1 Z_{t+h-1} + \dots + \varphi_{p+d} Z_{t+h-p-d} - \theta_1 a_{t+h-1} - \dots - \theta_q a_{t+h-q} + a_{t+h}, \quad (2.63)$$

tomando a esperança condicional de (2.63), tem-se a equação de previsão

$$\begin{aligned} \hat{Z}_t(h) = & \varphi_1 E[Z_{t+h-1} | Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots] + \dots + \varphi_{p+d} E[Z_{t+h-p-d} | Z_{t-p-d}, \dots] \\ & - \theta_1 E[a_{t+h-1} | a_{t-1}, a_{t-2}, \dots] - \dots - \theta_q E[a_{t+h-q} | a_{t-q}, \dots] \\ & + E[a_{t+h} | a_t, a_{t-1}, \dots], \end{aligned} \quad (2.64)$$

logo

$$\begin{aligned} \hat{Z}_t(h) = & \varphi_1 [Z_{t+h-1}] + \dots + \varphi_{p+d} [Z_{t+h-p-d}] \\ & - \theta_1 [a_{t+h-1}] - \dots - \theta_q [a_{t+h-q}] + [a_{t+h}], \end{aligned} \quad (2.65)$$

para $h \geq 1$. Utilizam-se os seguintes fatos:

$$\begin{aligned} [Z_{t+k}] &= \hat{Z}_t(k), k > 0, \\ [Z_{t+k}] &= Z_{t+k}, k \leq 0, \\ [a_{t+k}] &= 0, k > 0 \\ [a_{t+k}] &= a_{t+k}, k \leq 0. \end{aligned} \quad (2.66)$$

Considerando-se a equação de previsão como uma função de h , com origem t fixa, tem-se

$$\hat{Z}_t(h) = \sum_{i=1}^{p+d} \varphi_i \hat{Z}_{t+h-i}, h > q \quad (2.67)$$

ou

$$\varphi(B)\hat{Z}_t(h) = (1 - B)^d \hat{Z}_t(h) = 0, h > q \quad (2.68)$$

com $\varphi(B)$ operando em h .

Morettin e Toloí (2004) mostram que para $h > q - p - d$, a função $\hat{Z}_t(h)$ consistirá numa mistura de polinômios exponenciais e senóides amortecidas, com sua forma exata determinada pelas raízes G_i^{-1} do operador $\varphi(B) = 0$.

O erro da previsão é definido por

$$e_t(h) = Z_{t+h} - \hat{Z}_t(h) \quad (2.69)$$

e a sua variância por

$$V(h) = (1 + \psi_1^2 + \psi_2^2 + \dots + \psi_{h-1}^2)\sigma_a^2. \quad (2.70)$$

Intervalo de confiança

Para obter o intervalo de confiança para Z_{t+h} é necessário fazer as seguintes suposições para os erros:

1. $E[a_t] = 0$;
2. $E[a_t a_s] = 0, t \neq s$;
3. $Var[a_t] = \sigma_a^2, \forall t$;
4. $a_t \sim N(0, \sigma_a^2)$, para cada t .

Dessa forma, dados os valores passados e presentes da série Z_t, Z_{t-1}, \dots , a distribuição condicional da série é $N(\hat{Z}_t(h), V(h))$.

Tem-se que

$$U = \frac{Z_{t+h} - \hat{Z}_t(h)}{[V(h)]^{\frac{1}{2}}} \sim N(0, 1). \quad (2.71)$$

Pode-se obter o valor de u_α , fixando-se o coeficiente α , tal que o intervalo de confiança para Z_{t+h} com $P(-u_\alpha < U < u_\alpha) = \alpha$ é dado por

$$\hat{Z}_t(h) - u_\alpha[V(h)]^{\frac{1}{2}} \leq Z_{t+h} \leq \hat{Z}_t(h) + u_\alpha[V(h)]^{\frac{1}{2}}. \quad (2.72)$$

2.2.12 Critério para escolha do modelo

A seguir serão apresentados os critérios para escolha do modelo:

Critério de Akaike

Akaike (1973) sugere escolher como melhor modelo, aquele cujas ordens p e q minimizam o critério de Akaike (AIC) normalizado.

Na comparação de diversos modelos, com N fixo, o critério de Akaike pode ser expresso por:

$$AIC = N \log \hat{\sigma}_a^2 + 2(k + l + 1) \quad (2.73)$$

em que $\hat{\sigma}_a^2$ é o estimador de máxima verossimilhança de σ_a^2 , $0 \leq k \leq p$ e $0 \leq l \leq q$.

Entre os vários modelos propostos, será escolhido como o melhor modelo aquele que tiver o menor valor de AIC.

Critério do erro quadrático médio de previsão

Segundo Morettin e Tolo (2004), quando o critério de decisão for adotar o modelo que fornece as melhores previsões, o critério do erro quadrático médio de previsão (EQMP) é uma boa medida de comparação entre dois modelos.

As estimativas EQMP são dadas pela média dos quadrados das diferenças entre valores observados e valores previstos. Logo, o EQMP com origem em t é dado por

$$EQMP_t = \frac{1}{n} \sum_{h=1}^n [Z_{t+h} - \hat{Z}_t(h)]^2. \quad (2.74)$$

O modelo escolhido é o que possuir menor EQMP.

2.2.13 Modelos de intervenção

Se, em determinado instante de tempo, ocorre um evento independente do fenômeno que deu origem a série temporal, cujos efeitos são significativos sobre a mesma, este fenômeno é chamado de intervenção. Tal ocorrência pode manifestar-se por um intervalo de tempo subsequente e afetar a série temporariamente ou permanentemente e de forma abrupta ou gradual.

Este termo intervenção foi introduzido por Glass (1972). Segundo Jenkins (1979), os modelos de intervenção representam generalização dos métodos de análise de dados.

Geralmente, as séries indicadoras de intervenção são representadas por dois tipos de variáveis binárias: função degrau e função impulso.

A função degrau é apresentada em (2.75) e representada graficamente na Figura 3.

$$X_{j,t} = S_t^{(T)} = \begin{cases} 0 & \text{se } t < T \\ 1 & \text{se } t \geq T \end{cases} \quad (2.75)$$

A função impulso é apresentada em (2.76) e representada graficamente na Figura 4.

$$X_{j,t} = I_t^{(T)} = \begin{cases} 0 & \text{se } t \neq T \\ 1 & \text{se } t = T \end{cases} \quad (2.76)$$

Box e Tiao (1965) apresentam um modelo de intervenção, descrito em Morrettin e Toloí (2004), que leva em conta a ocorrência de múltiplas intervenções, é

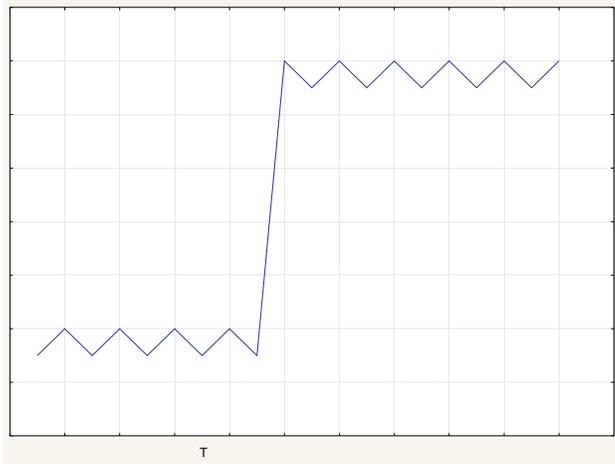


FIGURA 3: Função degrau

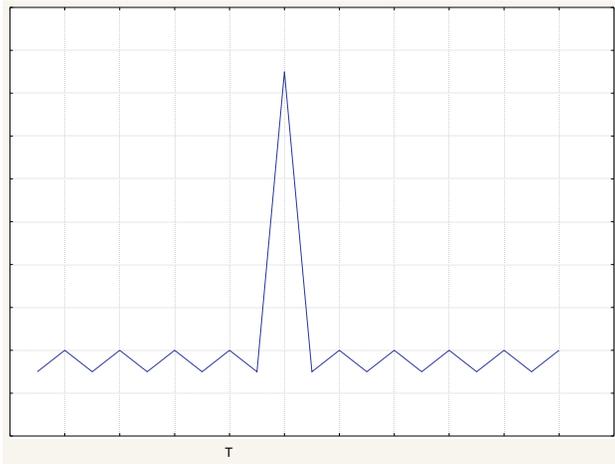


FIGURA 4: Função impulso

dado por:

$$Z_t = \sum_{j=1}^k \nu_j(B) X_{j,t} + N_t \quad (2.77)$$

em que

- k é o número de intervenções;
- $X_{j,t}$ é a variável binária do tipo (2.75) e (2.76);
- $\nu_j(B)$ é a função de transferência;
- N_t é a série temporal livre do efeito da intervenção e denominada série residual.

2.2.13.1 Efeitos da intervenção

Uma intervenção pode afetar de várias formas uma série temporal. Segundo Morettin e Toloi (2004), uma intervenção em sua manifestação pode ser abrupta ou gradual e na sua duração pode ser temporária ou permanente.

Após a intervenção, pode haver uma mudança de variabilidade na série, bem como o efeito evolução, no qual a série decai inicialmente e depois retoma o crescimento, até atingir um novo nível.

Para cada efeito de intervenção, tem-se uma forma apropriada para a função de transferência, $\nu(B)$, que é dada por

$$\nu(B) = \frac{\omega(B)B^b}{\delta(B)} \quad (2.78)$$

em que $\omega(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s$ e $\delta(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r$ são polinômios em B e b é a defasagem no tempo para o início do efeito da intervenção.

Considerando uma única intervenção, tem-se o modelo

$$Z_t = \nu(B)X_t + N_t \quad (2.79)$$

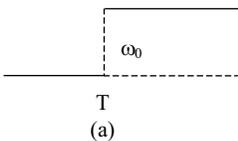
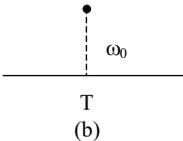
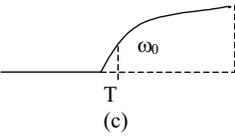
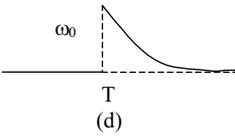
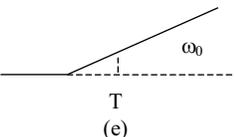
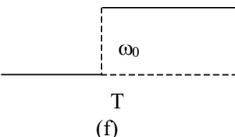
$v(B)$	$X_t = \begin{cases} 0, & t < T \\ 1, & t \geq T \end{cases}$	$X_t = \begin{cases} 0, & t \neq T \\ 1, & t = T \end{cases}$
ω_0	 (a)	 (b)
$\frac{\omega_0}{1-\delta B}$ $ \delta < 1$	 (c)	 (d)
$\frac{\omega_0}{1-B}$	 (e)	 (f)

FIGURA 5: Estrutura da função de transferência.

em que X_t é função binária do tipo (2.75) ou (2.76).

Conforme Morettin e Toloi (2004), a seguir são descritos os casos mostrados na Figura 5.

- a) Tem-se um efeito permanente após uma mudança de nível abrupta.

$$\nu(B)X_t = \begin{cases} 0 & \text{se } t < T \\ \omega_0 & \text{se } t \geq T \end{cases}$$

- b) Tem-se uma mudança de nível apenas no instante T.

$$\nu(B)X_t = \begin{cases} 0 & \text{se } t \neq T \\ \omega_0 & \text{se } t = T \end{cases}$$

- c) Tem-se um efeito permanente após uma mudança de nível gradual até atingir a assíntota $\frac{\omega_0}{1-\delta}$. Neste caso, $\nu(B) = \frac{\omega_0}{1-\delta_0}$ e $Z_t = \delta Z_{t-1} + \omega_0 + N_t$. Segue-se que

$$\nu(B)X_t = \begin{cases} 0 & \text{se } t < T \\ \omega_0 \sum_{j=0}^k \delta^j & \text{se } t = T + k \quad k = 0, 1, \dots \end{cases}$$

de modo que $\lim_{t \rightarrow \infty} \nu(B)X_t = \frac{\omega_0}{(1-\delta)}$.

- d) Tem-se uma mudança de nível apenas abrupta, sendo ω_0 o valor desta mudança e depois decai exponencialmente para zero.

$$\nu(B)X_t = \begin{cases} 0 & \text{se } t < T \\ \delta^k \omega_0 & \text{se } t = T + k \quad k = 0, 1, \dots \end{cases}$$

- e) Tem-se uma mudança de direção da série, apresentando uma tendência determinística a partir do instante T. Neste caso, $\delta = 1$ e após a intervenção

tem-se o modelo $Z_t = Z_{t-1} + \omega_0 X_t + N_t$.

$$\nu(B)X_t = \begin{cases} 0 & \text{se } t < T \\ (k+1)\omega_0 & \text{se } t = T+k \quad k = 0, 1, \dots \end{cases}$$

f) Tem-se um efeito permanente após uma mudança de nível abrupta, seguindo neste novo nível até a assíntota $\frac{\omega_0}{1-B}$.

$$\nu(B)X_t = \begin{cases} 0 & \text{se } t < T \\ \omega_0 & \text{se } t \geq T \end{cases}$$

3 MATERIAL E MÉTODOS

A base de dados do presente trabalho foi obtida na Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei. Essa instituição fica localizada na cidade de São João del Rei e atende a demanda das microrregiões de São João del Rei e Lavras e, ainda, o município de Minduri.

Os dados com relação ao número de habitantes foram obtidos por meio da internet, pela página <<http://www.saude.mg.gov.br>>.

Para o ajustamento dos modelos de séries temporais, foram propostas as séries:

- i. do número de doadores;
- ii. do número de inaptidões clínicas;
- iii. do número de inaptidões sorológicas;
- iv. do número de doações espontâneas.

Os dados relativos às séries deste estudo são registrados diariamente, consolidados mensalmente e lançados no sistema de informação de produção hemoterápica (HEMOPROD). A apuração para a consolidação mensal dos dados é feita no período do dia 20 do mês anterior até o dia 19 do mês corrente. Por exemplo, o número de doadores, referente ao mês de dezembro de 2005, é a consolidação da apuração diária do número de doadores do dia 20 de novembro de 2005 ao dia 19 de dezembro de 2005.

As séries do número de doadores e do número de inaptidões clínicas foram coletadas no período, de janeiro de 1993 a dezembro de 2004, num total de 144

observações para cada série. As observações do período de janeiro de 2005 a dezembro de 2005 foram reservadas para serem comparadas com as previsões.

A série do número de inaptidões sorológicas foi constituída por 150 observações, correspondendo ao período de janeiro de 1993 a julho de 2005. As observações referentes ao período de julho de 2005 a dezembro de 2005 foram guardadas para comparação com as previsões.

Finalmente, a série do número de doações espontâneas foi coletada no período agosto de 1995 a dezembro de 2005, totalizando 125 observações, sendo as quatro últimas guardadas para serem comparadas com as previsões.

Para análise descritiva dos dados, referentes ao ano de 2005, foi utilizado o número total de doadores, de inaptidões clínicas, de inaptidões sorológicas e de doações espontâneas. E ainda a população total referenciada para o Núcleo de São João del Rei.

A metodologia aplicada para ajustar o modelos foi a seguinte:

1. analisar o gráfico da série original e sua função de autocorrelação, verificando os indícios da existência de tendência e sazonalidade;
2. confirmar, através de testes, a existência de tendência e sazonalidade;
3. tomar o número de diferenças necessárias para retirar a tendência e a sazonalidade determinística da série;
4. analisar as funções de autocorrelação (fac) e autocorrelação parcial (facp) da série diferenciada (livre de tendência e ou sazonalidade determinística). As correlações significativas da fac indicam a ordem do modelo de médias móveis (MA) e as da facp indicam a ordem do modelo autorregressivo (AR). Caso haja correlações significativas nos *lags* múltiplos de s (período sazonal), deve-se ajustar a parte sazonal do modelo;
5. ajustar o modelo e verificar se suas estimativas são significativas.

6. testar a partir da f_{ac} e f_{acp} dos resíduos do modelo ajustado se o resíduo é um ruído branco (teste da autocorrelação residual) e confirmar pelo teste de Box Pierce;
7. fazer as previsões;
8. aplicar os critérios de Akaike e do EQMP para escolha do melhor modelo que se ajusta aos dados;
9. escrever o modelo matemático com os parâmetros estimados.

As análises estatísticas foram realizadas utilizando-se as funções do pacote *stats* do programa R.2.2.0 (R Development Core Team, 2005).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Análise descritiva

Na Tabela 5 é apresentada a consolidação dos dados de doação de sangue da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei e a população total atendida por essa instituição.

TABELA 5: Dados consolidados para o ano de 2005

Dados	Total
Número de doadores	6638
Número de inaptidões clínicas	702
Número de inaptidões sorológicas	154
Número de doações espontâneas	3949
População	\simeq 400.000

Fonte: HEMOPROD - Fundação Hemominas Núcleo Regional de SJDR e SES-MG

Verificam-se na Tabela 6, os índices de inaptidões clínicas, de inaptidões sorológicas, de doações espontâneas e de doadores em relação à população total, para o ano de 2005.

Destaca-se o índice de inaptidões sorológicas que foi, aproximadamente 3,5 vezes menor do que o preconizado pelo Ministério da Saúde.

O índice de doações espontâneas ficou 40% abaixo do preconizado, mas ficou acima da média nacional que é de 51%.

Difícilmente o Núcleo Regional de São João del Rei alcançará a meta de

TABELA 6: Índices consolidados para o ano de 2005

Dados	Índices Obtidos(%)	Metas(%)
Número de inaptidões clínicas	10,57	11,30
Número de inaptidões sorológicas	2,32	8,30
Número de doações espontâneas	59,49	100,00
Doadores/População Total	1,66	2,00

100%, pois, a maioria das pessoas que residem nas cidades que compõem as microrregiões atendidas por esse núcleo, só faz doações de reposição.

Os principais fatores que levam essas pessoas a não fazerem doações espontâneas é a dificuldade de acesso ao centro de coleta e falta de informação da importância do ato de doar sangue. Esses fatores também influenciam diretamente no índice de doadores em relação à população geral.

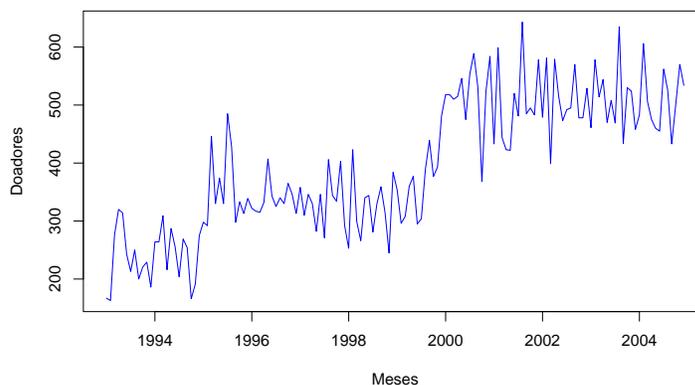
A grande maioria das doações espontâneas é feita por pessoas residentes na cidade de São João del Rei.

4.2 Série do número de doadores

O gráfico da série original do número de doadores mensais, obtidos na Fundação Hemominas- Núcleo Regional de São João del Rei estão mostrados Figura 6. Pela análise visual deste gráfico, pode-se dizer que existem indícios de que a série possui tendência e não possui sazonalidade.

A função de autocorrelação da série original do número de doadores (Figura 7) não decaiu rapidamente para zero, indicando que a série não é estacionária.

O teste do sinal (Cox-Stuart) foi aplicado para confirmar a existência da tendência. Considerando que a série possui 144 observações, tem-se que: $c = 72$ e



Fonte: OPAS

FIGURA 6: Representação gráfica da série original do número de doadores mensais da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei, de janeiro de 1993 a dezembro de 2004

$n = 72$.

O número de sinais positivos T é igual a 70 e o valor de t é dado por: $t = \frac{1}{2}(72 + 1, 96\sqrt{72}) = 40,07$. Portanto, como $T = 70 \geq n - t = 31,93$, confirmou-se a presença da componente tendência.

Na Figura 8, é possível observar que o periodograma apresenta dois picos significativos, nos períodos 29 e 70. Como não existem picos significativos em períodos menores ou iguais a 12, pode-se afirmar que a série não possui a componente sazonal.

Com a finalidade de retirar a tendência da série fez-se a primeira diferença nos dados. Analisando-se a Figura 9, observa-se que a tendência foi retirada e não aparecem correlações significativas nos *lags* sazonais dos gráficos das funções de autocorrelação (Figura 10) e de autocorrelação parcial (Figura 11) da série diferenciada, sugerindo um modelo ARIMA.

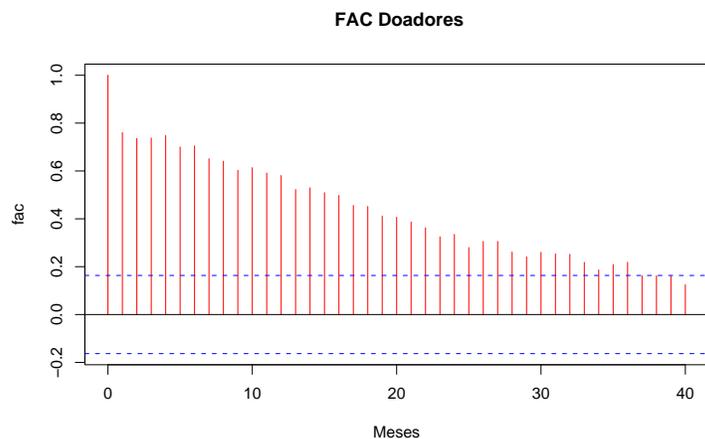


FIGURA 7: Representação da função de autocorrelação (fac) da série original do número de doadores mensais da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei, de janeiro de 1993 a dezembro de 2004

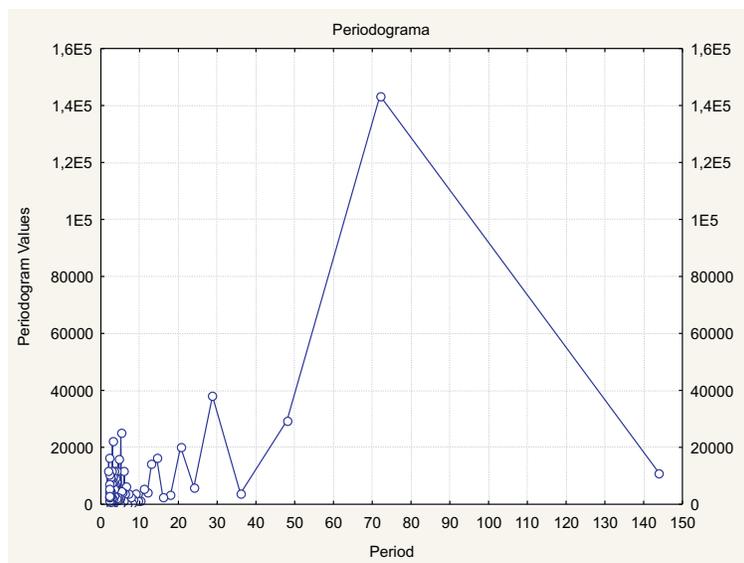


FIGURA 8: Periodograma da série original do número de doadores mensais da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei.

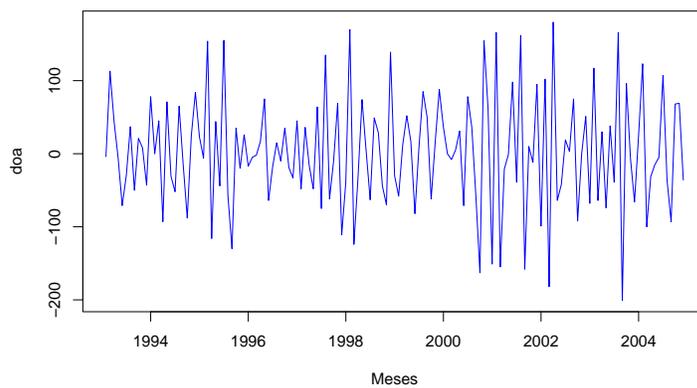


FIGURA 9: Representação gráfica da série diferenciada do número de doadores mensais da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei.

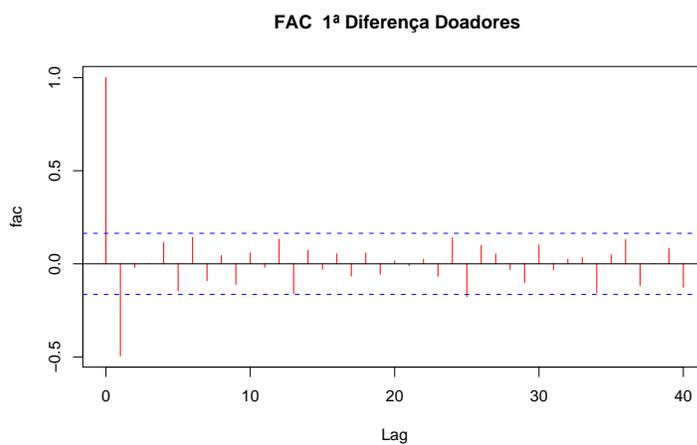


FIGURA 10: Representação da função de autocorrelação (fac) da série diferenciada do número de doadores mensais da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei.

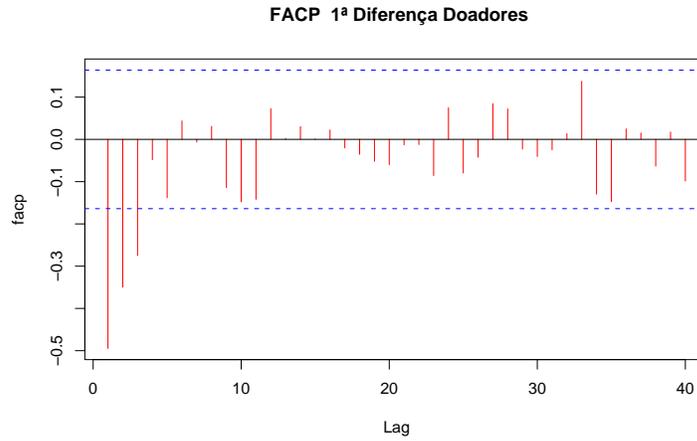


FIGURA 11: Representação da função de autocorrelação parcial (fACP) da série diferenciada do número de doadores mensais da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei.

Analisando-se a Figura 11, tem-se que os três primeiros *lags* da fACP são significativos, sugerindo um modelo autorregressivo de ordem 3. Além disso, na Figura 10, o primeiro *lag* da fac é significativo, sugerindo um modelo de médias móveis de ordem 1. Baseado nessa análise, foram propostos dois modelos:

- i. ARIMA(3,1,0), que é dado por:

$$(1 - B)(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3)Z_t = a_t \quad (4.1)$$

- ii. ARIMA(0,1,1), que é dado por:

$$(1 - B)Z_t = (1 - \theta_1 B)a_t \quad (4.2)$$

Na Tabela 7, são apresentadas as estimativas dos parâmetros dos modelos (4.1) e (4.2). É possível observar que essas estimativas estão dentro do limite de mais ou menos dois erros padrão, ou seja, são significativas.

Para verificar se o resíduo a_t é um ruído branco (independentes e idencia-

TABELA 7: Estimativas dos parâmetros dos modelos ARIMA(3,1,0) e ARIMA(0,1,1) e seus respectivos erros padrão para série do número de doadores.

Modelo	Parâmetro	Estimativa	Erro Padrão
ARIMA(3, 1, 0)	ϕ_1	-0,7654	0,0806
	ϕ_2	-0,5478	0,0944
	ϕ_3	-0,2887	0,0820
ARIMA(0, 1, 1)	θ_1	-0,7357	0,0527

mente distribuídos), foram construídas as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos dos modelos ARIMA(3,1,0) (Figura 12) e ARIMA(0,1,1)(Figura 13).

As funções de autocorrelação e autocorrelação parcial do resíduo do modelo ARIMA(3,1,0), conforme Figura 12, não possuem correlação significativa, ou seja, estão dentro do limite de mais ou menos dois erros padrão ao nível de 5% de significância. Portanto, pode-se afirmar que esse modelo ajusta-se aos dados e que o resíduo a_t é um ruído branco. Comportamento semelhante foi observado na Figura 13, pode-se dizer o mesmo do modelo ARIMA(0,1,1).

O teste de Box-Pierce forneceu os seguintes resultados:

$$ARIMA(3, 1, 0) \longrightarrow Q_{40} = 36,997 < \chi_{37,0.05}^2 = 52,19 \quad (4.3)$$

$$ARIMA(0, 1, 1) \longrightarrow Q_{40} = 36,968 < \chi_{39,0.05}^2 = 54,57 \quad (4.4)$$

Logo, de acordo com (4.3) e (4.4), confirmou-se que a_t é um ruído branco em ambos os modelos.

As previsões realizadas no período de janeiro a dezembro de 2005 e seus respectivos erros padrão para os modelos ARIMA(3,1,0) e ARIMA(0,1,1) são mos-

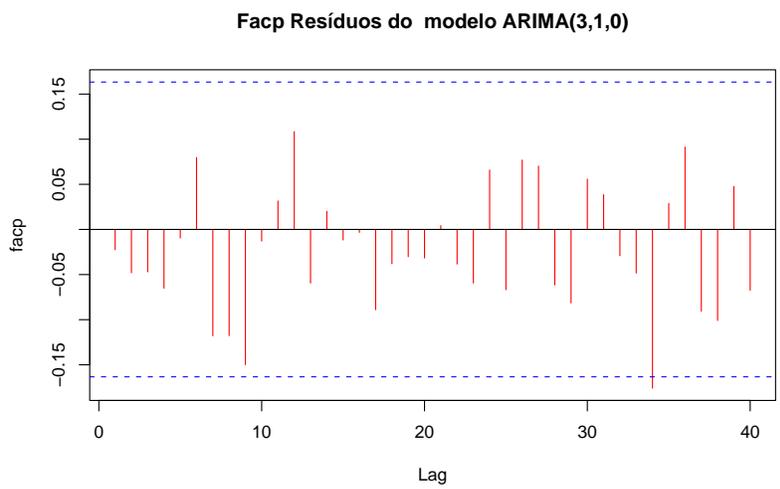
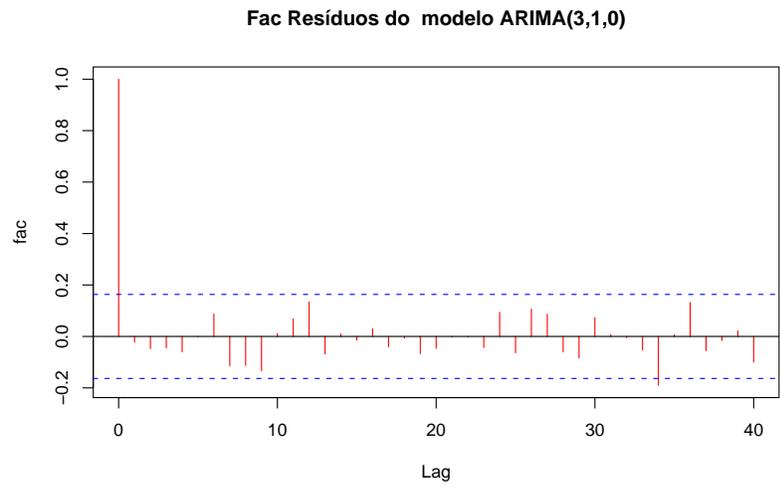


FIGURA 12: Representação da função de autocorrelação (fac) e autocorrelação parcial (facp) do resíduo do modelo ARIMA(3,1,0).

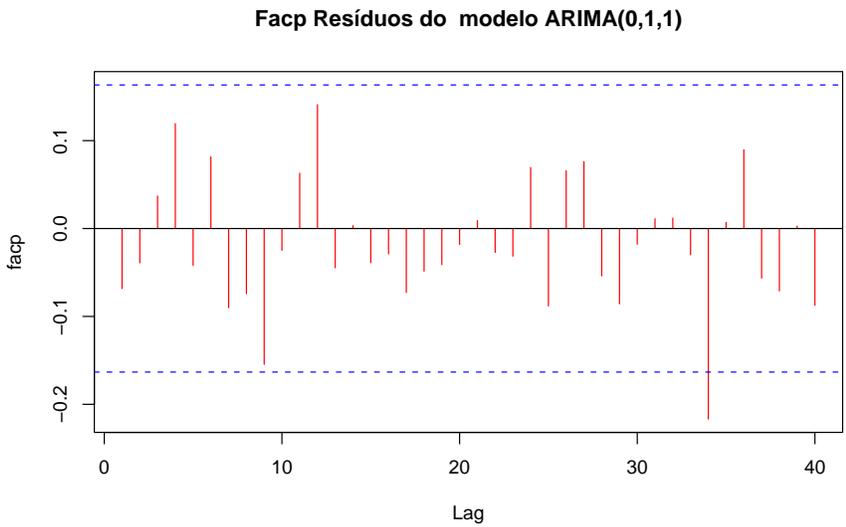
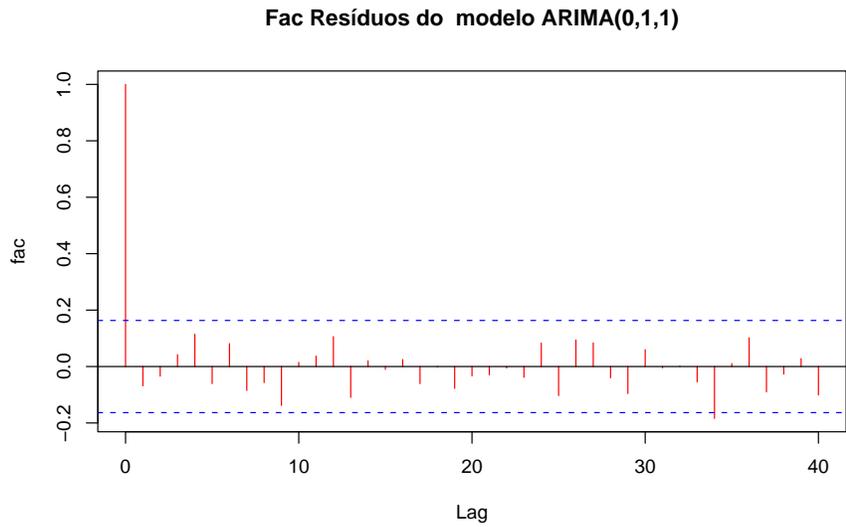


FIGURA 13: Representação da função de autocorrelação (fac) e autocorrelação parcial (facp) do resíduo do modelo ARIMA(0,1,1).

TABELA 8: Valores observados (Z_{t+h}), valores previstos ($\hat{Z}_t(h)$), erro padrão (SE) e erro de previsão ($e_t(h)$) para série dos números de doadores, no período de janeiro a dezembro de 2005, utilizando os modelos ARIMA(3,1,0) e ARIMA(0,1,1).

Modelo	Mês	Valor observado (Z_{t+h})	Valor previsto ($\hat{Z}_t(h)$)	Erro padrão (SE)	Erro previsão ($e_t(h)$)
ARIMA(3,1,0)	<i>Jan/05</i>	543	504,125	60,349	38,876
	<i>Fev/05</i>	569	526,790	61,987	42,210
	<i>Mar/05</i>	507	536,201	64,134	-29,201
	<i>Abr/05</i>	571	525,208	67,991	45,793
	<i>Mai/05</i>	593	521,923	74,303	71,077
	<i>Jun/05</i>	598	527,742	77,024	70,258
	<i>Jul/05</i>	551	528,261	80,072	22,739
	<i>Ago/05</i>	485	525,625	83,543	-40,625
	<i>Set/05</i>	567	525,678	86,994	41,322
	<i>Out/05</i>	585	526,932	89,834	58,068
	<i>Nov/05</i>	524	526,704	92,738	-2,704
	<i>Dez/05</i>	545	526,176	95,656	18,824
ARIMA(0,1,1)	<i>Jan/05</i>	543	518,822	60,769	24,179
	<i>Fev/05</i>	569	518,822	62,855	50,1785
	<i>Mar/05</i>	507	518,822	64,875	-11,822
	<i>Abr/05</i>	571	518,822	66,833	52,179
	<i>Mai/05</i>	593	518,822	68,736	74,179
	<i>Jun/05</i>	598	518,822	70,587	79,179
	<i>Jul/05</i>	551	518,822	72,392	32,179
	<i>Ago/05</i>	485	518,822	74,152	-33,822
	<i>Set/05</i>	567	518,822	75,871	48,179
	<i>Out/05</i>	585	518,822	77,555	66,179
	<i>Nov/05</i>	524	518,822	79,198	5,179
	<i>Dez/05</i>	545	518,822	80,810	26,179

Nota: $e_t(h) = Z_{t+h} - \hat{Z}_t(h)$

trados na Tabela 8. Nesta tabela também encontram-se os valores reais deste período e os erros de previsão. Pode-se observar que para os dois modelos ajustados, os valores reais estão dentro do limite de mais ou menos dois erros padrões. Ainda, em apenas duas observações maio e junho do modelo ARIMA(0,1,1) o erro de previsão foi maior que o erro padrão. De acordo com os resultados da Tabela 9, pelo critério de Akaike, o modelo que melhor se ajusta aos dados é ARIMA (0,1,1) e pelo EQMP é o ARIMA (3,1,0).

Para a escolha do modelo mais adequado, foram considerados os critérios de informação de Akaike (AIC) e do erro quadrático médio de previsão (EQMP), conforme descrito na seção 2.2.12.

TABELA 9: Estimativas dos valores do critério de informação de Akaike (AIC) e do erro quadrático médio de previsão (EQMP), obtidos pelos modelos ARIMA(3,1,0) e ARIMA(0,1,1)

Modelo	AIC	EQMP
ARIMA(3,1,0)	1193,51	1986,60
ARIMA(0,1,1)	1189,64	2277,39

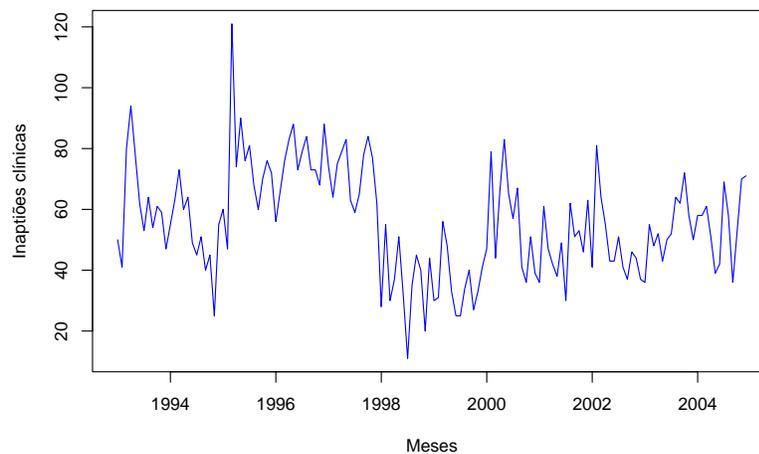
Como um dos objetivos deste estudo é fazer previsões e a diferença entre os valores do AIC dos modelos ajustados é pequena, o modelo escolhido para representar a série do número de doadores de sangue da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei foi o ARIMA(3,1,0).

Portanto, o modelo que melhor se ajusta aos dados do número de doadores da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei é:

$$Z_t = \frac{a_t}{(1 - B)(1 + 0,7654B + 0,5478B^2 + 0,2887B^3)} \quad (4.5)$$

4.3 Série do número de inaptidões clínicas

As Figuras 14 e 15 mostram, respectivamente, os gráficos da série original do número de inaptidões clínicas e da função de autocorrelação dessa série. Pela análise visual desses gráficos, fica claro que essa série não é estacionária.



Fonte: HEMOPROD - Fundação Hemominas - Núcleo Regional de SJDR

FIGURA 14: Representação gráfica da série original do número de inaptidões clínicas mensais da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei, de janeiro de 1993 a dezembro de 2004

Pelo teste do sinal (Cox-Stuart), obteve-se os resultados $c = n = 72$, $T = 52$, $t = 40,07$ e $(n - t) = 31,93$. Como $T \geq n - t$, confirmou-se a presença da tendência.

No periodograma (Figura 16) é possível observar um pico no período 12. Para testar a existência do efeito sazonal no período de 12 meses, aplicou-se o teste de Fisher, conforme descrito em 2.2.3.2.

Considerando-se as estatísticas $g = 0,004361 < z_{0,05} = 1,9026$, pode-se

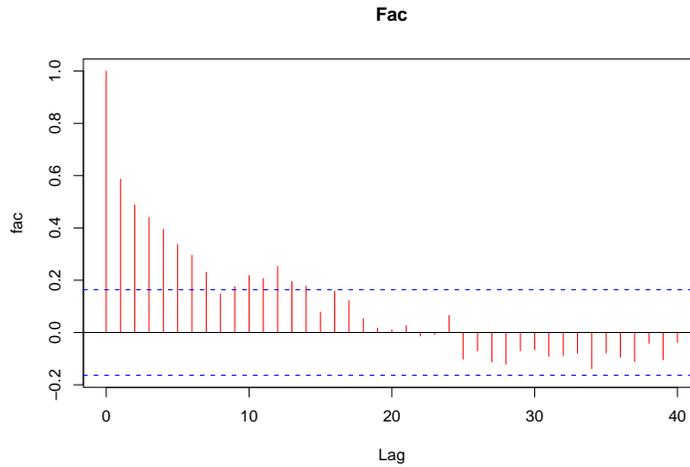


FIGURA 15: Representação da função de autocorrelação (fac) da série original do número de inaptidões clínicas da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei, de janeiro de 1993 a dezembro de 2004

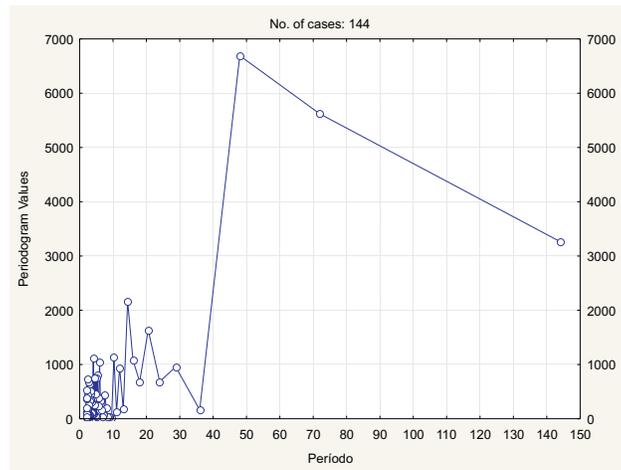


FIGURA 16: Periodograma da série original do número de inaptidões clínicas da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei.

afirmar que não existe sazonalidade no período de 12 meses, ao nível de 5% de significância.

As Figuras 17 e 18 representam, respectivamente, os gráficos da série diferenciada do número de inaptidões clínicas, da *fac* e da *facp* dessa série. É possível observar que a tendência foi retirada, mas, ainda existem correlações significativas, tanto na *fac* quanto na *facp*.

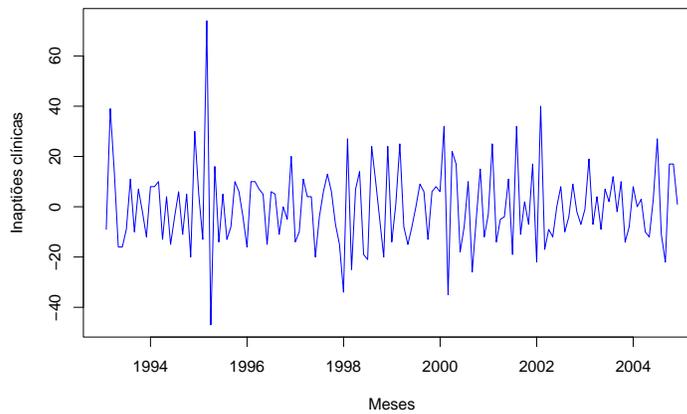


FIGURA 17: Representação gráfica da série diferenciada do número de inaptidões clínicas da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei, de janeiro de 1993 a dezembro de 2004

Como na Figura 18, a *fac* e a *facp* possuem correlação significativa no *lag24*, foram propostos dois modelos SARIMA incompletos:

- i. SARIMA(2,1,0)(2,0,0)₁₂, que é dado por:

$$(1 - B)(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(1 - \Phi_2 B^{24})Z_t = a_t \quad (4.6)$$

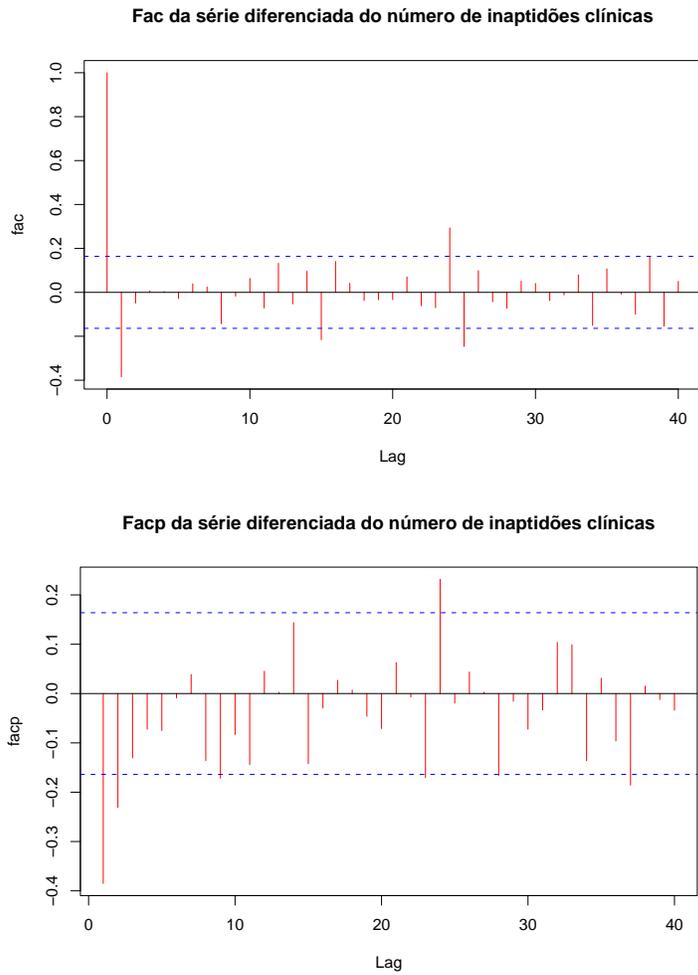


FIGURA 18: Representação da função de autocorrelação (fac) e da função de autocorrelação parcial (facp) da série diferenciada do número de inaptidões clínicas da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei.

ii. SARIMA(0,1,1)(0,0,2)₁₂, que é dado por:

$$(1 - B)Z_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_2 B^{24})a_t \quad (4.7)$$

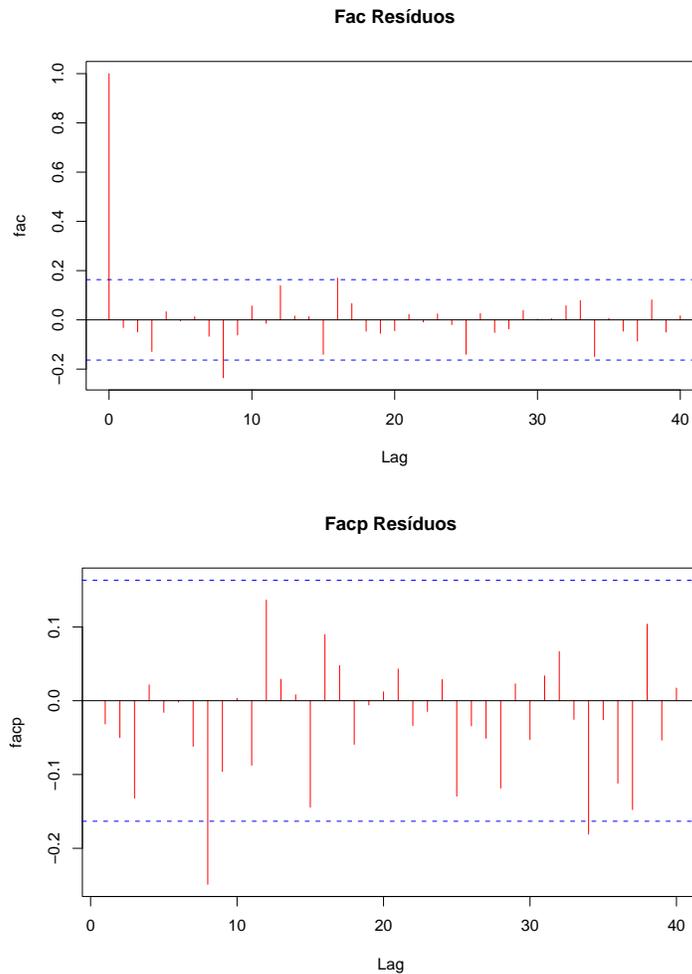


FIGURA 19: Representação da função de autocorrelação (fac) e da função de autocorrelação parcial (facp) dos resíduos do modelo SARIMA(2,1,0)(2,0,0)₁₂.

Pela Tabela 10, tem-se que as estimativas dos parâmetros de ambos os modelos propostos são significativas.

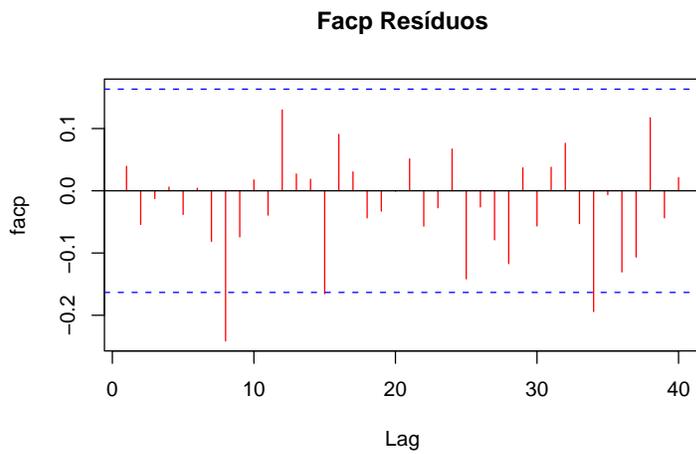
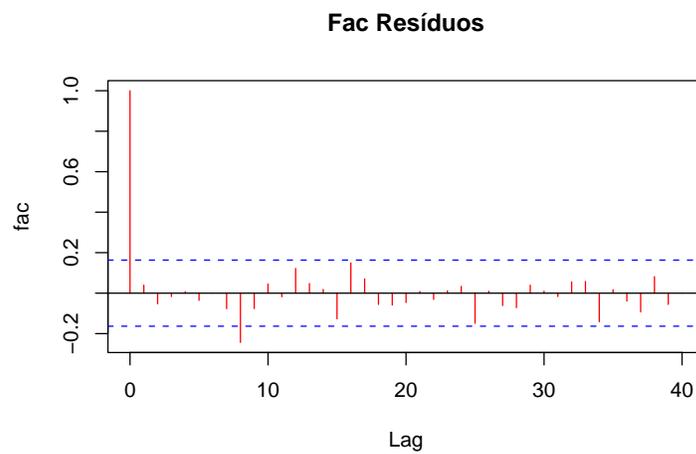


FIGURA 20: Representação da função de autocorrelação (fac) e da função de autocorrelação parcial (facp) dos resíduos do modelo SARIMA(0,1,1)(0,0,2)₁₂.

TABELA 10: Estimativas dos parâmetros dos modelos SARIMA(2,1,0)(2,0,0)₁₂ e SARIMA(0,1,1)(0,0,2)₁₂ para série do número de inaptidões clínicas e seus respectivos erros padrão.

Modelo	Parâmetro	Estimativa	Erro padrão
SARIMA(2, 1, 0)(2, 0, 0) ₁₂	ϕ_1	-0,442	0,082
	ϕ_2	-0,228	0,082
	Φ_2	0,282	0,084
SARIMA(0, 1, 1)(0, 0, 2) ₁₂	θ_1	-0,536	0,083
	Θ_2	0,210	0,078

As correlações da fac e facp desses modelos (Figuras 19 e 20) são não significativas, indicando que os resíduos são ruído branco. Este resultado foi confirmado pelo teste de Box-Pierce, conforme é mostrado em (4.8) e (4.9).

$$SARIMA(2, 1, 0)(2, 0, 0)_{12} \longrightarrow Q_{40} = 41,082 < \chi_{37,0.05}^2 = 52,19 \quad (4.8)$$

$$SARIMA(0, 1, 1)(0, 0, 2)_{12} \longrightarrow Q_{40} = 38,89 < \chi_{38,0.05}^2 = 53,38 \quad (4.9)$$

Na Tabela 11 têm-se as previsões feitas no período de janeiro a dezembro de 2005, para os modelos SARIMA(2,1,0)(2,0,0)₁₂ e SARIMA(0,1,1)(0,0,2)₁₂.

Os valores dos critérios de Akaike e do EQMP são apresentados na Tabela 12. É possível constatar que o modelo que melhor se ajusta aos dados é SARIMA(0,1,1)(0,0,2)₁₂, pois ele apresentou menor valor, tanto de AIC quanto de EQMP.

O modelo incompleto ajustado para série do número de inaptidões clínicas da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei pode ser escrito como:

$$Z_t = \frac{(1 + 0,536B)(1 - 0,210B^{24})a_t}{(1 - B)} \quad (4.10)$$

TABELA 11: Valores observados (Z_{t+h}), valores previstos ($\hat{Z}_t(h)$), erro padrão (SE) e erro de previsão ($e_t(h)$) para série dos número de inaptidões clínicas no período de janeiro a dezembro de 2005, utilizando os modelos SARIMA(2,1,0)(2,0,0)₁₂ e SARIMA(0,1,1)(0,0,2)₁₂.

Modelo	Mês	Valor observado (Z_{t+h})	Valor previsto ($\hat{Z}_t(h)$)	Erro padrão (SE)	Erro previsão ($e_t(h)$)
SARIMA(2,1,0)(2,0,0) ₁₂	<i>Jan/05</i>	70	65,391	13,801	4,609
	<i>Fev/05</i>	64	72,432	15,801	-8,432
	<i>Mar/05</i>	43	70,931	17,383	-27,931
	<i>Abr/05</i>	53	71,468	19,501	-18,468
	<i>Mai/05</i>	63	69,080	21,169	-6,08
	<i>Jun/05</i>	59	71,124	22,680	-12,124
	<i>Jul/05</i>	56	71,624	24,158	-15,624
	<i>Ago/05</i>	43	75,027	25,532	-32,027
	<i>Set/05</i>	64	74,471	26,830	-10,471
	<i>Out/05</i>	86	72,288	28,075	13,712
	<i>Nov/05</i>	52	73,335	29,265	-21,335
	<i>Dez/05</i>	49	71,077	30,408	-22,077
SARIMA(0,1,1)(0,0,2) ₁₂	<i>Jan/05</i>	70	64,034	13,818	5,966
	<i>Fev/05</i>	64	66,942	15,234	-2,942
	<i>Mar/05</i>	43	66,325	16,529	-23,325
	<i>Abr/05</i>	53	67,282	17,731	-14,282
	<i>Mai/05</i>	63	65,433	18,856	-2,433
	<i>Jun/05</i>	59	66,378	19,917	-7,378
	<i>Jul/05</i>	56	67,642	20,925	-11,642
	<i>Ago/05</i>	43	68,817	21,886	-25,817
	<i>Set/05</i>	64	68,908	22,807	-4,908
	<i>Out/05</i>	86	70,788	22,692	15,212
	<i>Nov/05</i>	52	68,233	24,545	-16,233
	<i>Dez/05</i>	49	65,912	25,369	-16,912

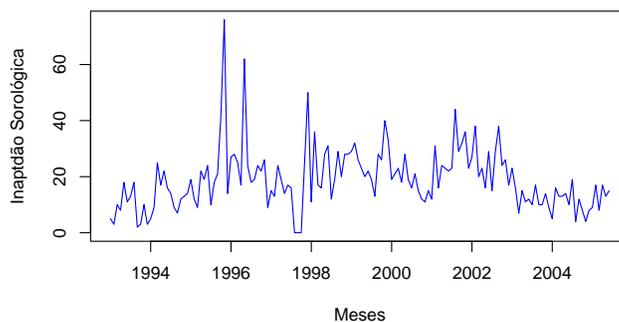
Nota: $e_t(h) = Z_{t+h} - \hat{Z}_t(h)$

TABELA 12: Estimativas dos valores do critério de informação de Akaike (AIC) e do erro quadrático médio de previsão (EQMP) obtidos pelos modelos SARIMA(2,1,0)(2,0,0)₁₂ e SARIMA(0,1,1)(0,0,2)₁₂.

Modelo	AIC	EQMP
SARIMA(2,1,0)(2,0,0) ₁₂	762,25	285,016
SARIMA(0,1,1)(0,0,2) ₁₂	755,930	181,141

4.4 Série do número inaptidões sorológicas

Pela análise visual do gráfico da série original do número de inaptidões sorológicas (Figura 21) não é possível afirmar que exista tendência e ou sazonalidade. Entretanto, existem fortes indícios que a série seja não estacionária, pois a fac da série original (Figura 22) não converge rapidamente para zero.



Fonte: HEMOPROD - Fundação Hemominas Núcleo Regional de SJDR

FIGURA 21: Representação gráfica da série original do número de inaptidões sorológicas da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei, de janeiro de 1993 a junho de 2005.

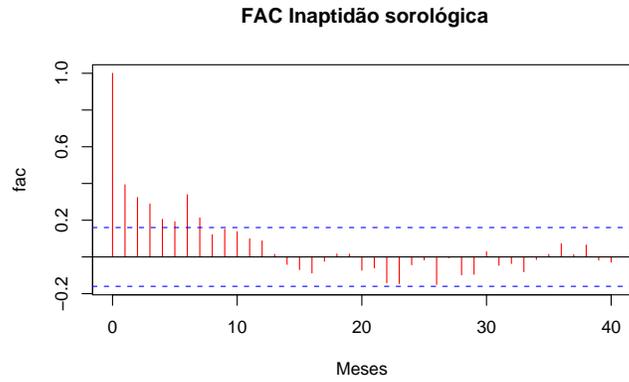


FIGURA 22: Representação da função de autocorrelação (fac) da série original do número de inaptidões sorológicas da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei, de janeiro de 1993 a junho de 2005.

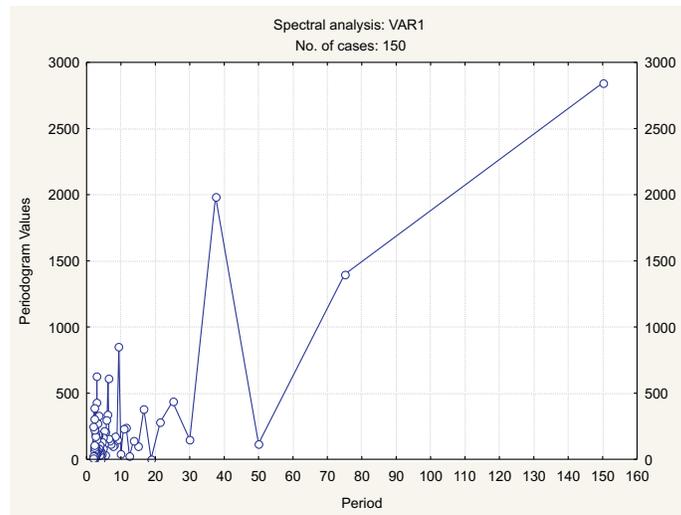


FIGURA 23: Periodograma da série original do número de inaptidões sorológicas da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei.

É necessária a aplicação do teste do sinal (Cox-Stuart) e do Teste de Fisher para testar o efeito da tendência e da sazonalidade na série, respectivamente.

As estatísticas do teste de Cox-Stuart são dadas por: $c = \frac{150}{2} = 75$, $n = 74$, $T = 38$, $t = \frac{1}{2}(74 + 1,96\sqrt{74}) = 45,43$ e $n - t = 28,57$.

Como $T \geq n - t$, pode-se afirmar que a série apresenta tendência, sendo necessário tomar a primeira diferença da série para que se retire esta componente.

Através da Figura 23, é possível identificar um pico no período de 9 meses, sendo necessário aplicar o teste de Fisher para confirmar a presença da sazonalidade nesse período. Considerando estatísticas $g = 0,0047598$ e $z_{0,05} = 1,905899$, tem-se que, como $g < z$, não existem evidências de sazonalidade no período de 9 meses, ao nível de 5% de significância.

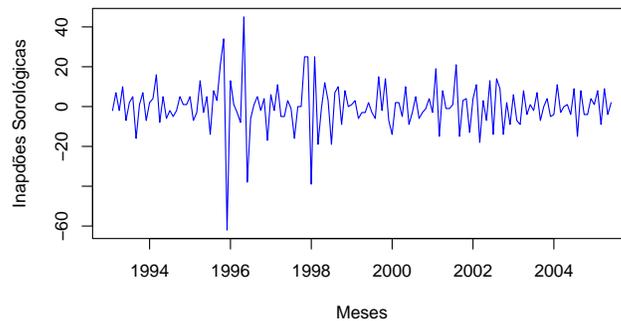


FIGURA 24: Representação gráfica da série diferenciada do número de inaptidões sorológicas da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei, de janeiro de 1993 a junho de 2005

Pela representação gráfica da Figura 24, observa-se que a tendência foi retirada. Além disso, existem indícios de intervenção nas observações 34, 44 e 59, correspondendo aos períodos de novembro de 1995, setembro de 1996 e dezembro

de 1997, respectivamente.

Essas intervenções têm um efeito abrupto e permanente. Conforme seção 2.2.13.1, tem-se que a função de transferência é dada por: $\nu(B) = \omega_i$, em que i é a i -ésima intervenção.

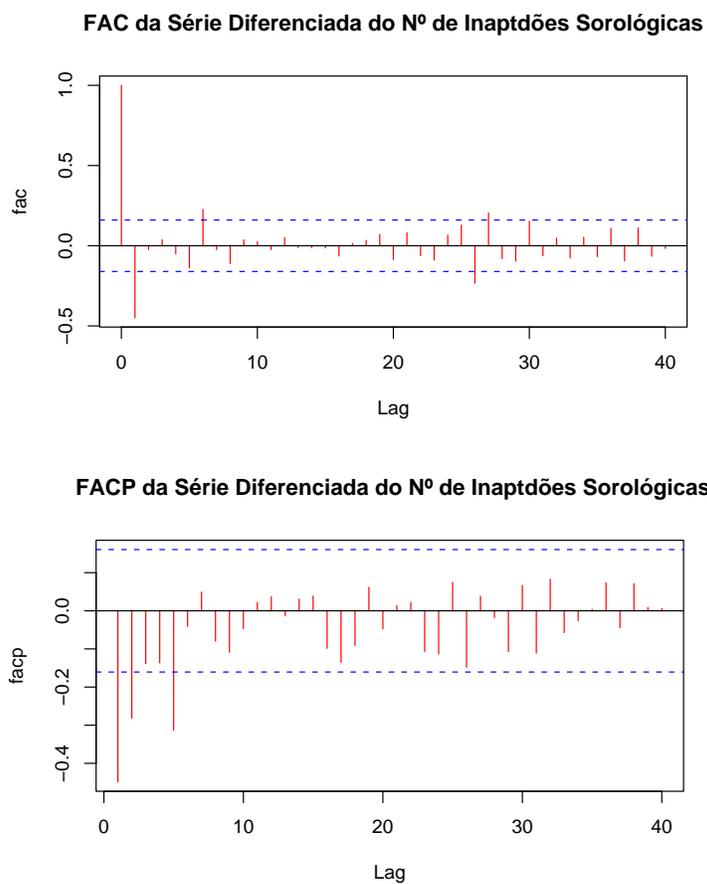


FIGURA 25: Representação da função de autocorrelação (fac) e da função de autocorrelação parcial (facp) da série diferenciada do número de inaptidões sorológicas da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei.

A fac e a facp da série diferenciada são apresentadas na Figura 25. A fac sugere um modelo com efeito de médias móveis de ordem 1 e facp, um autorre-

gressivo de ordem 5.

Considerando os efeitos da fac e da facp, e também das intervenções nas observações correspondentes aos períodos de novembro de 1995, setembro de 1996 e dezembro de 1997, foram propostos quatro modelos:

i. ARIMA(5,1,0):

$$(1 - B)(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3 - \phi_4 B^4 - \phi_5 B^5)Z_t = a_t \quad (4.11)$$

ii. ARIMA(0,1,1):

$$(1 - B)Z_t = (1 - \theta_1 B)a_t \quad (4.12)$$

iii. ARIMA(5,1,0) com intervenções em novembro/95 e dezembro/97:

$$Z_t = \omega_1 x_{1,t} + \omega_2 x_{2,t} + \frac{a_t}{(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3 - \phi_4 B^4 - \phi_5 B^5)} \quad (4.13)$$

para as variáveis *dummy* $x_{1,t}$ e $x_{2,t}$ tem-se

$$x_{1,t} = \begin{cases} 1 & \text{se } t = 34 \\ 0 & \text{se } t \neq 34 \end{cases} \quad (4.14)$$

$$x_{2,t} = \begin{cases} 1 & \text{se } t = 59 \\ 0 & \text{se } t \neq 59 \end{cases} \quad (4.15)$$

iv. ARIMA(0,1,1) com intervenções em novembro/95, setembro/96 e dezembro/97:

$$Z_t = \omega_1 x_{1,t} + \omega_2 x_{2,t} + \omega_3 x_{3,t} + \frac{(1 - \theta_1 B)a_t}{(1 - B)} \quad (4.16)$$

para as variáveis *dummy* $x_{1,t}$, $x_{2,t}$ e $x_{3,t}$ tem-se

$$x_{1,t} = \begin{cases} 1 & \text{se } t = 34 \\ 0 & \text{se } t \neq 34 \end{cases} \quad (4.17)$$

$$x_{2,t} = \begin{cases} 1 & \text{se } t = 44 \\ 0 & \text{se } t \neq 44 \end{cases} \quad (4.18)$$

$$x_{3,t} = \begin{cases} 1 & \text{se } t = 59 \\ 0 & \text{se } t \neq 59 \end{cases} \quad (4.19)$$

Os modelos ARIMA (5,1,0), ARIMA (0,1,1), ARIMA (5,1,0) com intervenções em novembro/95 e dezembro/97 e ARIMA (0,1,1) com intervenções em novembro/95, setembro/96 e dezembro/97 ajustam-se aos dados do número de inaptidões sorológicas, isto é, suas estimativas são significativas e seus resíduos são ruídos branco.

Utilizando-se os critérios de informação do AIC e EQMP, para a escolha do modelo mais adequado, obteveram-se os resultados conforme Tabela 13.

Pode-se observar, nesta tabela, que o modelo ARIMA(5,1,0) com intervenções em novembro/95 e dezembro/97 apresenta menor valor de AIC. O modelo ARIMA(0,1,1) com intervenções em novembro/95, setembro/96 e dezembro/97 tem o menor EQMP, isto é, apresenta melhores previsões. Ainda, a diferença percentual entre os valores AIC destes dois modelos é mínima ($\simeq 0,5\%$) e o segundo modelo tem um menor número de parâmetros. Assim, o modelo ARIMA(0,1,1) com intervenções em novembro/95, setembro/96 e dezembro/97 é o mais adequado para representar a série.

A seguir serão apresentados, para o modelo escolhido, as estimativas dos parâmetros, a fac e a $facp$ dos resíduos, as previsões e o modelo proposto para a série. Os demais modelos são apresentados no Anexo A.

Na Tabela 14 verificam-se os valores estimados dos parâmetros do modelo (4.16) e seus respectivos erros padrão.

Aplicou-se o teste de Box-Pierce e, de acordo com o resultado de (4.20),

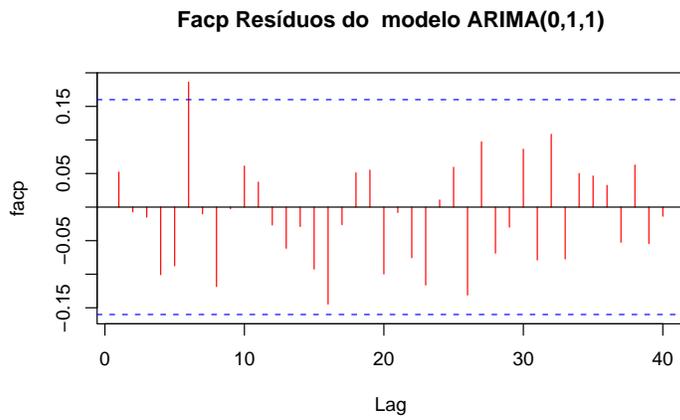
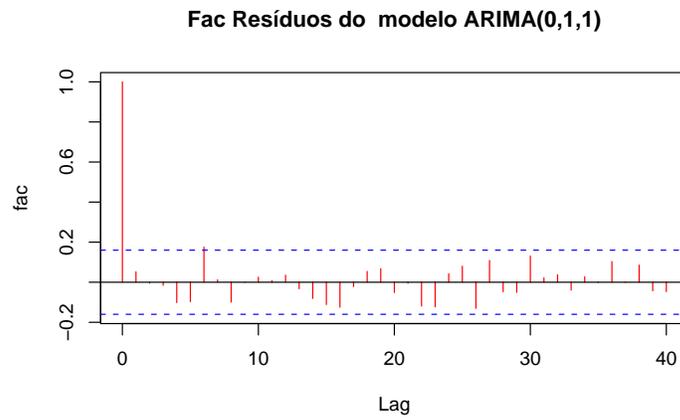


FIGURA 26: Representação da função de autocorrelação (fac) e da função de autocorrelação parcial (facp) dos resíduos do modelo ARIMA(0,1,1), com intervenções em novembro/95, setembro/96 e dezembro/97.

TABELA 13: Estimativas dos valores do critério de informação de Akaike (AIC) e do erro quadrático médio de previsão (EQMP) obtidos pelo modelo ARIMA(0,1,1), com intervenções em novembro de 1995, setembro de 1996 e dezembro de 1997.

Modelo	AIC	EQMP
ARIMA(5,1,0)	687,052	9,063
ARIMA(0,1,1)	690,604	7,002
ARIMA(5,1,0) com intervenções em nov/95 e dez/97	665,850	9,184
ARIMA(0,1,1) com intervenções em nov/95, set/96 e dez/97	668,674	6,918

confirmou-se que o resíduo do modelo (4.16) é um ruído branco.

$$Q_{40} = 39,362 < \chi_{39,0.05}^2 = 54,57 \quad (4.20)$$

As previsões realizadas no período de julho a dezembro de 2005 e seus respectivos erros padrões são mostrados na Tabela 15.

O modelo de intervenção proposto para série do número de inaptidões sorológicas pode ser escrito como:

$$Z_t = 19,938x_{1,t} - 12,31x_{2,t} + 18,025x_{3,t} + \frac{(1 - 0,72B)a_t}{(1 - B)} \quad (4.21)$$

para as variáveis *dummy* $x_{1,t}$, $x_{2,t}$ e $x_{3,t}$ conforme (4.17), (4.18) e (4.19), respectivamente.

Utilizando-se o modelo proposto é possível verificar que os efeitos das intervenções causaram um aumento em aproximadamente em 19 inaptidões sorológicas em novembro de 1995, uma diminuição de 12 em setembro de 1996 e um

TABELA 14: Estimativas dos parâmetros do modelo ARIMA(0,1,1) com intervenções em novembro de 1995, setembro de 1996 e dezembro de 1997, para série do número de inaptidões sorológicas e seus respectivos erros padrão.

Parâmetro	Estimativa	Erro Padrão
θ_1	0,803	0,062
ω_1	19,938	5,641
ω_2	-12,3107	6,037
ω_3	18,025	6,271

aumento de 18, em dezembro de 1997. Não foi possível identificar os fatores que influenciaram nessas intervenções.

4.5 Série do número de doações espontâneas

As Figuras 27 e 28 representam, respectivamente, o gráfico da série original do número de doações espontâneas e a fac dessa série.

Através da análise visual dessas figuras é possível afirmar que esta série não é estacionária, sendo necessária a aplicação dos testes de Cox-Stuart e Fisher, para verificar a existência da tendência e da sazonalidade.

Considerando-se as estatísticas $c = \frac{121+1}{2} = 61$, $n = 61$, $T = 59$, $t = \frac{1}{2}(61 + 1,96\sqrt{61}) = 38,154$ e $(n - t) = 22,846$ do Teste do Sinal, tem-se que $T \geq (n - t)$, confirmando a existência da tendência.

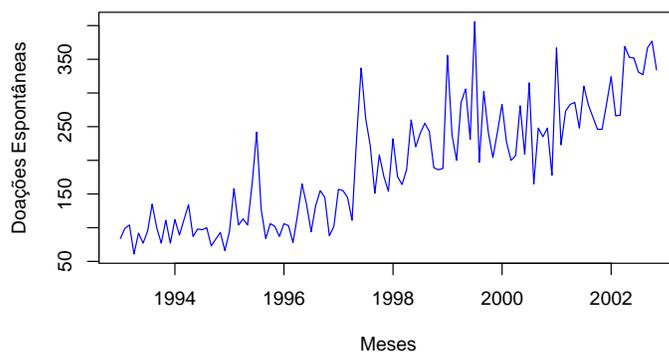
Na Figura 29, pode-se constatar que existe um pico no período 12. Aplicou-se o teste de Fisher para testar a existência do efeito sazonal nesse período, obtendo-se as estatísticas $g = 0,083735$ e $z_{0,05} = 1,889791$.

Como $g < z$, não existem evidências de sazonalidade no período de 12 meses,

TABELA 15: Valores observados (Z_{t+h}), valores previstos ($\hat{Z}_t(h)$), erro padrão (SE) e erro de previsão ($e_t(h)$) para a série dos número de inaptidões sorológicas no período de julho a dezembro de 2005, utilizando o modelo ARIMA(0,1,1), com intervenções em novembro/95, setembro/96 e dezembro/97.

Mês	Valor observado (Z_{t+h})	Valor previsto ($\hat{Z}_t(h)$)	Erro padrão (SE)	Erro previsão ($e_t(h)$)
Jul/05	10	12,461	9,167	2,461
Ago/05	10	12,461	9,342	2,461
Set/05	15	12,461	9,515	-2,539
Out/05	17	12,461	9,684	-4,539
Nov/05	11	12,461	9,850	1,461
Dez/05	12	12,461	10,014	0,461

Nota: $e_t(h) = Z_{t+h} - \hat{Z}_t(h)$



Fonte: HEMOPROD - Fundação Hemominas Núcleo Regional de SJDR

FIGURA 27: Representação gráfica da série original do número de doações espontâneas da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei, de agosto de 1995 a agosto de 2005

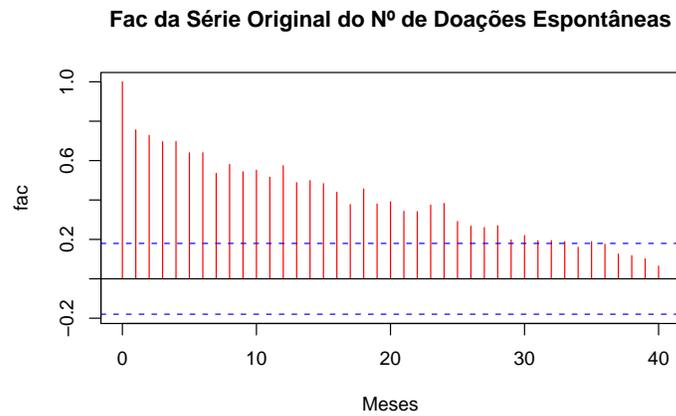


FIGURA 28: Representação gráfica da série original do número de doações espontâneas da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei, de agosto de 1995 a agosto de 2005.

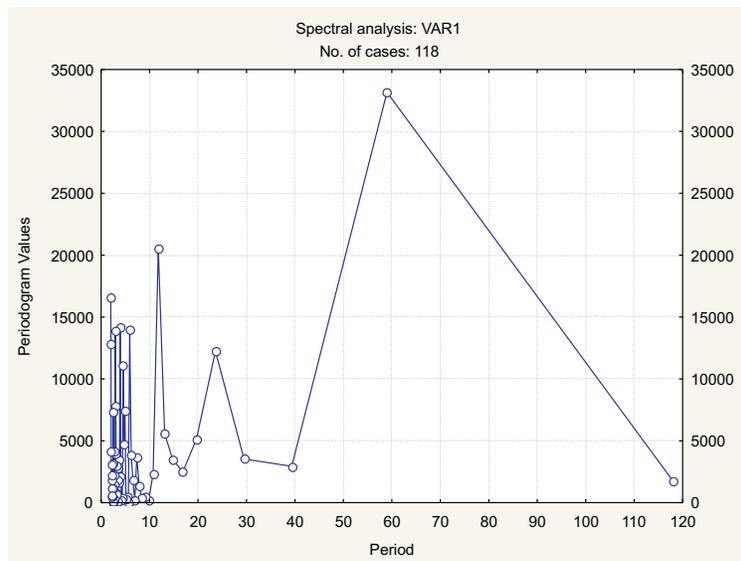


FIGURA 29: Periodograma da série original do número de doações espontâneas da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei.

ao nível de 5% de significância.

Assim, para tornar a série estacionária, fez-se a primeira diferença nos dados. Nas Figuras 30 e 31 apresentam-se a série diferenciada do número de doações espontâneas e sua *fac* e *facp* correspondentes.

Na Figura 31 é possível observar que, embora a série não apresente sazonalidade, existe correlação significativa nos *lags* múltiplos de 6 e também no *lag* 7, tanto da *fac* quanto *facp*, sugerindo a utilização do modelo SARIMA incompleto.

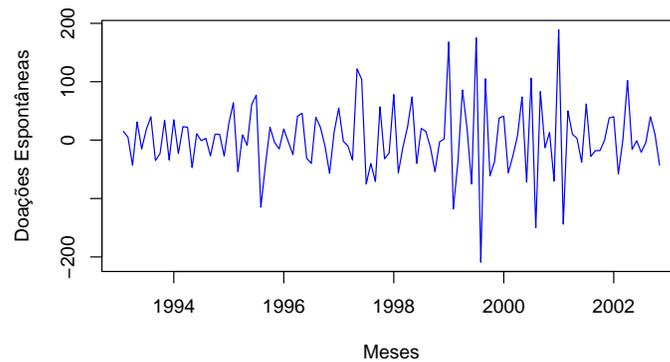


FIGURA 30: Representação gráfica da série diferenciada do número de doações espontâneas da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei, de agosto de 1995 a agosto de 2005.

De todas as tentativas o único modelo que se ajustou aos dados foi o SARIMA(7,1,0)(4,0,0)₆, ou seja,

$$(1 - B)(1 - B^{12})(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3 - \phi_7 B^7)Z_t = (1 - \Theta_1 B^{12})a_t. \quad (4.22)$$

Na Tabela16 encontram-se as estimativas dos parâmetros e seus respectivos erros padrão para o modelo SARIMA(7,1,0)(4,0,0)₆. Verifica-se que todas as esti-

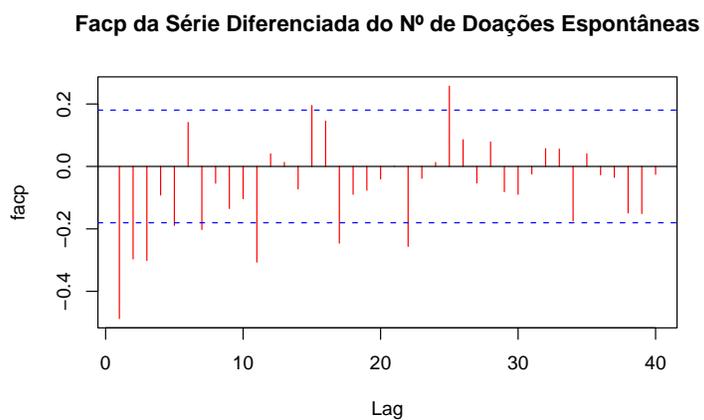
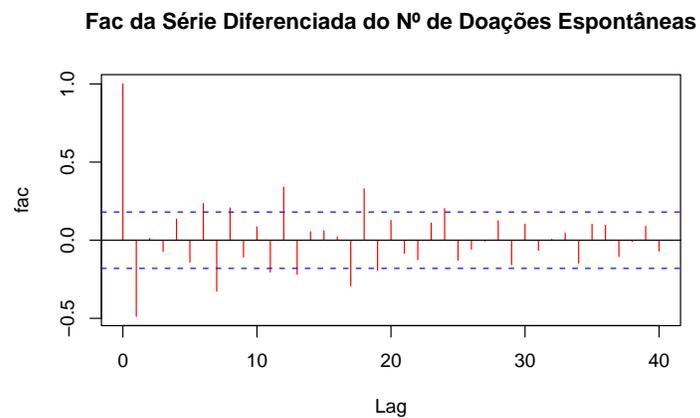


FIGURA 31: Representação da função de autocorrelação (fac) e da função de autocorrelação parcial (facp) da série diferenciada do número de doações espontâneas da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei.

TABELA 16: Estimativas dos parâmetros do modelo SARIMA(7,1,0)(4,0,0)₆ para série do número de doações espontâneas e seus respectivos erros padrão.

Parâmetro	Estimativa	Erro padrão
ϕ_1	-0,6863	0,0979
ϕ_2	-0,4376	0,0995
ϕ_3	-0,2553	0,0856
ϕ_7	-0,1829	0,0742
Φ_2	0,2048	0,0868
Φ_3	0,1766	0,0847
Φ_4	0,1936	0,0981

mativas são significativas.

Por meio da análise dos gráficos representados pela Figura 32, observa-se que a fac e a facp dos resíduos não apresentam correlação significativa, indicando que a_t é um ruído branco. Essa análise pode ser confirmada pelo Teste de Box-Pierce, pois a estatística $Q_{40} = 40,855$ é inferior a $\chi_{34,0.05}^2 = 48,6023$.

O modelo proposto com seus parâmetros estimados pode ser escrito por:

$$Z_t = [(1 - B)(1 + 0,6863B + 0,4376B^2 + 0,2553B^3 + 0,1829B^7) \\ (1 - 0,2048B^{12} - 0,1766B^{18} - 0,1936B^{24})]^{-1} a_t. \quad (4.23)$$

As previsões do período de setembro a dezembro de 2005 estão apresentadas na Tabela 17.

É possível observar que foram reservadas apenas quatro observações para serem comparadas com as previsões, isso porque a retirada de mais observações dessa série inviabilisaria o ajuste de qualquer modelo.

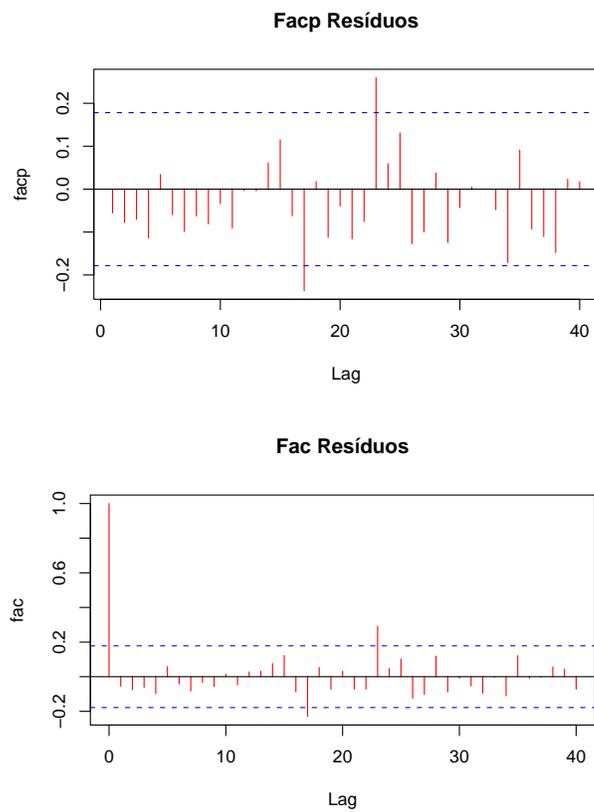


FIGURA 32: Representação da função de autocorrelação (fac) e autocorrelação parcial (facp) do resíduo do modelo SARIMA(7,1,0)(4,0,0)₆.

TABELA 17: Valores observados (Z_{t+h}), valores previstos ($\hat{Z}_t(h)$), erro padrão (SE) e erro de previsão ($e_t(h)$) para série do número de doações espontâneas, no período de setembro a dezembro de 2005, utilizando o modelo SARIMA(7,1,0)(4,0,0)₆.

Mês	Valor observado (Z_{t+h})	Valor previsto ($\hat{Z}_t(h)$)	Erro padrão (SE)	Erro previsão ($e_t(h)$)
Set/05	340	346,983	42,059	-6,983
Out/05	304	322,802	44,076	-18,802
Nov/05	279	347,080	46,430	-68,08
Dez/05	280	335,821	48,958	-55,821

Nota: $e_t(h) = Z_{t+h} - \hat{Z}_t(h)$

Como o único modelo ajustado foi o SARIMA(7,1,0)(4,0,0)₆, calculou-se o erro percentual médio absoluto (MAPE), que é dado por:

$$\begin{aligned}
 MAPE &= \frac{1}{h} \sum_1^h \left| \frac{e_t(h)}{Z_{t+h}} \right| \times 100 \\
 &= \frac{1}{4} \times \frac{149,68}{1203} \times 100 = 12,44
 \end{aligned} \tag{4.24}$$

em que $e_t(h)$ é o erro de previsão, Z_{t+h} é o valor real e h é o número de previsões.

Pode-se dizer que o modelo ajustado mostrou um bom desempenho, pois os valores previstos para a série do número de doações espontâneas apresentam MAPE de 12,44%.

5 CONCLUSÃO

Com relação à análise descritiva dos dados de doação de sangue da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei, para o ano de 2005, concluiu-se que:

- os índices de inaptidões clínicas e sorológicas ficaram abaixo dos preconizados pelo Ministério da Saúde;
- o índice de inaptidões sorológicas é aproximadamente, 3,5 vezes menor do que o recomendado pelo Ministério da Saúde;
- o índice do número de doadores em relação à população total (1,67%) está abaixo da meta do Ministério da Saúde (2,0%);
- o índice de doações espontâneas (59,49%) está abaixo do estabelecido pelo Ministério da Saúde (100%).

Com relação aos modelos de séries temporais ajustados, concluiu-se que:

- o modelo ARIMA(3,1,0) apresenta melhor previsão para a série do número de doadores;
- o modelo SARIMA (0,1,1)(0,0,2)₁₂ incompleto apresenta melhor previsão para a série do número de inaptidões clínicas;

- o modelo $ARIMA(0,1,1)$ incompleto, com intervenções em novembro de 1995, setembro de 1996 e dezembro de 1997, apresenta melhor previsão para a série de inaptidões sorológicas, observando-se um aumento significativo de inaptidões sorológicas, em novembro de 1995 e de dezembro de 1997 e uma diminuição em setembro de 1996.
- o modelo $SARIMA(7,1,0)(4,0,0)_6$ incompleto foi o único ajustado para a série de doações espontâneas, apresentando boas previsões.

Em um próximo projeto de pesquisa, pretende-se estender as análises do presente estudo para os dados nacionais, comparando-se os resultados com os da Fundação Hemominas - Núcleo Regional de São João del Rei e com as metas estabelecidas pelo Ministério da Saúde.

ANEXOS

ANEXO A

Página

TABELA 1A: Estimativas dos parâmetros dos modelos ARIMA(5,1,0), ARIMA(5,1,0) com intervenções em novembro de 1995 e dezembro de 1997 e ARIMA(0,1,1) para série do número de inaptidões sorológicas e seus respectivos erros padrão.....	96
TABELA 2A: Resultados do teste de Box Pierce dos modelos ARIMA(5,1,0), ARIMA(5,1,0) com intervenções em novembro de 1995 e dezembro de 1997 e ARIMA(0,1,1) para série do número de inaptidões sorológicas.	97
TABELA 3A: Valores observados (Z_{t+h}), valores previstos ($\hat{Z}_t(h)$), erro padrão (SE) e erro de previsão ($e_t(h)$) para a série dos número de inaptidões sorológicas no período de julho a dezembro de 2005, utilizando os modelos ARIMA(5,1,0), ARIMA(5,1,0), com intervenções em novembro/95 e dezembro/97 e ARIMA(0,1,1).	98

ANEXO A

Nas Tabelas 1A,2A,3A são apresentadas, respectivamente, as estimativas, os resultados do teste de Box-Pierce e as previsões para os modelos ajustados.

TABELA 1A: Estimativas dos parâmetros dos modelos ARIMA(5,1,0), ARIMA(5,1,0) com intervenções em novembro de 1995 e dezembro de 1997 e ARIMA(0,1,1) para série do número de inaptidões sorológicas e seus respectivos erros padrão

Modelo	Parâmetro	Estimativa	Erro Padrão
ARIMA(5,1,0)	ϕ_1	-0,6766	0,0794
	ϕ_2	-0,4808	0,0934
	ϕ_3	-0,3525	0,0974
	ϕ_4	-0,3351	0,0934
	ϕ_5	-0,3153	0,0797
ARIMA(5,1,0) com intervenções em nov/95 e dez/97	ϕ_1	-0,7741	0,0805
	ϕ_2	-0,4667	0,1078
	ϕ_3	-0,2971	0,1177
	ϕ_4	-0,2955	0,1086
	ϕ_5	-0,2941	0,0837
	ω_1	23,179	6,9825
	ω_2	23,247	6,7096
ARIMA(0,1,1)	θ_1	0,7581	0,0626

TABELA 2A: Resultados do teste de Box Pierce dos modelos ARIMA(5,1,0), ARIMA(5,1,0) com intervenções em novembro de 1995 e dezembro de 1997 e ARIMA(0,1,1) para série do número de inaptidões sorológicas.

Modelo	Q_{40}	GL	χ_{GL}^2
ARIMA(5,1,0)	28,81	35	49,80
ARIMA(5,1,0) com intervenções nov/95 e dez/97	29,65	35	49,80
ARIMA(0,1,1)	39,34	39	54,57

TABELA 3A: Valores observados (Z_{t+h}), valores previstos ($\hat{Z}_t(h)$), erro padrão (SE) e erro de previsão ($e_t(h)$) para a série dos número de inaptdões sorológicas no período de julho a dezembro de 2005, utilizando os modelos ARIMA(5,1,0), ARIMA(5,1,0), com intervenções em novembro/95 e dezembro/97 e ARIMA(0,1,1).

Modelo	Data	Z_{t+h}	$\hat{Z}_t(h)$	SE	$e_t(h)$
ARIMA(5,1,0)	<i>Jul/05</i>	10	12,891	9,745	-2, 891
	<i>Ago/05</i>	10	14,585	10,243	-4, 588
	<i>Set/05</i>	15	12,252	10,653	2,748
	<i>Out/05</i>	17	14,351	11,086	2,649
	<i>Nov/05</i>	11	13,532	11,209	-2, 5327
	<i>Dez/05</i>	12	13,997	11,359	1, 997
ARIMA(5,1,0) com intervenções em nov/95 e dez/97	<i>Jul/05</i>	10	12,951	9,081	-8, 711
	<i>Ago/05</i>	10	14,779	9,309	-22, 844
	<i>Set/05</i>	15	12,261	9,862	-7, 499
	<i>Out/05</i>	17	14,552	10,281	-5, 994
	<i>Nov/05</i>	11	13,428	10,477	-5, 895
	<i>Dez/05</i>	12	14,039	10,652	-4, 159
ARIMA(0,1,1)	<i>Jul/05</i>	10	12,7927	9,8196	-2, 7927
	<i>Ago/05</i>	10	12,7927	10,1436	-2, 7927
	<i>Set/05</i>	15	12,7927	10,4230	2,2073
	<i>Out/05</i>	17	12,7927	10,6925	4,2073
	<i>Nov/05</i>	11	12,7927	10,95554	-1, 7927
	<i>Dez/05</i>	12	12,7927	11,2122	-0, 7927

Nota: Z_{t+h} = Valor Real ; $\hat{Z}_t(h)$ = Valor Previsto; SE= Erro Padrão; $e_t(h) = Z_{t+h} - \hat{Z}_t(h)$ (erro de previsão)

REFERÊNCIAS

- AKAIKE, H. Maximum likelihood identification of gaussian autoregressive moving average models. *Biometrika*, London, n. 21, p. 243–247, 1973.
- ANVISA. *Panorama da Doação de Sangue no País*. Brasília: ANVISA, Brasil, 2005.
- ANVISA. *Manual técnico para investigação da transmissão de doenças pelo sangue*. Brasília: Ministério da Saúde, Brasil, 2004. 104 p. (Série A. Normas e Manuais Técnicos).
- BORGES, V. et al. Avaliação de fidedignidade de um instrumento voltado à satisfação do doador de sangue. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, São Paulo, n. 2, p. 14–17, ago 2005. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rbepid/v8n2/10.pdf>>. Acesso em: 07 abr 2005.
- BOX, G.; JENKINS, G. *Time series analysis, forecasting and control*. San Francisco: Holden-Day, 1976. 575 p.
- BOX, G.; JENKINS, G.; REINSEL, G. *Time series analysis: forecasting and control*. 3rd. ed. New Jersey: Prentice Hall, 1994. 598 p.
- BOX, G.; PIERCE, D. Distribution of residual auto-correlations in autoregressive-integrated moving average time series models. *Journal American Statistical Association*, Alexandria, v. 65, n. 332, p. 1509–1529, Dec 1970.
- BOX, G.; TIAO, G. A change in level of a non-stacionary time series. *Biometrika*, London, v. 52, n. 12, p. 181–192, 1965.
- Brasil. Ministério da Saúde. Agência Nacional de Vigilância Sanitária. *RDC N°343*. Brasília: Diário Oficial da União, 14 de junho 2004.
- Brasil. Ministério da Saúde e Previdência e Assistência Social. *Portaria Interministerial n°07/80*. Brasília: Diário Oficial da União, 30 de abril 1980.
- CAMARA, G. O programa de sangue no brasil: triagem sorológica e controle de qualidade. *XIIa Reunión Intergubernamental INCOSUR - Chagas*, Santiago, mar

2003. Disponível em: <<http://www.mex.ops-oms.org/Spanish/AD/DPC/CD/dch-XII-INCOSUR-inf-final-bra.pdf>>. Acesso em: 05 jan 2006.

FARIA, E. *Estudo do Doador Inapto Sorológico da Fundação Hemominas Belo Horizonte 2001-2003*. Belo Horizonte: Fundação Hemominas, 2004. 39 p.

GLASS, G. Estimating the effects of intervention into a non-stacionary time series. *American Educational Research Journal*, Washington, v. 9, n. 3, p. 463–477, 1972.

GRANGER, C.; NEWBOLD, J. Forecasting transformed series. *Journal of the Royal Statistical Society*, London, B38, n. 2, p. 189–203, May 1976.

JENKINS, G. *Practical experiences with modelling and forecasting time series*. Jerrey: GPJ Publications, 1979. 146 p.

LOUREIRO, F. *Criação de um modelo de mtendimento em triagem e coleta em bancos de sangue*. Belo Horizonte: UFMG, 2005. 75 p. (Monografia - Especialização em Saúde Pública).

Ministério da Saúde. *Governo vai realizar campanhas de incentivo duas vezes por ano*. Brasil, 2004. Disponível em: <<http://www.viadeacesso.com.br>>. Acesso em: 30 mar 2005.

MORETTIN, P.; TOLOI, C. *Análise de Séries Temporais*. 1rd. ed. São Paulo: Edgard Blücher, 2004. 535 p.

OMS. *Folhas de Informação*. Brasília: Organização Mundial da Saúde, 2000.

OPAS. *Fazendo a Diferença: Captando doadores de sangue voluntários, não remunerados*. Brasília: OPAS, 2004. 172 p.

Organização Mundial de Saúde - OMS. *Informações Globais sobre segurança do Sangue: Boletim Sumário*. Brasília: OMS, 1998–1999.

PRIESTLEY, M. *Spectral analysis and time series. volume 1:Univariate series. volume 2:Multivariate series, Prediction and control*. New York: Acamemic Press, 1989. 890 p.

ROGERIO, C. A fraternidade é vermelha. *Saúde Paulista*, São Paulo, n. 12, jan-mar 2004. Disponível em: <<http://www.unifesp.br/comunicacao/ed12>>. Acesso em: 30 mar 2005.

SILVA, B. et al. Otimização do processo de doação de sangue no hemório: análise dos cenários através de um modelo de simulação. *XXV ENEGEP*, Porto Alegre, out/nov 2005. Disponível em: <<http://www.gpi.ufrj.br/pdfs/artigos>>. Acesso em: 07 abr 2005.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)