

UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM BIOMETRIA E ESTATÍSTICA APLICADA

DAVID VENANCIO DA CRUZ

MUDANÇAS CLIMÁTICAS E QUALIDADE D'ÁGUA NO ALTO SÃO FRANCISCO

RECIFE

2019

i

DAVID VENANCIO DA CRUZ

MUDANÇAS CLIMÁTICAS E QUALIDADE D'ÁGUA NO ALTO SÃO FRANCISCO

Tese julgada adequada para obtenção do título de Doutor em Biometria e Estatística Aplicada, defendida e aprovada por unanimidade em 06/02/2019 pela comissão examinadora

RECIFE

2019

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP) Sistema Integrado de Bibliotecas da UFRPE Biblioteca Central, Recife-PE, Brasil

C957m Cruz, David Venancio da.

Mudanças climáticas e qualidade d'água no Alto São Francisco David Venancio da Cruz. – Recife, 2019.

76 f.: il.

Orientador(a): Moacyr Cunha Filho.

Tese (Doutorado) – Universidade Federal Rural de Pernambuco, Programa de Pós-Graduação em Biometria e Estatística Aplicada, Recife, BR-PE, 2019. Inclui referências.

1. Mudanças climáticas 2. Água - Qualidade 3. Teste Mann-Kendall 4. São Francisco, Rio I. Cunha Filho, Moacyr, orient. II. Título

CDD 310

UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM BIOMETRIA E ESTATÍSTICA APLICADA MUDANÇAS CLIMÁTICAS E QUALIDADE D'ÁGUA NO ALTO SÃO FRANCISCO

DAVID VENANCIO DA CRUZ

Tese julgada adequada para obtenção do título de Doutor em Biometria e Estatística Aplicada, defendida e aprovada por unanimidade em 06/02/2019 pela comissão examinadora

	em 06/02/2019 pela comi
Orientador:	
	Prof. Dr. Moacyr Cunha Filho Orientador
Banca examinadora:	
	Prof. Dr. Guilherme Rocha Moreira Universidade Federal Rural de Pernambuco - Deinfo/UFRPE
	Prof. Dra. Tatijana Stosic Universidade Federal Rural de Pernambuco - Deinfo/UFRPE
	Prof. Dr. Victor Casimiro Piscoya Universidade Federal Rural de

Prof. Dr. Manoel Rivelino Gomes de Oliveira
Universidade Estadual da Paraíba - CCME - Examinador Externo

Dedico este trabalho primeiramente à Deus, pelo dom da vida. Sem ele eu não estaria aqui escrevendo estas palavras.

Agradecimentos

Agradeço primeiramente a Deus, pois Ele reserva a verdadeira sabedoria para os retos; é escudo para os que caminham na sinceridade.

Aos meus pais Antônio Venâncio da Cruz e Maria das Dores e irmão Darlan Venancio, pelo amor incondicional, incentivo pelo estudo, enfim por todas as vitórias conquistadas em minha vida, sem eles nada disso seria possível...

À minha esposa Cleudiane. Por estar sempre ao meu lado e sempre solícita. Por sempre desejar e torcer pelo meu sucesso e vibrar com as minhas conquistas.

À Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE) pela possibilidade de ingresso no curso de pós-graduação (doutorado).

À CAPES pelo apoio financeiro por meio da bolsa concedida, o que em muito favoreceu o desenvolvimento das pesquisas, a construção dos experimentos e a conclusão deste trabalho.

Ao Prof^o Dr. Moacyr Cunha Filho pela orientação, confiança e ensinamentos, durante essa importante etapa de minha vida.

A todos os Professores que fazem parte do Programa de Pós –Graduação em Biometria e Estatística Aplicada (PPGBEA) por compartilhar seus conhecimentos nas disciplinas do curso de doutorado.

Aos colegas de Turma de doutorado por compartilhar bons momentos de estudo no decorrer das disciplinas, e pela amizade.

À Secretaria do curso da Pós-Graduação na pessoa de Marco Santos, sempre disponível para nos auxiliar no PPGBEA.

... Meus sinceros agradecimentos.

Resumo

A disponibilidade da água e riscos hidrológicos estão se tornando mais evidentes, que se atribuem aos impactos das mudanças climáticas, nesse contexto a região do Alto São Francisco (ASF), que apresenta elevada variabilidade climática, tanto em nível espacial como temporal. Faz-se necessário a análise do comportamento da precipitação e temperatura, visando detectar alterações climáticas. O objetivo deste trabalho, obter uma avaliação espaço-temporal, através do comportamento diário da temperatura máxima, temperatura miníma e precipitação no ASF e monitorar a qualidade da água no entorno da foz do Rio Pará, também localizado no ASF. Como metologia foi calculado o teste de Pettit para identificar (alterações nas médias) mudanças significativas no clima e suas intensidades. Para avaliar a qualidade da água utilizou-se controle estatístico de processos. Os resultados mostraram com relação a precipitação no período entre os anos de 1975 a 2016, nas estações analisadas vericou-se que os pontos localizados nas cidades de Aimores, Aracuai, Caparão-MG e Capinopolis, não apresentaram qualquer tipo de tendência, ou seja, acréscimo ou decréscimo no volume pluviométrico, segundo os testes realizados mensalmente nas séries históricas de precipitação. O maior número de tendências significativas e persistentes da temperatura miníma ficou centrado entre Janeiro e Março, o aumento desta variável meteorológica, no período estudado, uma taxa média 0,9715°C durante o período estudado. No monitoramento das variáveis relacionadas a qualidade da água não atenderam as suposições de independência das amostras. Para tratar a autocorrelação foi aplicado uma metodologia de geoestatística, além de ser uma alternativa mais viável devido a sua facilidade e rapidez, não necessita a modelagem dos dados e posteriormente gráficos de controle aos resíduos do modelo. A metodologia utilizada também permitiu definir algumas considerações importantes, tais como uma proposta de monitoramento do nível do pH da água, através do Controle Estatístico de Processo.

Palavras-chaves: Mudanças Climáticas, Qualidade da água, teste Mann-Kendall, Rio São Francisco.

Abstract

The availability of water and hydrological risks are becoming more evident, attributed to the impacts of climate change, in this context the Upper São Francisco (ASF) region, which presents high climatic variability, both at the spatial and temporal levels. Does- precipitation behavior and temperature, in order to detect climate change. The objective of this study was to obtain a spatio-temporal daily behavior of maximum temperature, minimum temperature and precipitation in the ASF and monitor the water quality around the mouth of the Pará River, also located in ASF. As a metonym the Pettit test was calculated to identify (changes in means) significant changes in the climate and its intensities. To evaluate the water quality was used statistical process control. The results showed with respect to precipitation in the period between 1975 and 2016, at the stations analyzed it was verified that the points located in the cities of Aimores, Aracuai, Caparão-MG and Capinopolis, did not present any type of tendency, that is, increase or decrease in volume rainfall, according to the tests performed monthly in the historical precipitation series. O higher and persistent trends of the minimum temperature between January and March, the increase of this meteorological variable, during the studied period, a average 0.9715°C during the study period. In monitoring the variables related to water quality did not meet the independence assumptions of the samples. To treat autocorrelation, a geostatistical methodology was applied, besides being a more viable due to its ease and speed, does not need to model the data and later control charts to model waste. The methodology also allowed us to define important considerations, such as a proposal to monitor pH of the water, through the Statistical Process Control.

Key-words: Climate Change, Water Quality, Mann-Kendall Test, São Francisco River.

Lista de Figuras

Figura 1	_	Períodos mensais de ocorrência de El niño e La niña (1950-2017)	6
Figura 2	_	Localização dos pontos Montante e Jusante, na foz do Rio Pará afluente	
		do Rio São Francisco.	10
Figura 3	_	Fluxograma das metodologias de controle utilizadas no estudo	20
Figura 4	_	Funções de autocorrelações (acf) e autocorrelação parcial (pcaf), para os	
		parâmetros no ponto Montante localizado na foz do Rio Pará	23
Figura 5	_	Funções de autocorrelações (acf) e autocorrelação parcial (pcaf), para os	
		parâmetros no ponto Jusante localizado na foz do Rio Pará	24
Figura 6	_	Gráfico de Controle usual, após a transformação de Box-Cox para o ponto	
		Montante, para o parâmetro Demanda Química de Oxigênio na foz do Rio	
		Pará	26
Figura 7	-	Gráficos de Controle usuais, após a transformação de Box-Cox para os	
		pontos Montante (A) e Jusante (B), para o parâmetro Coliformes totais na	
		foz do Rio Pará	27
Figura 8	-	Gráficos de Controle, via geoestatística para os pontos Montante (A) e	
		Jusante (B), para o parâmetro Temperatura na foz do Rio Pará	28
Figura 9	_	Gráficos de Controle, via geoestatística para os pontos Montante (A) e	
		Jusante (B), para o parâmetro pH na foz do Rio Pará	28
Figura 10) –	Gráficos de Controle, via geoestatística para os pontos Montante (A) e	
		Jusante (B), para o parâmetro Oxigênio dissolvido na foz do Rio Pará	29
Figura 11	L —	Gráficos de Controle, via geoestatística para a Jusante, para o parâmetro	
		Demanda química de oxigênio na foz do Rio Pará	30
Figura 12	2 –	Análise gráfica da sanzonalidade, trimestral para os pontos Montante (A) e	
		Jusante (B), para o parâmetro Sólidos totais na foz do Rio Pará	31
Figura 13	3 –	Gráficos de Controle, via séries temporais para os pontos Montante (A) e	
		Jusante (B), para o parâmetro Sólidos totais na foz do Rio Pará	33
Figura 14	1 –	Análise gráfica da sazonalidade, trimestral para os pontos Montante (A) e	
		Jusante (B), para o parâmetro Turbidez na foz do Rio Pará	34
Figura 15	5 –	Gráficos de Controle, via séries temporais para os pontos Montante (A) e	
		Jusante (B), para o parâmetro Turbidez na foz do Rio Pará	35
Figura 16	5 —	Localização das cidades do Estado de Minas Gerais analisadas	39

Figura 17 –	Teste de homogeneidade de Pettit em dados de precipitação das cidades	
	que apresentaram tendência (positiva ou negativa)	49
Figura 18 -	Teste de homogeneidade de Pettit em dados de Temperatura máxima das	
	cidades que apresentaram tendência (positiva ou negativa)	54
Figura 19 -	Teste de homogeneidade de Pettit em dados de Temperatura mínima dos	
	pontos que apresentaram tendência (positiva ou negativa)	60

Lista de tabelas

Tabela 1 –	Limites dos parâmetros de qualidade das águas de acordo com a classe do	
	sistema	4
Tabela 2 –	Estimadores da variância via Geoestatística	15
Tabela 3 –	Resumo descritivo dos parâmetros da qualidade da água nos pontos Mon-	
	tante e Jusante, na foz do Rio Pará.	21
Tabela 4 –	Teste de normalidade para ás Variáveis nos pontos Montante e Jusante na	
	foz do Rio Pará	22
Tabela 5 –	Teste de Dickey-Fuller aumentado, para as Variáveis nos pontos Montante	
	e Jusante na foz do Rio Pará	30
Tabela 6 –	Modelos SARIMA propostos, com os respectivos critérios de seleção AIC	
	e EQM , para a variável Sólidos totais em ambos os pontos (Montante e	
	<i>'</i>	32
Tabela 7 –	Diagnóstico do resíduos dos modelos adotados, para Sólidos totais em	
		32
Tabela 8 –	Modelos SARIMA propostos, com os respectivos critérios de seleção AIC	
	e EQM , para a variável Sólidos totais em ambos os pontos (Montante e	
T 0		34
Tabela 9 -	Diagnóstico do resíduos dos modelo adotado, para Turbidez em ambos os	25
T-1-1-10		35
	,	41
rabela II –	Precipitação Média mensal em (mm) com Desvio Padrão ($\hat{\sigma}$) das séries	16
T-1-1- 10		46
rabela 12 -	Testes de tendência Mann-Kendall e Sen's Slope para precipitação para os	48
Tabala 12	•	40
Tabela 15 -	Testes de tendência Mann-Kendall e Sen's Slope para temperatura máxima	53
Tabola 14	mensal	IJ
		50

Sumário

1	Intr	odução	1
	1.1	A qualidade da Água e Mudanças Climáticas	2
		1.1.1 Indicadores da qualidade da Água	3
		1.1.2 Limites admissíveis dos parâmetros de qualidade	4
		1.1.3 Descrição de Mudança Climática	5
		1.1.4 Variações Climáticas e pluviométricas na Região do Alto São	
		Francisco	5
		1.1.5 Bacia do Rio São Francisco	7
	1.2	Objetivo Geral	8
	1.3	Objetivos Específicos	8
2	Qua	ılidade da Água	9
	2.1	Descrição da área de estudo e dos dados analisados	9
	2.2	Parâmetros de qualidade de água	10
	2.3	Análise Estatística	10
		2.3.1 Normalidade e Autocorrelação	10
		2.3.2 Controle Estatístico de Processos	13
		2.3.2.1 Gráfico de controle Shewhart para medidas individuais	
		(Usual)	13
		2.3.2.2 Gráfico de Controle utilizando metodologia de Geoes-	
		tatística.	13
		2.3.2.3 Gráfico de Controle utilizando metodologia de Séries	
		temporais.	15
		2.3.3 Aplicação da metodologia	20
	2.4	Resultados e Discussão	21
	2.5	Considerações	36
3	Mu	danças Climáticas	38
	3.1	Caracteristicas da área de estudo	38
	3.2	Conjunto de dados	40
	3.3	Teste de tendências das séries temporais	42
		3.3.1 Teste de Mann-Kendall	42
		3.3.2 Estimador de declive de Sen	43
		3.3.3 Teste de Pettit	43

	3.4	Result	ados e Discussão	44
		3.4.1	Comportamento do Regime pluviométrico das cidades em Estudo	44
		3.4.2	Análise de tendência das séries históricas de precipitação	47
		3.4.3	Estudo sobre Anomalia da temperatura máxima em cidades do	
			estado de Minas Gerais.	52
		3.4.4	Estudo sobre Anomalia da temperatura mínima em cidades do	
			estado de Minas Gerais.	58
	3.5	Consid	derações	64
4	Con	clusão		65
			nendações	
			lhos Futuros	
Re			bliográficas	

Introdução

O mundo está sendo afetado pelas mudanças climáticas regionais, que de forma paulatina vem aumentando a temperatura do ar, que consequentemente resulta em maiores taxas de evaporação, causa mudanças na circulação atmosférica, acelera o ciclo hidrológico, aumentando ou reduzindo a capacidade de armazenamento d'água que por sua vez afeta a disponibilidade e a qualidade desse recurso (ZHAO et al., 2013). Os aumentos das temperaturas decorrentes do aquecimento global, independentemente das mudanças ocorridas na precipitação, já é um fator relevante pois seria capaz de aumentar a evaporação dos lagos e reservatórios, isto é, mesmo havendo um aumento no volume de chuvas, a água se tornaria um bem escasso, com rígidas consequências para a sustentabilidade e desenvolvimento mesmo que regional (MARENGO, 2010).

Ainda de acordo com Tundisi (2008), as mudanças climáticas terão uma participação relevante no ciclo hidrológico, no sentido de promover inúmeras mudanças na disponibilidade da água. Por exemplo, a escassez desse recurso pode implicar no minimo na modificação da superfície ou qualidade da água , provocando racionamento. Se a subtração da água na superfície é afetada pela degradação diretamente da qualidade, o bombeamento de poços pode ser interrompido por razões sanitárias. Portanto, embora esses fatos sejam bem conhecidos, até recentemente poucos trabalhos científicos sobre impactos da mudança climática na alteração da qualidade da água haviam sido publicados.

Porém enfatizando que a mudança climática não é apenas o único fator que afeta a qualidade da água. Associada ao conceito de mudança global, a evolução no uso da terra, desmatamento, explosão urbana e impermeabilização do solo contribui diretamente a degradação da qualidade da água. Entretanto, constantemente a poluição da água está relacionada com atividades antrópicas de origem urbana, industrial e agrícola. Logo a mudança climática levara à degradação da qualidade da água como consequência indireta dessas atividades.

Os principais fatores da mudança climática (escala global), que afetam a qualidade da

água e a temperatura ambiente e o aumento de eventos extremos (enchentes, deslizamentos, transbordamentos nas várzeas) ou secas intensas (aumento na semi-aridez e aridez). Ciclos de secagem e reumedecimento do solo e aumento da radiação solar também podem ser consideradas.

A temperatura (em geral) deve ser vista como o principal fator a afetar praticamente todos os equilíbrios físico-químicos e as reações biológicas. Consequentemente várias transformações ou efeitos relacionados à água serão alterados de acordo com a temperatura, tais como dissolução, solubilização, complexação, degradação e evaporação. Esses tipos de fenômenos de forma global levam a altas concentrações de substancias dissolvidas na água, como também a redução na concentração de gases dissolvidos. Esta última colocação é extremamente relevante a respeito do oxigênio dissolvido na água, sua concentração e proporcionalmente invertida a temperatura, sua saturação reduz em quase 10% com o aumento de 3°C. Valendo salientar que de acordo com IPCC (2013) em qualquer cenário previsto, a temperatura global aumentará entre 1,8 e 4,0°C no período do século XXI, espera-se uma tendência à estiagem no verão, em particular nos subtropicos, a baixa e média latitudes, além de um aumento de eventos extremos já descritos por Tundisi (2008).

Ainda segundo Jun et al. (2010), esses fenômenos observados (inundações e estiagens) contribuirão para modificar a qualidade da água por efeito direto de concentração de substancias dissolvidas. Para mananciais de pequenas vazões, o principal efeito da temperatura e o aumento da concentração de substancias e redução na concentração de oxigênio dissolvido. Um efeito que está positivamente correlacionado a redução da concentração de alguns poluentes devido à baixa velocidade da água.

Para países pertencentes a zona temperada sul, a mudança climática reduzirá o número de dias chuvosos, mas aumentara o volume médio de cada evento de chuva (BRUNETTI et al., 2001), ou seja, a distribuição espaço-temporal se tornará cada vez mais heterogênea. Com consequência, os ciclos de secagem-reumedificação podem impactar a qualidade d'água, uma vez que aumenta a decomposição e o fluxo de matéria orgânica nos rios.

1.1 A qualidade da Água e Mudanças Climáticas

A água é o único recurso natural que está relacionado com todos os aspectos da civilização humana, desde o desenvolvimento agrícola e industrial aos valores religiosos e culturais ligados a sociedade. A água faz a ligação entre a sociedade, sistema climático e meio ambiente. Logo as mudanças climáticas causam impactos severos no ciclo hidrológico e consequentemente o gerenciamento de recursos hídricos.

Existe uma forte inter-relação entre clima e sistema hidrológico. Uma mudança em

um desses sistemas irá forçosamente mudar o outro. É fundamental entender os processos de condução dessa mudança, as sequências de mudanças e suas manifestações nos níveis espaço e temporal. Com certeza essas mudanças influenciarão cada vez mais a disponibilidade hídrica, se inter-relacionarão com outros fatores que já vem influenciando a sua qualidade e disponibilidade.

O gerenciamento de forma sustentável e o desenvolvimento dos recursos hídricos terão um papel relevante em preparar as habilidades da sociedade para o enfrentamento das mudanças climáticas, de forma a melhorar a resiliência e alcançar as metas do milênio – isto exige políticas, alterações na governança, investimentos e mudanças na forma como as preocupações com a água são encaminhadas no desenvolvimento de estratégias e orçamentos. Neste contexto Silveira et al. (2016), para as projeções para diversas regiões do Brasil, em especial no nordeste, o semiárido é extremamente vulnerável a variabilidade climática, é necessário que as práticas de gestão das águas abrangem as incertezas inerentes à mudança do clima, para que as decisões tomadas não levem a enormes arrependimentos.

O alto São Francisco, a maior área de recarga do rio, tem um papel importantíssimo no abastecimento de água para o consumo humano, irrigação e geração de energia. Dessa maneira pesquisas que identifiquem padrões de variabilidade e mudanças climáticas nessa região se tornam úteis para definir politicas de gerenciamento de recursos e torna o sistema resistente diante dos desafios da mudança climática.

1.1.1 Indicadores da qualidade da Água

Com o monitoramento dos indicadores de qualidade das águas é possível definir as características durante o período de análise e fornecer informações para detectar as tendências e estabelecer as relações de causa e efeito. Entretanto, a complexidade de certos fatores é que determinam a qualidade da água. Para definir a qualidade da água, devemos entender que o conceito de qualidade está relacionado a expansão das características para as diversas utilidades da água, e a capacidade de seleção de variáveis e interpretação das mesmas.

A qualidade da água é identificada através da mensuração das características físicas, químicas, biológicas. São identificados por parâmetros de qualidade das águas. As características físicas são constituídas por sólidos (suspensos e dissolvidos na água) e gases. As características químicas são substâncias orgânicas e inorgânicas e as características biológicas são as bactérias coliformes e organismos unicelulares (algas). A qualidade da água esta extremante relacionada com a quantidade devido à qualidade depender da água existente para dissolver, diluir e transportar substâncias benéficas ou maléficas (CRUZ et al., 2014).

1.1.2 Limites admissíveis dos parâmetros de qualidade

Na Tabela 1 estão listados os limites ambientais dos principais parâmetros de qualidade de acordo com a resolução n^o 357 do CONAMA.

Tabela 1 – Limites dos parâmetros de qualidade das águas de acordo com a classe do sistema.

	Classe				
	1	2	5	7	
Cor (mg Pt/L)	Natural	≤ 75	-	-	
рН	6 a 9	6 a 9	6,5 a 8,5	6 a 9	
DBO (mg/L)	$\leq 3, 0$	$\leq 5,0$	$\leq 10, 0$	-	
$OD\left(mg/L\right)$	$\geq 6,0$	$\geq 5, 0$	$\geq 4,0$	$\geq 2,0$	
Coliformes totais (NMP)	≤ 100	≤ 2000	≤ 5000	≤ 5000	
Turbidez (UNT)	≤ 40	≤ 100	≤ 100	-	

Fonte: Adaptado de Pereira (2004).

Algumas classes não estipuladas a exemplo da classe 4 tem os mesmos limites da classe 3 com exceção do oxigênio (> 2 mg/L) e pH (6 a 9). Entretanto a classe 6 possui as mesmas concentrações máximas da classe 5, com exceção dos coliformes totais (<20000), DBO (<10 mg/L) e oxigênio (>4 mg/L). Para as águas da classe 8 têm os mesmos limites da classe 7 com exceção do pH (5 a 9), oxigênio (> 3 mg/L) e coliformes totais (<20000).

A temperatura tem um papel crucial no meio aquático, ela caracteriza outros parâmetros físicos, como viscosidade, tensão superficial, compressibilidade, calor específico e calor latente de vaporização que são inversamente proporcionais, enquanto a condutividade térmica e a pressão de vapor são proporcionais. Logo a temperatura é um fator modificante da qualidade de água, pois influência diretamente o metabolismo dos organismos aquáticos (CETESB, 2009).

O potencial hidrogeniônico (pH) resulta de fatores naturais ou antrópicos. As variações do pH em meio aquático estão relacionadas a dissolução de rochas, absorção de gases da atmosfera, oxidação da matéria orgânica e fotossíntese.

De acordo SPERLING (2005), a turbidez quando de origem natural não demostra inconvenientes sanitários, exceto esteticamente, enquanto sua origem antrópica pode estar relacionada a presença de compostos orgânicos patogênicos, logo reduz a penetração de luz, prejudicando a fotossíntese em corpos d'água.

A demanda química de oxigênio (DQO) é a quantidade de oxigênio necessária para oxidação da matéria orgânica em um corpo hídrico através de um agente químico. A elevação da concentração de DQO num corpo d'água é ocasionado, na maioria das vezes, por despejos de origem doméstica e industrial. A DQO é um parâmetro indispensável nos estudos de descrição de esgotos sanitários e de efluentes industriais. É interessante a utilização da DQO conjuntamente com a DBO para observar a parcela biodegradável dos despejos (CETESB, 2009).

Oxigênio dissolvido (OD) em baixa concentração é um indício de processos de oxidação de substâncias lançadas diretamente nos rios. Águas que apresentam baixa concentração de OD, são águas poluídas devido ao seu consumo na decomposição de compostos orgânicos (FUZINATTO, 2009).

1.1.3 Descrição de Mudança Climática

De acordo com o Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC), a definição de mudança climática como uma variação estatisticamente significativa em parâmetro médio, incluindo sua variação natural, que persiste por um extenso período de tempo, de décadas ou mais. A mudança climática pode ser proveniente de processos naturais ou forças externas ou devido a ações antropogênicas na composição da atmosfera ou do uso da terra.

A precipitação e a temperatura são variáveis climáticas fundamentais para compreensão da dinâmica do meio físico dentro do ciclo hidrológico, o entendimento de seu comportamento sazonal e suas tendencias pode-ser ter uma estrategia para o planejamento do meio ambiente, geração de energia e agricultura. Essas mudanças nessas variáveis são consideradas como ameças mais significativas à sobrevivência de vários ecossistemas, populações, as quais já estão sendo detectadas. Mudanças na temperatura e precipitação terão consequências drásticas nos recursos hídricos, afetando o consumo de água doce, geração de energia e agricultura (SILVA et al., 2016).

O cenário climático brasileiro segue a mesma tendencia do aquecimento global, em que as mudanças mais relevantes acontecem na temperatura e precipitação, modificações nos padrões de chuva e alterações na distribuição de extremos climáticos, ou seja, a distribuição se torna mais heterogênea, provocando eventos extremos (secas, enchentes ou inundações) (ASSIS et al., 2012). Ao longo do tempo é observado de acordo com Silva et al. (2016), que a variabilidade climática, dependendo da região, podem ocorrer alterações continuas ou mesmo ciclos dos elementos climatológicos, a exemplo da temperatura e precipitação.

1.1.4 Variações Climáticas e pluviométricas na Região do Alto São Francisco

Um fato conhecido como principal fonte de influência para o clima de algumas regiões é variabilidade no Oceano Pacífico. Entretanto este setor contém outra escala de variabilidade temporal. Segundo Zhang et al. (1997) separa a variabilidade do Pacífico em duas partes: uma denominada de escala inter anual do ciclo de El Ninõ-oscilação Sul (ENOS), e a outra parte a Oscilação decadal do Pacífico (ODP).

Os padrões termodinâmicos sobre as bacias dos oceanos Pacífico e Atlântico Tropicais têm a capacidade de modular e modificar fortemente, a circulação atmosférica na região tropical.

Em anos que verificam-se anomalias positivas (El Niño) ou negativas (La Niña), de acordo com a Figura 1. Observado por Galvíncio & Souza (2002), as influências de variações do clima na bacia hidrográfica do Alto São Francisco, verificou uma relação direta entre a precipitação e os índices de anomalias de temperatura de superfície do mar nas diferentes áreas dos Niños, demostrando contrastes entre o Alto São Francisco e as demais regiões (sub-bacias do São Francisco: ASF - Alto São Francisco, MSF - Médio São Francisco, BSF - Baixo São Francisco).

Nos anos em que apresentam altos índices oceânico Ninõ (ONI), ou seja, anos em que apresenta fortes El Niños, ocorrem fortes precipitações, consequentemente altas vazões no ASF, enquanto em anos de baixos índices oceânico Ninõ (ONI), ou ainda, em anos de La Niña, ocorre exatamente o contrário, altas precipitações na sub-bacia do BSF e baixas precipitações no ASF.

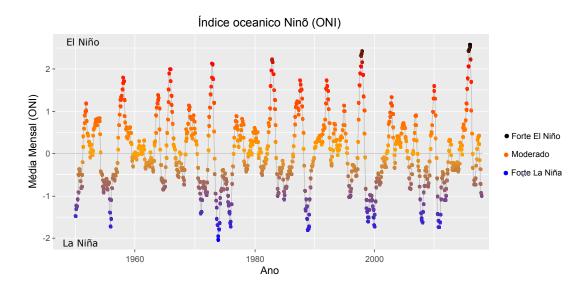


Figura 1 – Períodos mensais de ocorrência de El niño e La niña (1950-2017).

A região do Alto São Francisco extremamente relevante para o país e especialmente para o Nordeste brasileiro (NEB), região em grande parte semiárida e muito vulnerável à variabilidade climática, sua nascente, na serra da Canastra em São Roque de Minas e Serra d'Água, em Medeiros, até a foz do Jequitaí, a jusante da cidade de Pirapora (MG), abrangendo as subbacias dos rios Pará, Paraopeba, das Velhas e Jequitaí pela margem direita; e Indaiá e Abaeté pela esquerda, que conformam seus limites, além das interbacias. Situa-se em Minas Gerais, abrangendo a Usina Hidrelétrica de Três Marias. Apresentando uma topografia moderadamente acidentada, com serras e terrenos ondulados e altitudes de 600m a 1600m. O divisor leste é formado pelas montanhas da Cordilheira do Espinhaço, estreitas e alongadas na direção N-S, e com altitudes de 1.000m a 1.300m. Do lado oeste, destaca-se a Serra Geral de Goiás, cujas cotas oscilam entre 800m e 1.200m. Sobressaem-se, ainda, os escalonamentos de superfícies de

erosão até a Depressão São Franciscana, em direção à calha do rio e dos principais afluentes, cuja cota, em Pirapora, é de cerca de 450m (CODEVASF, 2001).

As características climáticas classificam a região com um clima tropical úmido, sendo que algumas partes é temperada. Uma região de muitas chuvas (de 1.000mm a 1.500mm anuais) no verão, que caem de outubro a abril, respondendo por 3/4 do escoamento total do rio. A temperatura média anual é de 23°C, havendo áreas onde se registram mínimas inferiores a 10°C; a evapotranspiração é de 2.300mm anuais.

1.1.5 Bacia do Rio São Francisco

A bacia do rio São Francisco, possui um área de drenagem de $639.219km^2$ que corta os estados de Minas Gerais, Goiás, Bahia, Sergipe, Pernambuco, Alagoas. É devido a sua extensão e aos diversos ambientes percorridos, se divide em quatro unidades fisiográficas: Alto São Francisco (ASF), corresponde a 19% da bacia, que vai da nascente a Pirapora, MG; Médio São Francisco (MSF), se estende de Pirapora a Remanso, BA; corresponde 55% da bacia; no Sub Médio São Francisco (SMSF), de Remanso até Paulo Afonso, BA (24% da bacia) e no Baixo São Francisco (BSF), que vai de Paulo Afonso até a Foz (7% da bacia) (ANA, 2002).

A bacia deste rio, possui 36 afluentes dos quais 19 são perenes, os mais relevantes: Pará, Paraobeba, Velhas e Verde Grande, Abaeté, Paracatu, Urucurai, Pandeiros, Carinhanha, Corrente e Grande. Esses afluentes suas áreas de drenagem, se situam na região não abrangida pelo Polígono das Secas, o que envolve 50% da área total da bacia (CODEVASF, 2001).

Diante das afirmações acima, o presente trabalho foi dividido em quatro capítulos:

- Introdução (Capítulo 1)
- Qualidade da Água (Capítulo 2): analisar os principais impactos nos parâmetros da qualidade da água, no principal afluente (Rio Pará) do Alto São Francisco sendo analisado dois pontos (Jusante e Montante).
- Mudanças Climáticas (Capítulo 3): objetivo verificar os padrões de precipitação e temperatura (máxima e minima) em trinta pontos na bacia do Alto São Francisco no estado de Minas Gerais, bem como identificar a presença ou não de tendências positivas e/ou negativas.
- Conclusão (Capítulo 4)
- Referências

1.2 Objetivo Geral

O objetivo geral dessa pesquisa é analisar, por meio de técnicas estatísticas, os dados de monitoramento da qualidade das águas superficiais em dois pontos na porção denominada de Alto São Francisco (ASF). Analisar e obter uma avaliação espaço-temporal, através do comportamento diário da temperatura máxima, temperatura miníma e precipitação.

1.3 Objetivos Específicos

- Levantar em termos de qualidade da água, entre os pontos escolhidos se a degradação ambiental é significativa entre o percurso dos mesmos,
- Identificar os principais parâmetros responsáveis pela mudança na qualidade da água, de acordo com a resolução $n^{\circ}357$ do CONAMA;
- Estudar as tendências temporais e espaciais dos parâmetros de qualidade de água associados à degradação ambiental;
- identificar pontos de mudança no comportamento climático durante o período de estudo;
- Determinar as tendências climáticas nestes períodos.

Qualidade da Água

A água comporta vários componentes de origem ambiental ou proveniente da atividade humana. A qualidade da água é avaliada a partir de suas características físicas, químicas e biológicas. Estas características são consideradas impurezas quando os valores obtidos são superiores aos valores estabelecidos (subseção 1.1.2) para determinada utilização (HENNING et al., 2014).

2.1 Descrição da área de estudo e dos dados analisados

O objeto desse trabalho foi desenvolvido em dois pontos no Rio São Francisco na foz do rio Pará no estado de Minas Gerais, Brasil. O 1º ponto foi definido a Montante, no percurso do Rio Pará (afluente), nas coordenadas geográficas de Latitude: -19°49'54" e Longitude: -45°17'28". O 2º ponto, situado no Rio São Francisco a Jusante do reservatório, próximo ao município de Abaeté (MG), nas coordenadas geográficas de Latitude: -19°10'81" e Longitude: -45°60'53".

A avaliação da água nestes pontos, que se encontra na região do alto São Francisco é realizada pelo Projeto de Águas Minas, os dados obtidos por meio de uma pesquisa bibliográfica, disponibilizados pela Agência Nacional das Águas-ANA. Onde as coletas são feitas a cada trimestre, com o total de quatro campanhas anuais.

O período que compreende a pesquisa é de setembro de 1997 a novembro de 2015, realizada trimestralmente perfazendo 74 amostras em cada ponto amostrado. As análises estatísticas foram realizadas por meio Software R Development Core Team versão 3.0.2.

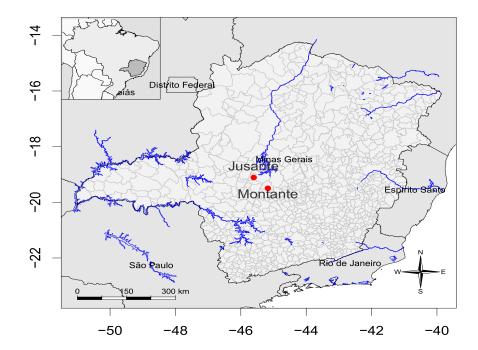


Figura 2 – Localização dos pontos Montante e Jusante, na foz do Rio Pará afluente do Rio São Francisco.

2.2 Parâmetros de qualidade de água

Para se avaliar a qualidade ambiental como de forma generalizada, é necessário obter informações que estejam integradas entre os fatores bióticos e abióticos que regem o funcionamento do ecossistema. Na intenção de verificar a qualidade da água na sub-bacia hidrográfica (ASF) foram analisados os seguintes parâmetros para todos os pontos analisados: temperatura da água, potencial hidrogeniônico (pH), turbidez, demanda química de oxigênio (DQO), coliformes totais e oxigênio dissolvido (OD). Pois tais parâmetros são indicadores de degradação ambiental nos recursos hídricos.

2.3 Análise Estatística

2.3.1 Normalidade e Autocorrelação

Para aplicar técnicas estatísticas de controle de processos é duas suposições devem ser atendidas. Testar a normalidade dos dados estudados. A segunda é a independência das amostras, ou seja, não apresentem nenhum tipo de correlação.

Teste de Kolmogorov-Smirnov

O objetivo desse teste é verificar o grau de concordância entre distribuição de um conjunto de valores e uma distribuição teórica, por exemplo, verificar se os dados seguem uma

distribuição normal. O teste de Kolmogorov-Smirnov admite que a distribuição da variável que está sendo testada seja contínua. A distribuição teórica representa o que seria esperado sob H_0 . Então se verifica, as distribuições teórica e observada mostram concordância (REZALI; WAH, 2011).

Seja $F_0(X)$ uma função de distribuição especificada de frequências relativas acumuladas a distribuição teórica sob H_0 . Para qualquer valor de X, o valor de $F_0(X)$ é a proporção de casos esperados com escores menores ou iguais a X.

Com a distribuição de frequências relativas acumuladas observadas, S_n , de uma amostra aleatória de N observações. Seja um escore qualquer possível, X_i , então $S_n(X_i) = F_i/N$, onde F_i é o número de observações menores ou iguais a X_i . As hipóteses do teste são descritas como:

 H_0 : A amostra é proveniente de uma distribuição teórica específica;

 H_1 : A amostra não é proveniente de uma distribuição teórica específica;

Quando H_0 é verdadeira, espera-se que as diferenças entre $S_n(X_i)$ e $F_0(X_i)$ sejam pequenas e estejam dentro dos limites dos erros aleatórios. A estatística do teste, expressa na equação 1, focaliza o maior dos desvios denominados de desvio máximo:

$$D = \max |F_0(X_i) - S_n(X_i)|, \tag{1}$$

em que $i=1,2,\ldots,N$, verificando-se a hipótese do poder p-valor, então a normalidade da amostra é verificada. Se $D < D_{N,\alpha}$ não rejeita-se a H_0 , ou seja, a amostra é proveniente de uma distribuição normal. Caso contrario $D > D_{N,\alpha}$ é rejeita-se H_0 , ou seja, a amostra não é proveniente de uma distribuição normal.

Transformação de Box-Cox

Um método eficiente para normalizar os dados não normais, é a transformação das variáveis. Todavia o tipo de transformação adequada não é uma escolha óbvia, pois existe inúmeras possibilidades e um única estratégia de tentativa e erro, nem sempre é o mais recomendado. A transformação linear, altera a escala da distribuição, entretanto não altera sua forma; já a transformação exponencial, é mais eficiente para este propósito.

Segundo Box & Cox (1964), os dados representados pelas observações x_1, x_2, \ldots, x_n consideradas normalmente distribuídas , com variância constante e valores especificados por modelos lineares. O mais interessante deste estudo desenvolvido por eles, foi a definição da seguinte família de transformação exponencial da variável x para $x(\lambda)$.

$$x^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{x^{\lambda} - 1}{\lambda}, & (\lambda \neq 0) \\ \log x, & (\lambda = 0) \end{cases}$$
 (2)

Em que essa transformação é apenas definida apenas para variáveis, com valores positivos (x>0) e o parâmetro λ , possivelmente um vetor, é o elemento que define a transformação especifica e que, com frequência resulta em normalidade (BOX; COX, 1964). Assim a análise de variância não é afetada pela transformação, logo a equação 2, pode ser simplificada da seguinte forma:

$$x^{(\lambda)} = \begin{cases} x^{\lambda}, & (\lambda \neq 0) \\ \log x, & (\lambda = 0) \end{cases}$$
 (3)

Espera-se que após uma transformação adequada da variável x para $x(\lambda)$, pode-se presumir que os valores das observações transformadas apresentem as seguintes características:

- 1. Sejam descritos por um modelo de estrutura simples;
- 2. A variância seja constante;
- 3. As observações estejam normalmente distribuídas.

Autocorrelação

Para a aplicação dos gráficos de controle é necessário que os dados atendam a suposição de independência entre si, sendo de extrema importância a investigação da autocorrelação do grupo de informações (LU et al., 2001). A presença da autocorrelação compromete o desempenho dos gráficos de controle, no sentido em que se podem confundir as causas especiais e comuns no processo (MONTGOMERY, 2004).

De acordo com Box et al. (2015), autocorrelação é definida como a medida de dependência de uma observação num estante t, em relação aquela tomada num estante t-k, em que k é a defasagem (lag) considerada, isto é, a distância entre duas observações.

Para mensurar a autocorrelação ao longo de uma série de observações distribuídas no tempo tem-se uma característica longitudinal, ou seja, uma série temporal. O coeficiente linear é dado pela equação 4, denominada de função de autocorrelação.

$$\rho_k = \frac{cov(x_t, x_{t-k})}{V(x_t)} \tag{4}$$

em que $cov(x_t, x_{t-k})$ é a covariância de observações separadas por K períodos de tempo e a variância constante é dada por $V(x_t)$. De forma geral estima-se os valores de ρ_k com a função de autocorrelação explicitada na equação 5.

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (x_t - \overline{x})(x_{t-k} - \overline{x})}{\sum_{t=1}^{n-k} (x_t - \overline{x})^2}$$
 (5)

em que x_t é a observação ou média dos subgrupos no tempo t, \overline{x} é a média das amostras e $k=1,2,3,\ldots,$

2.3.2 Controle Estatístico de Processos

O controle estatístico do processo (CEP) é uma técnica estatística aplicada à produção que permite a redução sistemática da variabilidade nas características da qualidade de interesse, contribuindo para a melhoria da qualidade intrínseca, da produtividade, da confiabilidade e do custo do que está sendo produzido.

O controle da qualidade iniciou na década de 20, nos Estados Unidos, como resultado de avanços na tecnologia de medição e da aplicação industrial das cartas de controle, desenvolvidas pelo Dr. Walter A. Shewhart, da empresa de telefonia Bell Telephone Laboratories (MONTGOMERY, 2004).

2.3.2.1 Gráfico de controle Shewhart para medidas individuais (Usual)

De acordo com CRUZ et al. (2014), os gráficos de controle utilizados para amostras de tamanho n=1 são denominados gráficos para medidas individuais. O procedimento para desenvolver esse gráfico, trata a variabilidade estimada a partir da amplitude móvel \overline{MR} de duas observações sucessivas. Os limites de controle do gráfico são dados pelas seguintes expressões:

$$LSC = \overline{X} + 3\left(\frac{\overline{MR}}{d_2}\right) \tag{6}$$

$$LC = \overline{X} \tag{7}$$

$$LIC = \overline{X} - 3\left(\frac{\overline{MR}}{d_2}\right) \tag{8}$$

em que: LC - linha média; \overline{X} - média; LIC- limite inferior de controle; \overline{MR} - amplitude médias das amostras; d_2 - fator de construção de gráficos de controle para variáveis encontrado em Montgomery (2004) e LSC - limite superior de controle.

2.3.2.2 Gráfico de Controle utilizando metodologia de Geoestatística.

Uma vez que a série temporal está autocorrelacionada, afetando o desempenho dos gráficos de controle, uma solução adotada por (MINGOTI; NEVES, 2005), é por meio de estimadores de variância sugeridos por (HOULDING, 2000), baseados numa metodologia de geoestatística que leva em consideração a autocorrelação do processo. Assim desse modo é possível monitorar a média do processo utilizando um gráfico de Shewhart à variável de interesse.

Considera-se a estimativa da geoestatística para o desvio padrão do processo, em lugar do desvio padrão amostral (S), ou a estimativa da amplitude amostral (MR), desta maneira a autocorrelação está absolvida aos limites de controle definidos a seguir:

$$LSC = \overline{X} + L \frac{\hat{\sigma}_g}{\sqrt{n}} \tag{9}$$

$$LC = \overline{X} \tag{10}$$

$$LIC = \overline{X} - L \frac{\hat{\sigma}_g}{\sqrt{n}} \tag{11}$$

em que: LSC – limite superior de controle; LC – média; LIC - limite inferior de controle; L – uma constante que determina a percentagem de ocorrência de falsos alarmes (O surgimento de pontos amostrais fora dos limites de controle quando o processo está sob controle estatístico), neste caso adotaremos L=3, assim a porcentagem de ocorrência de ocorrência de falsos alarmes é delimitada em 0,27%. Logo o valor o número médio de amostras até um sinal (ARL) é aproximadamente 370, ou seja, a cada 370 pontos pode surgir um alarme falso. E por fim $\hat{\sigma}_g$ é denotado a estimativa do desvio padrão do processo.

De acordo com Mingoti & Neves (2005), a estimativa $\hat{\sigma}_g$ é função do semi-variograma e da autocorrelação amostral de ordem k. Dada uma amostra de dimensão n, X_1, X_2, \ldots, X_n , expressa-se o semi-variograma amostral de (MATHERON, 1963) no lag k na seguinte equação:

$$\hat{\gamma}_h = \hat{\gamma}(k) = \frac{1}{2} \frac{\sum_{i=1}^{n-k} (X_i - X_{i-k})^2}{n-k} \quad k \in T,$$
(12)

em que X_i é a característica relacionada à qualidade a ser mensurada no i-ésimo momento amostrado, $i=1,2,\ldots,n.$ $T=1,2,\ldots,n-1$ e (n-k) é o número de pares (X_i,X_j) que estão a uma distância de k unidades no período amostral. Dado que k=1, e as observações são independentes o estimador apresentado na equação 12 é denominado de estimador de diferenças sucessivas para a variância populacional, neste caso, e um estimador não-viesado para o parâmetro σ_g .

Para estimar σ_g , existe alguns estimadores propostos por Mingoti & Neves (2005), que podem ser encontrados no seu artigo intitulado "Using geostatistics to estimate the variability of autocorrelated process". Que serão citados neste trabalho, estimadores que levam em conta a correlação entre as unidades amostrais.

Esses estimadores levam em conta a autocorrelação entre as observações. O estimador denominado por V_1 é função da autocorrelação do $lag\ 1$, sendo adequado para a situação em que esse lag é significativo. Os estimadores V_2 , V_4 e V_5 são alternativas para situações quando

 V_s Estimador V_s Estimador V_1 $\hat{\sigma}_{g1}^2 = \frac{\hat{\gamma}_1}{1 - \hat{\rho}_1}$ V_2 $\hat{\sigma}_{g2}^2 = \frac{\sum_{h=1}^3 \frac{\hat{\gamma}_h}{3}}{1 - \sum_{h=1}^3 \frac{\hat{\rho}_h}{3}}$ V_3 $\hat{\sigma}_{g3}^2 = \frac{\sum_{h=1}^M \hat{\gamma}_h}{M}$ V_4 $\hat{\sigma}_{g4}^2 = \frac{\sum_{h=1}^M \hat{\gamma}_h}{\sum_{h=1}^M (1 - \hat{\rho}_h)}$ V_5 $\hat{\sigma}_{g5}^2 = \frac{1}{M} \sum_{h=1}^M \frac{\hat{\gamma}_h}{(1 - \hat{\rho}_h)}$

Tabela 2 – Estimadores da variância via Geoestatística

Adaptado de Mingoti & Neves (2005).

existe autocorrelações significativas maiores que o lag 1. O estimador V_3 é uma média dos semi-variogramas amostrais de ordem 1 até M, em que M é uma constante pertencente ao conjunto T = 1, 2, ..., n - 1 e sua escolha é arbitrária (MINGOTI; NEVES, 2005). A escolha destes estimadores, depende do grau de autocorrelação existente no processo.

2.3.2.3 Gráfico de Controle utilizando metodologia de Séries temporais.

Se as observações violam a suposição de independência, ocorrem alterações no ajuste das variáveis no controle de processo, pois existindo dependência entre as características de qualidade e as variáveis de controle o modelo assumido não será verdadeiro para os dados que originam do processo.

Nestas situações ocorrem um aumento considerável no número de alarmes falsos que produz conclusões erradas em relação à estabilidade do processo. Os modelos de regressão ou de séries temporais têm se revelado úteis para modelar processos que demostrem uma estrutura correlacional, posteriormente, na utilização de gráficos de controle para os resíduos dos modelos. Se existir um conjunto de variáveis dentro de um modelo de regressão os seus resíduos não serão correlacionados mesmo que a variável resposta esteja correlacionada (CRUZ et al., 2014).

Modelos Arima

A metodologia desenvolvida por Box e Jenkins, no ano de 1970 é amplamente utilizada na análise de modelos paramétricos. Consiste no ajuste de modelos auto-regressivos integrados de médias móveis, ARIMA(p, d, q), a um conjunto de dados. O desenvolvimento deste modelo tem como base um ciclo iterativo, cujos os estágios são:

1. Uma classe geral de modelos é considerada para análise;

- Há identificação de um modelo, baseando-se nas autocorrelações e autocorrelações parciais;
- 3. Ocorre a estimação, na qual os parâmetros do modelo identificados são estimados;
- 4. Há o diagnóstico do modelo ajustado através da análise de resíduos, com a finalidade de verificar sua adequação.

Trata-se de um ciclo iterativo, pois caso o modelo não seja adequado, retorna-se à fase de identificação. Segundo Brockwell & Davis (2016), muitas vezes são estimados vários modelos, com o intuito de escolher o melhor modelo ajustado, pois nem sempre a identificação é trivial. É possível, segundo os autores, que vários pesquisadores identifiquem modelos diferentes para a mesma série temporal.

De acordo com Morettin & Toloi (2006), para modelos paramétricos existe um caso em particular um filtro linear, cuja suposição é a geração da série através de um filtro linear, sendo que um ruído branco é a entrada. Assim os autores citados acima, propõe um equação para o processo:

$$X_t = \mu + a_t + \psi_1 a_{t-1} + \psi_2 a_{t-2} + \dots = \mu + \psi(B) a_t$$
(13)

em que:

$$\psi(B) = 1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \cdots$$

é denominada função de transferência do filtro e μ é um parâmetro determinando o nível da série, seguindo a proposição: O processo X_t é estacionário se a série $\psi(B)$ convergir para $|B| \leq 1$.

A seguir, serão detalhados os modelos lineares estacionários a serem abordados neste trabalho.

Modelos Auto-Regressivos

O modelo auto-regressivo de ordem p, a ser denominado por AR(p) é

$$X_t = \mu + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + a_t \tag{14}$$

em que μ é a média do processo, ϕ é o vetor de coeficientes auto-regressivos e a_t é o ruído branco no instante t (MORETTIN; TOLOI, 2006).

O valor de X_t depende dos p valores anteriores da série e do ruído branco no instante t. Se definirmos o operador auto-regressivo estacionário de ordem p:

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p,$$

então pode-se definir:

$$\phi(B)X_t = a_t$$

Modelos de Médias Móveis

No processo de médias móveis de ordem q, a ser denotado por MA(q), pode ser escrito, segundo com Box et al. (2015), da seguinte maneira:

$$X_t = \mu + a_t - \theta_1 a_{a-1} - \theta_2 a_{a-2} - \dots - \theta_q a_{a-q}$$
(15)

em que: μ é a média e a_t é o ruído branco no instante t.

Segundo Box et al. (2015), um processo MA(q) tem f.a.c.p. que se comporta de maneira similar à f.a.c. de um processo AR(p): é determinada por exponenciais e/ou senóides amortecidas.

Modelos Auto-Regressivos e de Médias Móveis

Uma combinação dos modelos AR(p) e MA(q) resulta em um modelo auto-regressivo e de média móvel, ou seja, um ARMA(p,q) que tem a seguinte forma:

$$X_t = \mu + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \ldots + \phi_p X_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \ldots - \theta_q a_{t-q}$$
 (16)

em que: μ é a média do processo, o vetor ϕ representa o vetor de coeficientes auto-regressivos, θ é o vetor de coeficientes de médias móveis e a_t é o ruído branco no instante t.

O modelo ARMA(p,q) pode ser representado utilizando os operadores auto-regressivos e de média móvel vistos anteriormente, resultando na equação:

$$\phi(B)X_i = \theta(B)a_t$$

Modelos Auto-Regressivos Integrados de Médias Móveis

Os modelos abordados nos tópicos acima, são apropriados para descrever séries estacionárias, isto é, séries que se desenvolvem no tempo ao redor de uma média constante. Na prática, muitas séries econômicas e financeiras são não-estacionárias, porém quando diferençadas podem se tornar estacionárias.

De acordo com Morettin & Toloi (2006), apresentam um exemplo em que a série Z_t não é estacionária mas $W_t=Z_t-Z_{t-1}=\Delta Z_t$ é estacionária. Se W_t é uma diferença de Z_t , então Z_t é uma integral de W_t .

O modelo ARIMA é

$$\phi(B)\Delta^d Z_t = \theta(B)a_t \tag{17}$$

de ordem (p,d,q) e é denotado por ARIMA(p,d,q), se p e q são as ordens de $\phi(B)$ e $\theta(B)$, respectivamente. Este modelo supõe que a d-ésima diferença da série Z_t pode ser representada por um modelo ARMA, estacionário e invertível.

Modelos SARIMA

Os modelos que abrangem as séries que apresentam uma autocorrelação em vista a sazonalidade são denominados de SARIMA.

O modelo $SARIMA(p,d,q) \times (P,D,Q)_s$. Seja $Z_t = \{Z_t; t \in Z\}$ um processo linear com representação dada por:

$$\Phi(B^s) \phi(B) \nabla^d Z_t = \Theta(B^s) \theta(B) \epsilon_t$$
(18)

em que s é chamado de período sazonal do processo e $\epsilon_t \approx RB(0, \sigma_{\epsilon}^2)$. O operador ∇^d , em que $\mathbf{d} = (d, D)$ e d, D são números inteiros não negativos e representa o número de diferenças e sazonais, respectivamente, aplicadas sobre o processo Z_t , é fixado:

$$\nabla^d = (1 - B)^d (1 - B^s)^D \tag{19}$$

Logo $\Phi\left(Z^{s}\right)=1-\sum_{i=1}^{P}\Phi_{i}z_{is},\;\phi\left(Z\right)=1-\sum_{i=1}^{P}\phi_{j}z_{j},\;\Theta\left(z^{s}\right)=\sum_{k=1}^{Q}\Theta^{k}z^{ks}$ e $\theta\left(z\right)=1-\sum_{l=1}^{q}\theta_{l}z^{l}$ são polinômios de ordem $P,p,Q,q\in\mathbb{N}$, respectivamente, com $z\in\mathbb{C}$ representa os números complexos e $\left\{\Phi_{i}\right\},\left\{\phi_{j}\right\},\left\{\Theta_{k}\right\},\left\{\theta_{l}\right\}$ são sequências de números reais. O processo Z_{t} com representação em (19) é denominada ARIMA sazonal multiplicativo (SARIMA) de ordem $(p,q,d)\times(P,D,Q)_{s}$. Para melhores detalhes ver Box et al. (2015), Wei (1994) e Morettin & Toloi (2006).

Teste de Dickey-Fuller aumentado (DFA)

Para Narayan & Popp (2010), o teste Dickey-Fuller aumentado consiste nas seguintes hipóteses e na seguinte equação 20.

 $H_0: \delta = 0$ (A série não é estacionária)

 $H_1: \delta < 0$ (A série é estacionária)

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t$$
(20)

em que, ϵ_t é um termo de ruído branco puro e $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2}), \Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3}),$ etc.

A regra de decisão para o teste DFA, é que se o | au|> valor tabelado, a série é estacionária.

Critérios de seleção de modelos

A realização da seleção de modelos, deve-se lembrar que não existe modelos verdadeiros. Há apenas os modelos mais confiáveis e fiéis à realidade que, causam perda de informações. Assim, é preciso fazer a seleção do melhor modelo dentre aqueles para ajustar a série temporal estudada; geralmente um modelo com um maior número de parâmetros podem ter um ajuste melhor, mas não necessariamente será preferível em termos de critério de informação. A regra básica, consiste em selecionar o modelo cujo critério de informação calculado seja mínimo.

Critério de informação de Akaike (AIC)

De acordo com CRUZ et al. (2014), o critério de informação de Akaike (AIC) toma por base a teoria de decisão e penaliza os modelos com maior número de parâmetros para evitar excessos de parametrizações. Esse critério é expresso pela seguinte forma:

$$AIC = -2 \times (logL(\theta; y)) + 2p, \tag{21}$$

em que $logL\left(\theta;y\right)$ é a função de log-verossimilhança maximizada sob o modelo considerado, p e o número de parâmetros a serem estimados. Para tomada de decisão em relação a qual o modelo utilizar. Por conseguinte, o modelo selecionado será aquele que apresentar o menor valor AIC.

Erro Quadrado Médio de Previsão (EQMP)

Segundo Morettin & Toloi (2006), o Erro Quadrado Médio de Previsão pode ser usado para comparar a eficácia entre modelos de previsão, quando se deseja o modelo com melhores previsões. O método é dado por:

$$EQMP = \left[\sum_{h=1}^{n} (VO_{t+h} - VP_{t+h})^{2}\right] / n$$
 (22)

em que h = 1, 2, 3, ..., n; que corresponde as previsões para os últimos n dias.

Diagnóstico de Modelo

Uma suposição usual é de que as realizações que compõe a série de resíduos sejam independentes e identicamente distribuídos de acordo com uma distribuição normal de média 0 e uma variância comum σ^2 . Um teste que pode ser utilizado para verificar a normalidade dos resíduos é o de Kolmogorov-Smirnov, visto na subseção 2.3.1.

Em seguida, menciona-se um método que testa a significância conjuntamente das m primeiras autocorrelações dos resíduos.

Teste de Box-Pierce-Ljung

O teste de Box-Pierce-Ljung é um teste sugerido pela literatura, em que a estatística de teste é dada por:

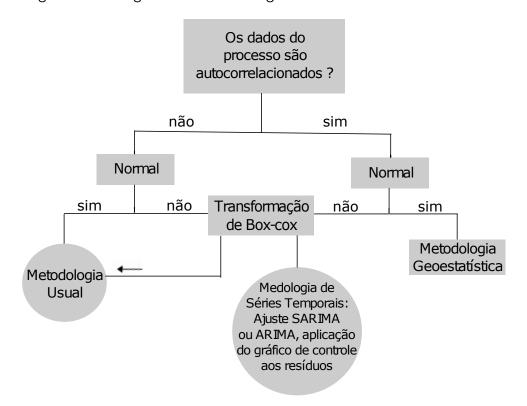
$$Q = n(n-2) \sum_{k=1}^{m} \frac{r_k^2}{n-k} \approx \chi_m^2$$
 (23)

Para um Q maior que o qui-quadrado, rejeita-se a hipótese nula, portanto a série não é ruído branco; se Q for menor que o qui-quadrado, não rejeita-se a hipótese nula, aceitando que a série é um ruído branco (EHLERS, 2007).

2.3.3 Aplicação da metodologia

O método proposto no presente trabalho é aplicável em três situações: (i) quando o processo é autocorrelacionado, caso em que é necessário supor que a seqüência de observações da variável resposta possa ser ajustada por um modelo ARIMA qualquer e (ii) quando o processo é normal, entretanto autocorrelacionado, neste caso utiliza-se a metodologia Geoestatística (iii) quando o processo não é autocorrelacionado, dependendo se tem ausência de normalidade, os dados originais sofrem uma transformação. O esquema geral do método proposto é apresentado na Figura 3.

Figura 3 – Fluxograma das metodologias de controle utilizadas no estudo.



2.4 Resultados e Discussão

A aplicação da metodologia utilizada desenvolveu-se com o uso da estatística básica, Tabela 3, observando-se os parâmetros relacionados a qualidade d'agua considerados mais importantes, pois são indicadores de poluição ambiental. Esses parâmetros foram: Temperatura, Sólidos totais, Turbidez, Potencial hidrogeniônico, Oxigênio dissolvido, Demanda química de oxigênio e Coliformes totais. A escolha destes parâmetros analisados trimestralmente pelo Projeto Minas, em que os os padrões de qualidade para a água são definidos pelo Conselho Nacional do Meio Ambiente (CONAMA), através de Resolução nº 357 de 2005.

Tabela 3 – Resumo descritivo dos parâmetros da qualidade da água nos pontos Montante e Jusante, na foz do Rio Pará.

Variáveis	Montante					
	Miní mo	1° Qu .	Mediana	Mé dia	3° Qu .	Maxí mo
Temperatura	19	22.6	24.85	24.26	26.9	31
Sólidos Totais	60	80	94	152.4	178.8	782
Turbidez	3.73	17.95	43.7	116.26	127.5	1032
pН	6	6.77	7.12	7.04	7.34	8
OD	4.1	6.4	6.9	6.78	7.4	8.5
DQO	5	7.62	12	14.2	19.1	56
Coliformes Totais	2	725	2300	9228	7000	$1.60e^{5}$
Variáveis			Jusar	nte		
	Miní mo	1° Qu .	Mediana	$M\'edia$	3° Qu .	Maxí mo
Temperatura	16.1	22.3	24.35	24.24	26.4	32
Sólidos Totais	53	73	88.5	125.6	136	518
Turbidez	4.45	12.93	32.4	82.9	106.2	914
рН	6.1	6.9	7.3	7.19	7.5	8.2
OD	5	6.87	7.2	7.29	7.9	9.1
DQO	4	6.87	11.5	11.83	15	45
Coliformes Totais	53	450	1950	10560	8750	160000

Pressupostos

No Controle Estatístico de Processos (CEP) o padrão pressuposto é o paramétrico, assumindo-se que os dados seguem alguma distribuição e não possuem autocorrelação entre as unidades amostrais.

Normalidade

A estatística de gráficos e os limites de controle dependem do pressuposto de normalidade e, como tal, as propriedades desses gráficos são exatas somente se esta suposição é satisfeita. No entanto, em muitas aplicações se a distribuição de probabilidade é desconhecida ou não é normal, o desempenho do gráfico de controle padrão para tais situações é afetado podendo causar,

alarmes falsos. A Tabela 4, referente ao teste de Kolmogorov-Smirnov, para os parâmetros nos pontos Montante e Jusante na foz do Rio Pará.

Tabela 4 – Teste de normalidade para ás Variáveis nos pontos Montante e Jusante na foz do Rio Pará.

Variáveis	Montante		Jusante		
	D	p-valor	D	p-valor	
Temperatura	0.0825	0.6790	0.0809	0.7020	
Sólidos Totais	0.2362	0.0004*	0.2142	0.0018*	
Turbidez	0.2542	0.0001*	0.2678	$3.68e^{-02}*$	
рН	0.12857	0.162	0.10563	0.3646	
OD	0.0904	0.5632	0.0758	0.7746	
DQO	0.2097	0.0024*	0.1339	0.1311	
Coliformes Totais	0.3625	$4.22e^{-06}*$	0.32361	$2.44e^{-04}*$	

 $p - valor < 5\% \Rightarrow$ rejeição da hipótese nula.

Observa-se que para os parâmetros: temperatura, potencial hidrogeniônico, oxigênio dissolvido em ambos os pontos (Montante e Jusante) e Demanda química de oxigênio na Jusante apresentaram uma distribuição normal, ao nível de 5% de significância.

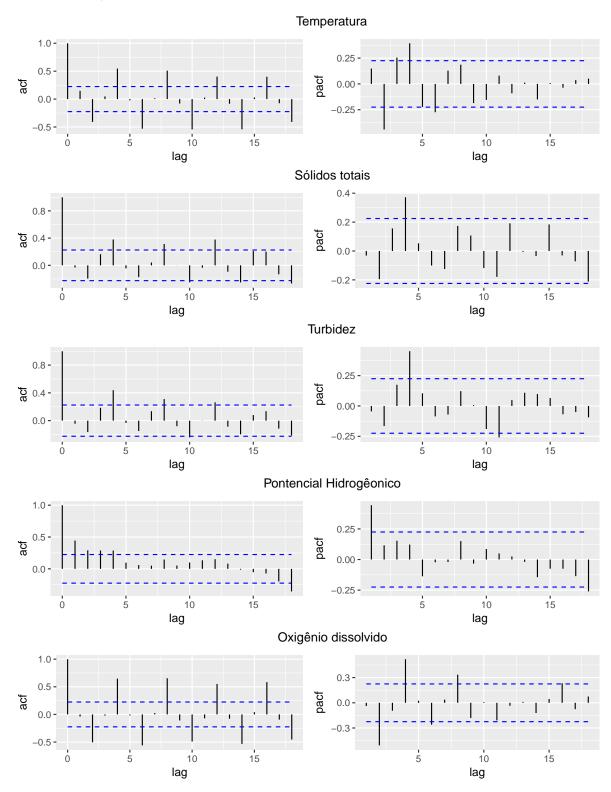
Entretanto quanto os parâmetros: Sólidos totais, Turbidez, Coliformes totais em ambos os pontos (Montante e Jusante) e Demanda química de oxigênio na Montante, não atenderam o pressuposto da normalidade. Logo para esses parâmetros há uma necessidade de averiguar procedimentos alternativos, que sejam flexíveis e robustos, que aplicados metodologias vistas nas seções 2.3.2.1 e 2.3.2.3.

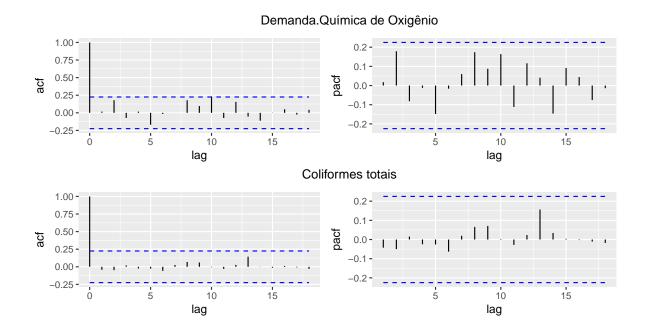
Autocorrelação

Para a aplicação dos gráficos de controle é necessário que os dados atendam a suposição de ausência de autocorrelação, sendo de extrema importância a investigação da autocorrelação do grupo de informações. A presença da autocorrelação compromete o desempenho dos gráficos de controle, no sentido em que se podem confundir as causas especiais e comuns no processo (CRUZ et al., 2014).

As Figuras 4 e 5, representam as funções de autocorrelação e parcial, para os parâmetros referentes a Montante e Jusante, respectivamente do Rio Pará.

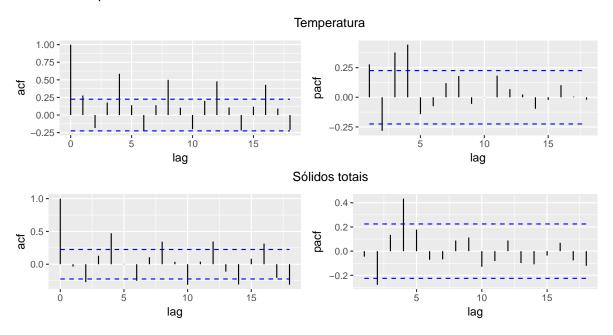
Figura 4 – Funções de autocorrelações (acf) e autocorrelação parcial (pcaf), para os parâmetros no ponto Montante localizado na foz do Rio Pará.

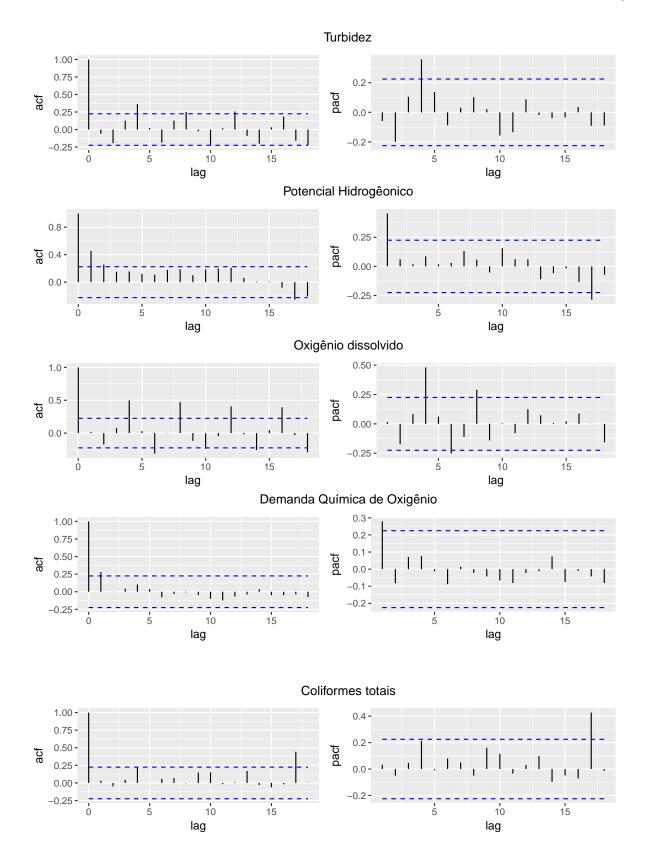




Constata-se na Figura 4, com exceção dos parâmetros: Demanda química de oxigênio e Coliformes totais, os demais parâmetros se apresentam autocorrelacionados. De acordo com Henning et al. (2014), esta violação é sempre presente no controle da qualidade da água, pois na maioria dos parâmetros regidos por elementos inerciais; quando menor o intervalo de tempo entre as unidades amostrais maior a presença de correlação.

Figura 5 – Funções de autocorrelações (acf) e autocorrelação parcial (pcaf), para os parâmetros no ponto Jusante localizado na foz do Rio Pará.





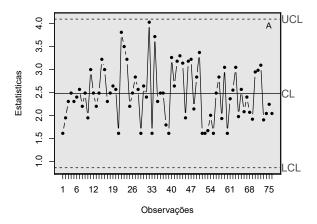
Observam-se que os parâmetros analisados no ponto Jusante, demostram-se autocorrelacionados, de acordo com Figura 5, valendo salienta-se que o parâmetro Coliformes totais

neste ponto, tem uma minima autocorrelação, só detectada a partir do lag~17, o que torna viável a utilização da metodologia usual apresentada na seção 2.3.2.1.

Metodologia Usual

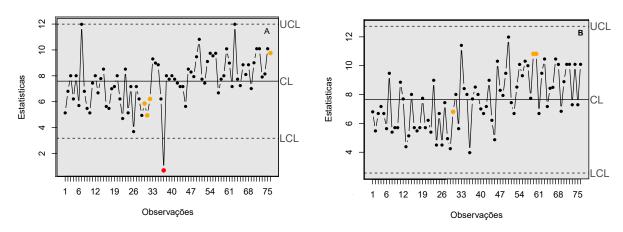
Como visto anteriormente 2.3.1, no caso do não atendimento do pressuposto da normalidade uma alternativa conservadora é a aplicação de uma transformação aos dados na tentativa de que estes encontrem aderência ao modelo normal. Logo aos parâmetros: Demanda química de oxigênio no ponto Montante e o Coliformes totais em ambos os pontos, foram utilizados a transformação exponencial e em seguida a utilização do método Usual.

Figura 6 – Gráfico de Controle usual, após a transformação de Box-Cox para o ponto Montante, para o parâmetro Demanda Química de Oxigênio na foz do Rio Pará.



Observa-se que no gráfico da metodologia usual, logo após a transformação, os dados aderiram a uma distribuição normal de acordo com o teste de Kolmogorov-Smirnov (p-valor=0,3859) para parâmetro Demanda química de oxigênio, não houve a existência de pontos sequências segundo Montgomery (2004), ou seja, uma sequência de 7 pontos ou mais, acima ou abaixo da linha da média. Com relação ao controle de processo, estão sob o controle estatístico e não apresentam comportamento sistemático ou não-aleatório.

Figura 7 – Gráficos de Controle usuais, após a transformação de Box-Cox para os pontos Montante (A) e Jusante (B), para o parâmetro Coliformes totais na foz do Rio Pará.



No gráfico usual para o parâmetro Coliformes totais no ponto Montante (A) foi encontrado um ponto abaixo do limite inferior, evidenciando diferenças de valores de alguns pontos em relação a média do processo, principalmente a partir de amostras coletadas em maio de 2005, caracterizando uma possível falta de controle no processo. Entretanto de acordo com a CONAMA, não comprova risco, pois revela uma baixa concentração.

Entretanto para o ponto Jusante (B) relação ao gráfico de usual, apresentam-se pontos sequenciais acima da linha média, uma sequência que se encontra entre os pontos 58 e 59, o que caracteriza de acordo com Christino et al. (2010) uma indicação de falta de controle, com a necessidade imediata de investigação.

Metodologia Geoestatística

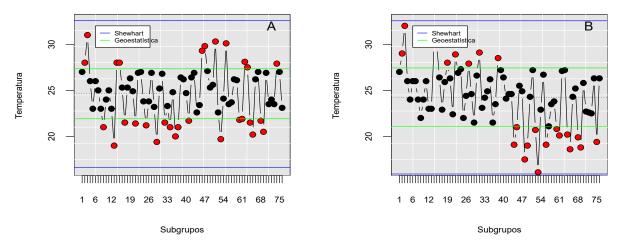
A metodologia usual não será aplicada para os parâmetros estudados que não atenderam os pressupostos simultaneamente. Para os parâmetros: Temperatura, Potencial hidrogeniônico, Oxigênio dissolvido em ambos os pontos (Montante e Jusante) e Demanda química de oxigênio na Jusante, apresentaram uma distribuição normal ao nível de 5% de significância, entretanto as unidades amostrais destes parâmetros se mostram autocorrelacionados.

Logo os gráficos de controle para tais parâmetros foram construídos pela metodologia Geoestatística, com estimadores baseados em um semivariograma amostral. No gráfico para a Temperatura em ambos os pontos (Figura 8), foi utilizado o estimador V_1 que leva em consideração o $lag\ 1$, como relevante na autocorrelação.

De acordo com a Tabela 3, a temperatura média é 24.26° C para a Montante (A), com flutuações em torno da mesma, entretanto para para a Jusante (B) que tem média aproximada, observa-se que a partir da unidade 40, ou seja, a partir de fevereiro de 2007, uma redução na temperatura considerada uma causa especial, pois está abaixo do limite inferior de controle,

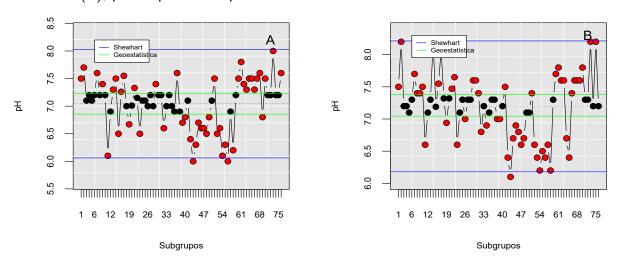
caracterizando uma tendência (Figura 8).

Figura 8 – Gráficos de Controle, via geoestatística para os pontos Montante (A) e Jusante (B), para o parâmetro Temperatura na foz do Rio Pará.



O gráficos para o parâmetro Potencial hidrogeniônico (Figura 9) em ambos os pontos Montante (A) e Jusante (B), foi utilizado o estimador V_3 , que uma média dos semivariogramas amostrais de ordem 1 até M, escolhido mediante a função de autocorrelação. Os gráficos apresentam causas especiais, entretanto não ultrapassam os limites impostos pela CONAMA, que especifica um intervalo entre 6 e 9, para águas classe 2.

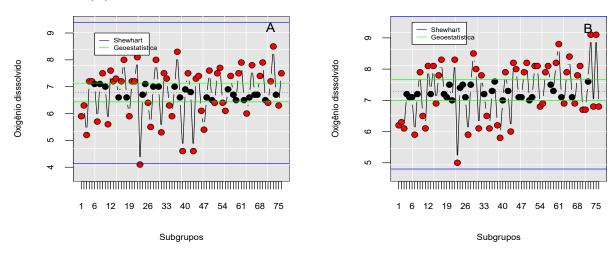
Figura 9 – Gráficos de Controle, via geoestatística para os pontos Montante (A) e Jusante (B), para o parâmetro pH na foz do Rio Pará.



Observam-se que os valores do parâmetro: Oxigênio dissolvido, nos gráficos de controle para os pontos Montante (A) e Jusante (B) , se encontram fora dos limites de controle (Figura 10), a função de autocorrelação por apresentarem comportamento semelhante em ambos os pontos, adotou-se o mesmo estimador de Geoestatística V_1 , entretanto não caracterizando

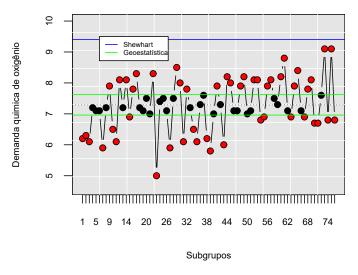
periodicidade e tendências para cima ou para baixo, observa-se que a unidade amostral de número 23, que corresponde a janeiro de 2003, em ambos os pontos, esteve abaixo do limite permitido pela CONAMA, para águas classe 2, deve estar acima de 5mg/L, o que caracteriza uma grande quantidade de matéria orgânica em decomposição ao longo do percurso, que compreende entre a Montante e Jusante na foz do Rio Pará.

Figura 10 – Gráficos de Controle, via geoestatística para os pontos Montante (A) e Jusante (B), para o parâmetro Oxigênio dissolvido na foz do Rio Pará.



Com relação ao parâmetro Demanda química de oxigênio (Figura 10), o gráfico indica uma tendencia crescente a partir da amostra de nº39, correspondente ao terceiro trimestre de 2007, ou seja, existe um aumento gradual de poluentes neste ponto. Deve-se ressaltar que a resolução 357/05 do CONAMA não faz referência ao parâmetro de demanda química de oxigênio (DQO) na classificação dos corpos d'água e nos padrões de lançamento de efluentes líquidos, estabelecendo apenas a Demanda Bioquímica de Oxigênio (DBO). Resoluções complementares continuam sem preconizar a DQO nos parâmetros de lançamento de efluentes.

Figura 11 – Gráficos de Controle, via geoestatística para a Jusante, para o parâmetro Demanda química de oxigênio na foz do Rio Pará.



Metodologia Séries Temporais

De acordo Montgomery (2004), a abordagem de modelos de séries temporais em controle de qualidade, tem se revelado útil quando a série de dados é autocorrelacionada consiste modelar a estrutura correlacional, ou seja, usar o modelo para remover a autocorrelação dos dados, e aplica-los aos gráficos de controle.

Para alcançar uma especificação satifastória da relação entre os modelos que foram utilizados, foi testado, através do método Dickey-Fuller aumentado, a estacionaridade das séries, considerando até o lag de número quatro, ao nível de 5% de significância. Os resultados obtidos estão descritos na Tabela 5.

Tabela 5 – Teste de Dickey-Fuller aumentado, para as Variáveis nos pontos Montante e Jusante na foz do Rio Pará.

Variáveis	Monta	nte	Jusan	te
	Estatística ${\cal T}$	p-valor	Estatística ${\cal T}$	p-valor
Sólidos Totais	-2.3668	0.4258	-2.1258	0.5242
Turbidez	-2.0222	0.5664	-2.3505	0.4324

^{*} $p-valor < 5\% \Rightarrow$ rejeição da hipótese nula.

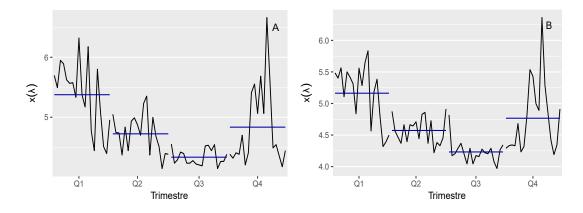
As evidências sugeriram que as séries relacionadas as variáveis Sólidos totais e Turbidez em ambos os pontos estudados, não rejeitamos a hipótese nula de que as mesmas não possuem raiz unitária, ou seja o processo é estacionário.

Parâmetro Sólidos totais

Para o parâmetro Sólidos totais, nos pontos Montante e Jusante, percebe-se que ambas as séries são estacionárias na média confirmada pelo teste de Dickey-Fuller, entretanto ambas as séries não apresentaram uma distribuição normal, neste caso considerou-se uma transformação sugerida por Box & Cox (1964), como o λ obtido foi -0.007, ou seja, próximo de zero, o logaritmo natural foi a transformação adequada para estabilizar a variância.

Para confirmar a presença da sanzonalidade e identificar tendências são apresentados os gráficos de sanzonalidade, Figura 12 para ambos os pontos. As séries apresentam um padrão intra-anual de variabilidade, com períodos de alta concentração de substancias orgânicas e inorgânicas presentes nas águas no quarto trimestre.

Figura 12 – Análise gráfica da sanzonalidade, trimestral para os pontos Montante (A) e Jusante (B), para o parâmetro Sólidos totais na foz do Rio Pará.



Para o procedimento de modelagem, considerou-se as séries transformadas. A identificação do modelo baseou-se na metodologia sugerida por Box e Jenkins (seção 2.3.2.3), para detalhes ver Brockwell & Davis (2016).

Segundo Box et al. (2015) para fazer a identificação dos modelos é essencial estudar o comportamento da função de autocorrelação (FAC) e da função de autocorrelação parcial (FACP). As Figuras 4 e 5 apresentam a FAC e FACP das séries relacionadas a variável Sólidos totais percebe-se a autocorrelação significativamente diferente de zero na defasagem 4, o que evidencia que existe correlação serial. Além disso, percebe-se que a FAC em ambos os pontos tem comportamento senoidal que não se anula bruscamente, indicando um processo de médias móveis e sazonal.

Tabela 6 – Modelos SARIMA propostos, com os respectivos critérios de seleção AIC e EQM, para a variável Sólidos totais em ambos os pontos (Montante e Jusante), na foz do Rio Pará.

Variável	Mo	ntante		Jı	usante	
variavei	SARIMA	Critério	de Seleção	SARIMA	Critério	de Seleção
	$(p,d,q)(P,D,Q)_4$	AIC	EQM	$(p,d,q)(P,D,Q)_4$	AIC	EQM
	(0,0,1)(0,1,0)	112.41	0.2499	(0,0,1)(0,1,0)	77.51	0.1539
Sólidos totais	(0,0,1)(0,0,1)	119.14	0.2485	(0,0,1)(0,0,1)	90.96	0.1714
Solidos totais	$(0,0,1)(0,1,1)^*$	97.14	0.1928	$(0,0,1)(0,1,1)^*$	69.03	0.1310
	(0,0,1)(0,2,0)	176.72	0.6640	(0,0,1)(0,2,0)	137.93	0.3754
	(0,0,1)(0,2,1)	123.62	0.2491	(0,0,1)(0,2,1)	90.38	0.1528

^{*}Modelo considerado parcimonioso.

Feito a identificação das ordens autorregressivas e de médias móveis, do melhor modelo para representar os dados, baseou-se nos critérios de informação de Akaike (AIC) e nas medidas de qualidade do erro quadrático médio (EQM). Os modelos ajustados com seus valores de AIC e das medidas de qualidade são apresentados na Tabela 6.

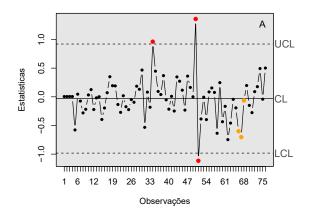
Observou-se, Tabela 6, que os menores valores obtidos para os critérios de informação e medidas de qualidade foram evidenciados para um modelo $SARIMA(0,0,1)(0,1,1)_4$, isto para o ponto Montante e o modelo $SARIMA(0,0,1)(0,1,1)_4$ para a Jusante. Sendo assim, esses tornam-se os modelos de interesse.

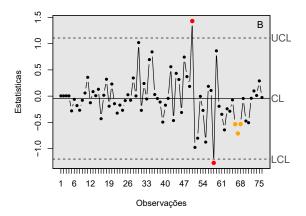
Tabela 7 – Diagnóstico do resíduos dos modelos adotados, para Sólidos totais em ambos os pontos (Montante e Jusante) na foz do Rio Pará.

Pontos	Kolmogorov-	-Smirnov	Box-Piero	e-Ljung
1 Ontos	Estatística D	p-valor	X-squared	p-valor
Montante	0.12842	0.1493	0.0064287	0.9361
Jusante	0.10732	0.3222	0.00035868	0.9849

Para verificar a adequação do modelo, foi diagnosticado os resíduos dos modelos para ambos os pontos, de acordo com a teoria estatística estabelece suposições básicas das propriedades do mesmo, tais como, não correlação e normalidade dos erros (WEI, 1994). A Tabela 7, apresenta os testes para a normalidade e correlação dos resíduos. Observa-se que não há evidência contra a hipótese de ausência de autocorrelação dos resíduos para ambos os pontos, como também contra a hipótese de normalidade. Desta forma, conclui-se que os modelos descrevem adequadamente os dados, validando o uso destes.

Figura 13 – Gráficos de Controle, via séries temporais para os pontos Montante (A) e Jusante (B), para o parâmetro Sólidos totais na foz do Rio Pará.





Nos gráficos apresentados Figura 13, para o parâmetro Sólidos totais foram encontrados dois pontos acima do limite superior na Montante e um na Jusante, evidenciando diferenças de valores de alguns pontos em relação a média do processo, principalmente a partir de amostras coletadas em novembro de 2009, caracterizando uma possível falta de controle no processo. Verifica-se que estes pontos acima do limite superior, ou seja, acima de 3 desvios-padrão, podem estar ligado à heterogeneidade dos dados coletados. Os pontos 53 na Montante e 51 na Jusante (correspondente ao 4ª trimestre de 2009), acima do limite superior corresponde respectivamente aos valores 782 mg/l e 580 mg/l, que conforme a determinação da CONAMA, para águas superficiais o máximo permitido para classe 2 é 500 mg/l.

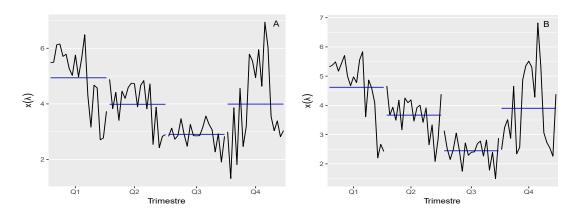
Esses pontos alertam que a um aumento na produção de sedimentos em bacias hidrográficas e está estritamente relacionado aos processos de urbanização em regiões próximas, pois ela promove a alteração da cobertura do solo através da colocação de pavimentos impermeáveis e implantação de dutos subterrâneos de escoamento pluvial. Segundo Basso et al. (2012), o crescimento populacional e edificações em áreas urbanas geram maior impermeabilização do solo, facilitando o aumento do escoamento superficial e, assim, ocasionando impactos negativos ao ambiente, principalmente problemas de inundação urbana. Ainda de acordo com IGAM (2013), em 2010 a população das principais comunidades nesta bacia hidrográfica do rio Pará era 17.341 habitantes com previsão para 2030 de 23.605 habitantes, sendo necessário ações enérgicas para evitar o crescimento urbano desordenado, afetando a qualidade da água nesta bacia.

Parâmetro Turbidez

Para o parâmetro Turbidez, nos pontos Montante e Jusante, percebe-se que ambas as séries são estacionárias na média confirmada pelo teste de Dickey-Fuller, entretanto ambas as séries não apresentaram uma distribuição normal, neste caso considerou-se uma transformação de Box-Cox, como os $\lambda's$ obtidos foram -0.03 e -0.045, ou seja, próximos de zero, o logaritmo

natural foi a transformação adequada para estabilizar a variância em ambos os pontos.

Figura 14 – Análise gráfica da sazonalidade, trimestral para os pontos Montante (A) e Jusante (B), para o parâmetro Turbidez na foz do Rio Pará.



Observou-se os gráficos de sazonalidade (Figura 14), a presença da sazonalidade e identificou-se em ambos os pontos uma tendência decrescente até o terceiro trimestre. As séries apresentam um padrão intra-anual de variabilidade, com alta concentração no quarto trimestre, decorrente da presença de substâncias em suspensão na água.

Os gráficos referentes a FAC quanto na FACP (Figuras 4 e 5) em ambos os pontos. Embora não sejam significantes no 1° e 2° lag's, notou-se haver movimento alternado, dentro da faixa delimitada no correlograma pelas duas linhas limite (tracejadas), tanto na FAC quanto na FACP, levando à suposição da presença de componente sazonal.

Ao término da fase de identificação, partimos para a etapa de estimação, supondo a presença de processo MA(1), complementado por indícios de presença de componente sazonal, do SMA(q). Os modelos estimados apresentados na Tabela 8.

Tabela 8 – Modelos SARIMA propostos, com os respectivos critérios de seleção AIC e EQM, para a variável Sólidos totais em ambos os pontos (Montante e Jusante), na foz do Rio Pará.

Variável	Mo	ontante		Jı	usante	
variavei	SARIMA	Critério (de Seleção	SARIMA	Critério	de Seleção
	$(p,d,q)(P,D,Q)_4$	AIC	EQM	$(p,d,q)(P,D,Q)_4$	AIC	EQM
	(0,0,1)(0,1,0)	114.44	0.3099	(0,0,1)(0,1,0)	76.60	0.1640
Turbidez	(0,0,1)(0,0,1)	120.14	0.2554	(0,0,1)(0,0,1)	92.96	0.1415
Turbidez	$(0,0,1)(0,1,1)^*$	95.62	0.2030	$(0,0,1)(0,1,1)^*$	70.42	0.1245
	(0,0,1)(0,2,0)	172.80	0.6744	(0,0,1)(0,2,0)	140.25	0.4040
	(0,0,1)(0,2,1)	122.64	0.2524	(0,0,1)(0,2,1)	91.40	0.1635

^{*}Modelo considerado parcimonioso.

Observou-se, Tabela 8, que os menores valores obtidos para os critérios de seleção foram evidenciados para um modelo $SARIMA(0,0,1)(0,1,1)_4$, em ambos os pontos (Montante e Jusante). Sendo assim, esses tornando o modelo satisfatório para ambos os pontos.

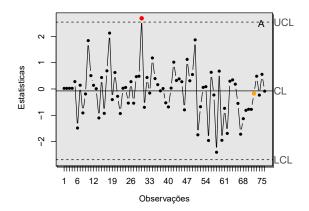
Tabela 9 – Diagnóstico do resíduos dos modelo adotado, para Turbidez em ambos os pontos (Montante e Jusante) na foz do Rio Pará.

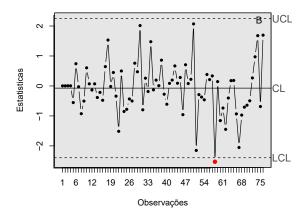
Pontos	Kolmogorov-	-Smirnov	Box-Piero	e-Ljung
1 Ontos	Estatística D	p-valor	X-squared	p-valor
Montante	0.10892	0.3055	0.00021148	0.9884
Jusante	0.10732	0.3222	0.00035868	0.9849

De acordo com o modelo especificado $SARIMA(0,0,1)(0,1,1)_4$, os resíduos do modelo estimado serão um ruído branco, assim, os coeficientes de autocorrelação dos resíduos devem ser estatisticamente iguais a zero. A Tabela 9, revela que os resíduos efetivamente apresentam comportamento aleatório (ruído branco), logo, o modelo é adequado no que se refere à análise dos resíduos. Mediante os resultados obtidos pelo diagnóstico dos resíduos constatou-se que os mesmos atendem os pressupostos básicos para aplicação dos gráficos de controle.

Apresentam-se a seguir, os gráficos de controle com metologia usual para os pontos Montante (A) e Jusante (B), para mostrar o comportamento do parâmetro Turbidez. Observando a Figura 15, percebe-se que o processo está fora de controle para ambos os pontos, e apresenta um comportamento cíclico e ambos os pontos tem oscilações, ou seja variações semelhantes, que implica que a Turbidez tem um comportamento semelhante em ambos os pontos, entre a Montante e Jusante não existe fatores que influenciem na suspensão de sólidos e sedimentos na água.

Figura 15 – Gráficos de Controle, via séries temporais para os pontos Montante (A) e Jusante (B), para o parâmetro Turbidez na foz do Rio Pará.





A Variável Tubidez é caracterizada com relação a qualidade da água, a suspensão de materiais, ou seja, partículas e algas dissolvidas, dificultando a penetração da luz. Neste estudo, dois valores da Turbidez estiveram fora do limite superior do controle, entretanto não se apresentou valores acima do estipulado pela CONAMA, ou seja, com relação a qualidade desta água não há problemas relacionados a materiais em suspensão, apesar que verifica-se que uma grande relação entre os trimestres de eventos chuvosos e os valores de Turbidez. Relação essa que se ver nos trabalhos de Danelon & Rodrigues (2013), Oliveira et al. (2004) e Hepp & Santos (2009).

2.5 Considerações

Os valores encontrados de temperatura nos pontos amostrais informam que há um equilíbrio no meio, diretamente influenciado pela estação seca e chuvosa e pelo período do dia. A resolução 357/05 não estabelece limites para tal parâmetro.

No parâmetro sólidos totais, as concentrações encontradas foram baixas em todos os pontos amostrais, porém, os pontos 53 na Montante e 51 na Jusante (correspondente ao 4 a trimestre de 2009) foram os que apresentaram as maiores concentrações.

Foram encontrados valores de turbidez dentro do limites estabelecidos pela resolução nº 357/2005 do CONAMA em todos os pontos amostrais. Destaca-se que a amostra 33 na Montante apresentou a maior concentração no mês de outubro, isto se deve provavelmente, devido ao período chuvoso, aliado à falta de mata ripária neste ponto.

O grau de comprometimento da qualidade da água no Rio São Francisco na Montante e Jusante compreendendo na foz do rio Pará relacionado ao potencial de hidrogeniônico (pH) é baixo, apresentou duas amostras na Montante, iguais ao limite estipulado pela Resolução de nº 357/2005 do Conselho Nacional do Meio Ambiente, que dispõe sobre a classificação dos corpos de água e diretrizes ambientais para seu enquadramento. O parâmetro pH apresentou-se em alguns pontos de controle elevada variabilidade dos dados, em ambos os casos (Montante e Jusante), que apresentaram uma distribuição normal ao nível de 5% de significância e autocorrelacionadas, não atendendo as suposições de independência das amostras.

Entretanto para a Demanda química de oxigênio, na jusante no Rio Pará, observou-se um aumento gradual a partir do 3º trimestre de 2007. O aumento de efluentes lançados diretamente no rio, pode causar contaminação, principalmente, a vida aquática e o solo.

Para tratar a autocorrelação foi aplicado uma metodologia de geoestatística, além de ser uma alternativa mais viável devido a sua facilidade e rapidez, não necessita a modelagem dos dados e posteriormente gráficos de controle aos resíduos do modelo. A metodologia utilizada permitiu definir algumas considerações importantes, tais como uma proposta de monitoramento

do nível do pH da água, através do Controle Estatístico de Processo.

Para os parâmetros Oxigênio dissolvido e coliformes totais, as concentrações encontradas em todo o período amostral, encontram-se de acordo com os limites da resolução 357/05 do CONAMA para águas de classe II, mostrando assim, que o ambiente está conservado.

Mudanças Climáticas

Diante de uma melhor compreensão sobre os impactos das mudanças climáticas sobre os recursos hídricos tem sido o maior desafio no gerenciamento e planejamento na gestão dos recursos naturais, especialmente em regiões de baixa precipitação e distribuição espacial-temporal heterogênea (ZHAO et al., 2013). Portanto as mudanças climáticas devido as incertezas envolvidas seja pela variabilidade natural do clima ou à ação antropogênica que determina incrementos na concentração de gases de efeito estufa na atmosfera (MARENGO, 2010).

As mudanças climáticas, embora ocorram em escala global, seus impactos variam muitas vezes de região para região. Portanto, a análise das mudanças nas variáveis meteorológicas (principalmente, precipitação e temperatura) representa uma tarefa importante na detecção de mudanças climáticas em escala regional (GOCIC; TRAJKOVIC, 2013).

3.1 Caracteristicas da área de estudo

O Estado de Minas Gerais está localizado na região sudeste do Brasil. Possui uma área de $586.528,29 \ km^2$ o que corresponde a, aproximadamente, 7% da área total do País. Suas coordenadas geográficas são: no extremo norte $14^{\circ}13'52''$ e no extremo sul $22^{\circ}55'22''$. A leste $39^{\circ}51'23''$ e a oeste $51^{\circ}02'56''$. O Estado faz limite ao norte e nordeste com o Estado da Bahia com uma extensão de $1182 \ km$; a leste com o Estado do Espírito Santo com $570 \ km$; a sudeste faz fronteira com o Estado do Rio de Janeiro com $452 \ km$; ao sul e ao sudeste com o Estado de São Paulo com $1300 \ km$, a oeste faz fronteira com Mato Grosso do Sul com $76 \ km$, e a noroeste os Estado de Goiás e o Distrito Federal com $1145 \ km$ e $24 \ km$ respectivamente, como pode ser observado na Figura 16.

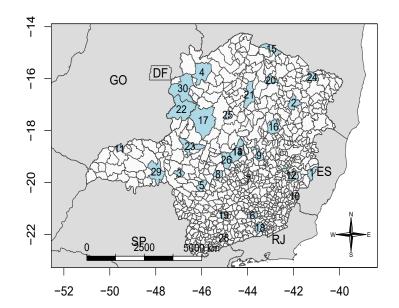


Figura 16 – Localização das cidades do Estado de Minas Gerais analisadas.

O clima é influenciado por diversos fatores, pois como não faz fronteira com o oceano, a distância do oceano contribui para uma maior amplitude do ciclo diurno da temperatura do ar. Já a variação na topografia que está entre 76 a 2892 m, aproximadamente, favorece de circulações de mesoescala (brisa de vale), que age diretamente na direção e intensidade do vento. Além disso, áreas com maior elevação possuem temperaturas mais amenas que aquelas próximas ao nível do mar (REBOITA et al., 2015), sua classificação climática e de Koppen-Geiser.

Segundo Rao et al. (2016), outro fator que influência o clima é o tipo de uso e ocupação do solo: áreas florestadas tendem a usar a energia recebida do Sol na evapotranspiração, enquanto áreas de solo descoberto e urbanizadas a utilizam para se aquecer, impactando diretamente a variação diurna da temperatura do ar . De acordo com Reboita et al. (2010) tem cerca de 44% de sua área utilizada para a agricultura intensiva distribuída por todo o território, e 18% correspondente às porções mistas de agricultura e floresta/vegetação degradada. Os setores central e noroeste do estado apresentam vegetação do tipo cerrado, ocupando uma área aproximada de 18%. Observa-se a presença expressiva desse bioma na região da serra do Espinhaço e uma pequena parcela de vegetação do tipo caatinga sobre a porção norte de MG, não alcançando 6% da área total. Em relação às vegetações de maior porte, remanescentes da Mata Atlântica, estas compreendem uma porcentagem próxima a 8% da área do estado.

Com relação a precipitação no estado de Minas Gerais, há alguns estudos que apresentam a distribuição espaço-temporal da chuva, mas incluindo pouco postos pluviométricos, pode ser citado Souza et al. (2011) que utilizou-se normas climáticas, isto é, médias de dados

climatológicos calculadas para períodos consecutivos de 30 anos, com enfoque a relação do fenômeno El Ninõ-Oscilação Sul (ENOS) e Minuzzi et al. (2007), estudaram a relação do El Ninõ com a precipitação na região sudeste do país durante o verão, entretanto não obtiveram influencia entre esse fenômeno e a precipitação. Ainda de acordo com Coelho et al. (1999), observaram a influencia do Enos em todo o Brasil em 206 estações meteorológicas no período de 35 anos. Estes autores verificaram que apenas no verão há anomalias negativas significativas advindas do ENOS (La Ninã) sobre a precipitação em Minas Gerais.

3.2 Conjunto de dados

Para este estudo foram utilizadas séries históricas de dados diários climatológicos de precipitação e temperatura (Tabela 10 e Figura 16) da Região de Minas Gerais em 30 estações meteorológicas pertencentes ao Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), disponibilizado pelo Banco de Dados Meteorológicos para Ensino e Pesquisa (BDMEP) entre os anos de 1975 a 2016 (41 anos), avaliando as mudanças climáticas se durante este período, foram estatisticamente significativas ou não.

E para maior confiabilidade nos resultados foram consideradas apenas as estações contendo séries históricas com no mínimo 30 anos de dados, pois de acordo a Organização Meteorológica Mundial (OMM) agência especializada das Nações Unidas para a meteorologia, recomenda pelo menos 30 anos de dados para que se tenha uma confiabilidade na caracterização climática de uma região.

Imputação de dados faltantes

As séries históricas de precipitação que apresentaram dados faltantes, foram submetidas a técnica de imputação de dados, o método utilizado foi o da Ponderação Regional. É um método simplificado, geralmente utilizado para o preenchimento de séries mensais e anuais, onde as falhas de um posto são preenchidas através de uma ponderação com base nos dados de pelo menos três postos vizinhos, que devem ser de regiões climatológicas semelhantes a do posto em estudo e ter uma série de dados de no mínimo dez anos. Sendo x a estação que apresenta falhas e por A,B e C as estações vizinhas, pode-se determinar a precipitação desta estação através da seguinte equação 1:

$$P_{x} = \frac{1}{3} \left(\frac{M_{x}}{M_{a}} P_{a} + \frac{M_{x}}{M_{b}} P_{b} + \frac{M_{x}}{M_{c}} P_{c} \right) \tag{1}$$

Em que: P_x : É a variável que guardará os dados corrigidos.

 M_x : Média aritmética da estação com falha.

 M_a, M_b e M_c : Média aritmética das estações vizinhas.

Tabela 10 – Características geográficas dos locais das estações utilizadas no estudo.

n°	Código da Estação	Estação	Latitude (S)	Longitude (O)	Altitude (m)
1	83595	AIMORES - MG	$-19^{\circ}49'$	$-41^{\circ}07'$	82,74
2	83442	ARACUAI - MG	$-16^{\circ}83'$	-42° 05'	289
3	83579	ARAXA - MG	$-19^{\circ}60'$	$-46^{\circ}94'$	1023,61
4	83384	ARINOS - MG	$-15^{\circ}91'$	$-46^{\circ}10'$	519
5	83582	BAMBUI - MG	-20° 03'	-45° 00'	661,27
6	83689	BARBACENA - MG	$-21^{\circ}25'$	$-43^{\circ}76'$	1126
7	83587	BELO HORIZONTE - MG	-19° 93'	$-43^{\circ}93'$	915
8	83533	BOM DESPACHO - MG	$-19^{\circ}68'$	$-45^{\circ}36'$	695
9	83589	C DO MATO DENTRO - MG	-19° 02'	-43° 43'	652
10	83639	CAPARAO - MG	$-20^{\circ}51'$	$-41^{\circ}90'$	843,18
11	83514	CAPINOPOLIS - MG	$-18^{\circ}71'$	$-49^{\circ}55'$	620,6
12	83592	CARATINGA - MG	$-19^{\circ}73'$	$-42^{\circ}13'$	609,65
13	83037	CORONEL PACHECO - MG	$-21^{\circ}55'$	$-43^{\circ}26'$	435
14	83536	CURVELO - MG	$-18^{\circ}75'$	$-44^{\circ}45'$	672
15	83538	DIAMANTINA - MG	$-18^{\circ}23'$	$-43^{\circ}64'$	1296,12
16	83338	ESPINOSA - MG	$-14^{\circ}91'$	$-42^{\circ}80'$	569,64
17	83488	ITAMARANDIBA - MG	$-17^{\circ}85$	$-42^{\circ}85$	914
18	83481	JOAO PINHEIRO - MG	$-17^{\circ}73'$	$-46^{\circ}17'$	760,36
19	83692	JUIZ DE FORA - MG	$-21^{\circ}76'$	$-43^{\circ}36'$	939,96
20	83687	LAVRAS - MG	$-21^{\circ}75'$	$-45^{\circ}00'$	918,84
21	83683	MACHADO - MG	$-21^{\circ}68'$	$-45^{\circ}94'$	873,35
22	83437	MONTES CLAROS - MG	$-16^{\circ}68'$	$-43^{\circ}84'$	652
23	83479	PARACATU - MG	$-17^{\circ}24'$	$-46^{\circ}88'$	712
24	83531	PATOS DE MINAS - MG	$-18^{\circ}51'$	$-46^{\circ}43'$	940,28
25	83393	PEDRA AZUL - MG	$-16^{\circ}00'$	$-41^{\circ}28'$	648,91
26	83483	PIRAPORA - MG	$-17^{\circ}35'$	$-44^{\circ}91'$	505,24
27	83570	POMPEU - MG	$-19^{\circ}21'$	$-45^{\circ}00'$	690,91
28	83736	SAO LOURENCO - MG	$-22^{\circ}10'$	-45° 01'	953,2
29	83577	UBERABA - MG	$-19^{\circ}73'$	$-47^{\circ}95'$	737
30	83428	UNAI - MG	$-16^{\circ}36'$	$-46^{\circ}88'$	460

 P_a, P_b e P_c : É o dado da estação vizinha, ao posto com falha, do mesmo ano que utilizamos para preencher a falha.

Logo após o preenchimento das falhas nas séries históricas foi efetuado um método complementar aos dados, o Método da Dupla Massa, é um tipo de análise, para verificar a homogeneidade dos dados. Este método consiste em selecionar os postos de uma região, acumular para cada um deles os valores (mensais ou anuais conforme a análise), plotar em um gráfico cartesiano os valores acumulados correspondentes ao posto a consistir (eixo ordenado) com os valores médios das precipitações mensais acumuladas em vários pontos da região (eixo das abcissas) que servirá como base para comparação (OLIVEIRA et al., 2010).

Para as séries históricas de temperatura com falhas foi utilizada a técnica de imputação múltipla de dados faltantes Markov Chain Monte Carlo (MCMC) que é um método de Monte Carlo baseado na cadeia de Markov que gera a partir dos elementos atuais, com uma certa probabilidade, a amostra é gerada de forma aleatória, promovendo uma melhor convergência para mínimos locais.

3.3 Teste de tendências das séries temporais

Os dados referentes ao regime pluviométrico e temperatura foram utilizados os testes estatísticos para detecção de tendências em séries de observações hidrológicas são apresentados na literatura, com destaque para os testes classificados como paramétricos e não-paramétricos. Os testes paramétricos são baseados no pressupostos da normalidade e independência da amostra, enquanto os não-paramétricos não necessitam de especificação prévia do modelo populacional, exigindo apenas a independência entre os elementos da amostra (KEENER et al., 2010).

Neste presente contexto, os teste não paramétricos utilizados: O teste Mann-Kendall (KENDALL, 1970) e o estimador de declive de Sen (SEN, 1968) para detectar as tendências das variáveis meteorológicas na totalidade das séries históricas e por fim, o teste de Pettit (PETTITT, 1979), para verificar a homoscedasticidade da serie estudadas.

3.3.1 Teste de Mann-Kendall

De acordo com Yue et al. (2002), dada uma série $(X_1, X_2, ..., X_n)$ proveniente de uma amostra de n variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas (idd), a estatística do teste MK é dada por:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^{n} sinal(X_j - X_i),$$
(2)

em que: X_i representa os valores da série, em geral tomados em intervalos de tempo, i e j são os índices de tempo, e n é o número de elementos da série. O termo $sinal(X_j - X_i)$ é determinado por:

$$sinal(X_j - X_i) = \begin{cases} +1, & \text{se } (X_j - X_i) > 0, \\ 0, & \text{se } (X_j - X_i) = 0, \\ -1, & \text{se } (X_j - X_i) < 0, \end{cases}$$
(3)

Ainda segundo Kendall (1970) explicitam que a estatística S segue aproximadamente uma distribuição normal para $n \geq 8$. Para dados sem elementos vinculados, a estatística de teste apresenta média E(S) e variância Var(S) dadas respectivamente por:

$$E(S) = 0$$

$$Var(S) = \frac{1}{18} [n(n-1)(2n+5)]$$

em que: t_j é o número de dados com valores iguais num certo grupo j.

A significância do teste MK pode ser verificada através de um teste bilateral, com estatística padronizada Z_{MK} expressa por:

$$Z_{MK} = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{Var(S)}}, & \text{se} \quad S > 0, \\ 0, & \text{se} \quad S = 0, \\ \frac{S-1}{\sqrt{Var(S)}}, & \text{se} \quad S < 0, \end{cases}$$
 (4)

A hipótese nula (H_0) , para ausência de tendência na série, é rejeitada caso $|Z_{MK}| > Z_{\alpha/2}$, onde α é o nível de significância adotado e $Z_{\alpha/2}$ é o valor da distribuição normal padrão com probabilidade de excedência de $\alpha/2$. O sinal de $|Z_{MK}|$ indica se a tendência é crescente $(|Z_{MK}| > 0)$ ou decrescente $(|Z_{MK}| < 0)$. O nível de significância comumente utilizado é $\alpha = 0,05$, como é o caso do presente estudo.

3.3.2 Estimador de declive de Sen

O teste de Mann-Kendall permitir detectar tendências estatisticamente significativas, portanto não fornece estimativas das magnitudes dessas tendências. Por tal motivo, a sua aplicação foi complementada por um estimador estatístico da tendência, designadamente, o estimador de declive de Sen, inicialmente proposto por Sen (1968), e descrito, de acordo com Moreira & Naghettini (2016) e Portela et al. (2011), por:

$$Q_{ij} = \frac{X_j - X_i}{j - i} \quad \text{com} \quad i < j, \tag{5}$$

em que: X_i e X_j representam os valores da variável em estudo nos meses i e j. Valor positivo ou negativo para Q indica tendência crescente ou decrescente, respectivamente. Se há n valores na série analisada, então o número de pares estimados de Q é dado por N=n(n-1)/2. O estimador de declive de Sen é a mediana dos N valores de Q_i .

3.3.3 Teste de Pettit

Para investigar se as séries temporais hidrológicas que foram estudadas apresentaram mudanças bruscas, foi utilizado o teste de Pettit (PETTITT, 1979), utiliza a versão do teste de Mann-Whitney, por meio do qual pode-se verificar se duas amostras $X_1,...,X_t$ e $X_{t+1},...,X_T$ fazem parte de uma mesma população. A estatística U_t,T é feita por meio da contagem do número de vezes que a primeira amostra é maior que a segunda, e pode ser descrita da seguinte forma:

$$U_t, T = U_{t-1,T} + \sum_{i=1}^{T} sgn(X_i - X_j) \quad para \quad t = 2, ..., T$$
 (6)

em que: sgn(x) = 1 para X > 0; sgn(x) = 0 para X = 0; sgn(x) = 1 para X < 0. Essa estatística localiza o ponto onde houve mudança brusca na média de uma série temporal, e sua significância pode ser calculada pela equação a seguir:

$$p(t) = 1 - exp\left(\frac{-6k_{i,T}^2}{T^3 + T^2}\right) \tag{7}$$

O ponto de mudança brusca é o t onde ocorre o máximo de k(t). Os valores críticos de K podem ser calculados pela equação:

$$K_{crit} = \pm \sqrt{\frac{-lm\left(\frac{p}{2}\right)T^3 + T^2}{6}} \tag{8}$$

3.4 Resultados e Discussão

3.4.1 Comportamento do Regime pluviométrico das cidades em Estudo

A Tabela 11, apresenta a precipitação média mensal e anual das séries históricas das cidades em estudo. A partir das cidades avaliadas ficou em evidência uma distribuição irregular das mesmas, distinguindo o período chuvoso e seco. O período chuvoso tem inicio em meados de setembro prologando-se até o mês de abril. Os elevados índices de variação $(\hat{\sigma})$ são encontrados nos meses de inverno, mas possuem valores médios inferiores e desvios padrão menos elevados. Salvo as exceções das cidades de Diamantina e Pirapora que no primeiro trimestre, estas cidades apresentaram uma distribuição que difere das demais cidades analisadas, que a cidade de Diamantina que sofre com a influência da altitude (1296,12 m). No caso de Pirapora (505,24 m) sofre com interferência do fenômeno El Niño, que provoca a antecipação da estiagem, de acordo com Fonseca et al. (2016).

Ainda referente a Tabela 11, foram observadas as médias históricas anuais, onde podemos destacar as estações de Machado com uma média de 1482,8 mm e Caratinga com média de 1532,05 mm, em um período de 35 anos, esse registro não opõe-se à média geral para o semiárido segundo Rocha (2009). Observa-se que as médias anuais acima 1200 mm, ocorrem em postos localizados na regiões oeste, sul e central do Estado de Mina Gerais; enquanto os postos ao norte e leste do Estado apresentam valores menores, médias abaixo de 1200 mm. Essas médias são similares aos totais de Silva (2014) e Souza et al. (2011).

Verifica-se que o regime pluviométrico anual em Minas Gerais varia em função do relevo e da posição geográfica, variando entre 727,9 mm no norte de Minas até áreas com precipitação próximas de 1532,05 mm na região sul/sudoeste de Minas. A duração do ciclo das chuvas está relacionada com a precipitação média anual. Áreas com baixos índices pluviométricos

apresentam início do período chuvoso mais tardio em relação às áreas com maiores pluviosidades. O mês de janeiro coincide com a época de maior precipitação pluviométrica em todas as áreas homogêneas de precipitação. A duração do ciclo das chuvas varia entre 3 e 7 meses.

Segundo Silva (2014), os maiores valores anuais de totais de precipitação (1200mm-1600mm), ocorrem nos pontos localizados nas regiões Oeste, Sul, e Central de Minas Gerais, em compensação em pontos localizados entre o norte e o leste do Estado mostram menores valores (800mm-1100mm e 1000mm-1200mm), esses totais são semelhantes a resultados encontrados por Souza et al. (2006).

Tabela 11 — Precipitação Média mensal em (mm) com Desvio Padrão $(\hat{\sigma})$ das séries históricas das cidades em estudo.

ANUAL	ŷ														304,72								``								
A	\bar{x}	1.00	757,9	1472,05	1019,57	1380,1	1373,7	1482,2	1313,1	1356,1	1173,3	1361,9	1171,3	1532,05	1062,9	1.367	727,5	1034,9	1271,17	1485,9	1387,2	1499,	980,2	1327,03	1357,06	883,34	1039,2	1139,5	1450,6	1497,3	1313,3
embro															84,2																
Dez			٠.				٠,		٠,				٠.		205,5				٠.												
/embro															125,5																
No	\bar{x}	_			٠.						``				197,8				٠.												
utubro	\bar{x} $\hat{\sigma}$		٠.		٠.		٠.				٠.		٠.		149,6		٠.		٠.												
0			٠.		٠.		٠.						٠.		3 198,1																
tembro			١	٠.	١	٠.	٠.	٠.	١		٠.	٠.	١	٠.	3 148,3	٠.			١	٠.	١	٠.									
S		•	١				٠.				٠.	•		•	6 231,8		٠.	•		•											
Agosto	\bar{x} $\hat{\sigma}$														5 138,6																
		C							٠.						4 175,5																
Julho															,9 147,4																
															132,5 210,9																
Junho			١	٠.	١	٠.	٠.	٠.	١	٠.		٠.	١	٠.	206,2 132	٠.	٠.		_	٠.		٠.				٠.	٠.				١
	$\hat{\tau}$ \bar{x}				١	•		•	٠.		٠.		١		149 20	•			٠.	•									١.		٠.
Maio	\bar{x}	0,	1,0 11	179,0 15		212,9 12			251,7 13	7		~	Ϊ.	235,9 11		165,8 12		· ·	132,3 13			~	_		2	39,3 6	138,9 11	14,2 2	234,3 16	7,7	93,8
	ô	123,0 161	3,0 13	146,0 17	139,8 20	131,0 21		125,4 20	137 25		139,7 21			130 23		87,2 16						_	96,7 5	_			128,1 13		117,5 23	39,5 1	_
Abril	\bar{x}	21 9,70	212,0 10	173,0 14	١	181,7 13	12 17 17	257,1 12	136	83,3 10	201 13		222,1		227 14				149,8 13		37,7		97,3			6'68	115,7 12	28,8	213,5 11	26,5	11 2,09
0	ô	119,4	11,0 2	142,0 1	131,3	158,4	135,6	117 2	140,1						128,1						95,5		89,2	176 1	_	93,5	56,2 1	44,4	88 2	868	92,3
Março	\bar{x}	245,3 1	10,16	230,0 1	١	227,0 1	12,1	191,7	116,4 1	168,1 1		218,6 1			191,5 1				153,1 1			184,8 1		235,6		116,6	40,2	44,7	149,7	63,3	120
iro	ô	127,0 2	103,0	128,0 2			125,8 2	113,6							113,8		113,7		130,1		121		123,6		122,1	81,3	33	8'66	77,5	79,2	102,32
Fevereiro	\bar{x}	196,5	82,0	0'86	167,2	137,1	208,1	9'881	128,1	155,5			202,3		170		2'86		88,5	196,1	105,2				503,9	6'68	20,5	111,3	104,1	6'26	87,6 10
2	ô	111,8 1	94,0 1	97,0 1	13,4 1	141,3 1	98,7 2	117,7 1	31,7 1							116,4					144,2 1			60,7 1		26	77,4	112,7 1	86,6 1	136	132,2
Janeiro	\bar{x}	221,0 1	169,0	214,0	223,4 1		199,3		_	_									219,7		151,7				239,7 1	108,4	29,3		89,2	191,6	
		Aimores	Aracuai	Araxa	Arinos	Bambui	Barbacena	Belo Horizonte	Bom Despacho	Curvelo	C do Mato Dentro	Caparão 2	Capinopolis	Caratinga	Coronel Pacheco	Diamantina	Espinosa	Itamarandiba	João Pinheiro	Juiz de Fora	Lavras	Machado	Montes Claros	Paracatu	Patos de Minas	Pedra Azul	Pirapora		São Lorenço	Uberaba	

3.4.2 Análise de tendência das séries históricas de precipitação

Além da análise exploratória dos dados de precipitação, efetuou-se testes de tendência no intuito de detectar a presença ou não de alterações significativas no regime pluviométrico das cidades do Estado de Minas Gerais. Neste estudo, foram utilizados dois métodos não-paramétricos (Mann-Kendall e o Estimador de declive de Sen) para detectar as tendências das variáveis meteorológicas.

De acordo com os resultados da análise de tendência (Tabela 12) através dos testes de Mann-Kendall e Estimador de Declive de Sen, ao nível de 5% de significância, observou-se que algumas cidades como: Aimores-MG, Aracuai-MG, Caparão-MG, Capinopolis-MG, não apresentaram qualquer tipo de tendência, seja positiva ou negativa, ou seja, acréscimo ou decréscimo na predição de volume pluviométrico, segundo os testes realizados mensalmente nas séries históricas de precipitação.

Analisando os resultados obtidos na metodologia da Curvatura de Sen, percebe-se que a série histórica de total anual indicou a maior intensidade de aumento de chuva por ano (7.783 mm/ano). Assim como nos valores obtidos pela metodologia de Mann-Kendall, percebe-se que as precipitações de primavera e inverno estão em decréscimo (-0.208 e -0.367 mm/ano, respectivamente), e as precipitações anuais, as médias mensais, as chuvas ocorridas nos períodos secos e chuvosos e as precipitações ocorridas nos períodos de verão e outono apresentam tendência de aumento (Sen's slope = 7.783, 0.694, 4.365, 2.293, 5.325, 2.369, respectivamente).

Pelas análises de tendência de Mann-Kendall, das séries pluviométricas de médias mensais dos períodos seco e chuvoso, verificou-se que houve tendência estatisticamente significativa ($p \le 0,05$) em maior número no mês de novembro. Não apresentou tendências negativas ou positivas neste mês, os pontos localizados nas cidades: Araxá, Arinos, Bom Despacho, Curvelo, C. do Mato Dentro, Caparão, Capinopolis, Caratinga, Lavras, Montes Claros, Uberaba e Unai, ou seja, não demostraram nenhuma (negativa ou positiva), neste mês de acordo com a Tabela 12.

Tabela 12 – Testes de tendência Mann-Kendall e Sen's Slope para precipitação para os pontos em estudo.

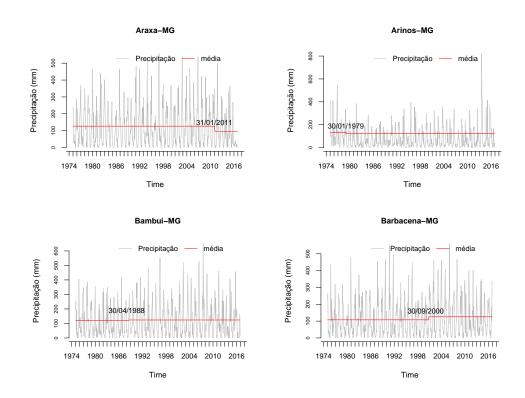
Pontos		Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maio	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
Aimores	Z_{MK}	-0,0732	0,101		-0,1267	-0,0372	0,0327	-0,0338	0,1826	0,0616	0,1173	-0,0244	-0,0151
	$Q_{m \ell d}$	-0,597	1,171		-0,500	-0,044	0,019	-0,027	0,350	0,321	1,886	-0,361	-0,107
Aracuai	N N N	-0,1999	-0,1475 -0 995	-0,0476	-0,0139	-0,0678	0,000	-0,0376	-0,0771	0.000	-0,1291	0,1359	0,0081
,	Z med	-0.1243	-0.2092		-0.3863*	-0.1545	-0.0814	0.2247*	0.4184*	0.4216*	0.2915*	0.0383	-0.3031
Araxa	$Q_{m\ell d}$	-2,080	-2,560	-2,510*	-1,733**	-0,114	0000'0	0,550	2,569*	3,906*	3,579*	0,530	-3,875
, , , ,	Z_{MK}	-0,1733	-0,2208*		-0,2105	0,135	0,1568	0,3171*	.8008,0	0,1103	-0,1243	-0,1395	-0,0871
2	$Q_{m \ell d}$	-0,812	9*07.0-	-0,588*	-0,567	0,250	0,735	4,756*	4,096*	1,141	-1,139	-1,379	-0,767
Bambui	Z_{MK}	-0,3466*	-0,3651*	-0,1173	0,0977	0,4416*	0,4927*	0,3625*	0,176	0,2125*	-0,101	-0,3635*	-0,4247*
	Smed	-1,789" 0 1569	-T,06/"	-0,637	0,765	5,088*	1,867	8,067	2,150	2,693*	-0,859	-4,02*	-4,582"
Barbacena	OMK	2.436	3.738*		4.100*	0,143	0.237	-0,0222	-0.115	-2.105*	-2.439*	-1.887*	1,429
:	Z Med	0.4123*	-0.0825	٠ 🗕	-0.1777	-0.2221*	-0.292*	-0.3142*	-0.3459*	0.1106	0.4235*	0.4555*	0.41
Belo Horizonte	O med	7,455*	-1,289	-1,597	-1,822	-1,075*	-0.6875*	-0.7826*	-0.6688*	0.4632	3,023*	6,111*	10,687*
0	ZMK	-0,2107	-0,245*	-0,2706*	-0,3691*	-0,0256	0,2474*	0,4468*	0,331*	0,0837	-0,043	0,029	-0,2696*
Bom Despacho	Q_{m6d}	-1,286	-0.6750*	-0.5571*	+0.6000*	-0.0941	1,473*	5,115*	7,032*	1,993	-0.5739	0.5500	-2,067*
Ourvelo	Z_{MK}	0,4262*	0,235*	0,2629*	0,2859*	-0,158	+6068,0-	-0,4441**	-0,5152*	-0,2001	-0,0116	0,1731	0,3672*
)	Q_{med}	5,833*	1,981*	3,016*	1,970*	-0,575	-4,412*	-2,500*	-2,800*	-0,863	-0,062	2,865	7,200*
C. do Mato Dentro	ZMK	-0,0569	0,2567*	-0,0708	-0,0755	-0,1921	0,0478	0,0737	0,227*	0,2696	0,3091*	0,1684	-0,0081
	Z med	-0.0012	0.1243		0000	0.0222	0.031	0.100	-0 1191	T,000	0.0569	3,100	0.0837
Caparão	Omed	-0.025	1,892	1,856	0,163	0,058	0,040	0000	0000	000.0	-0.505	-1,033	0,694
	Z_{MK}	-0,0941	9060'0	0,0941	0,0651	0,1813	0,0024	-0,2421	-0,0782	-0,1047	-0,1069	0,0964	0,0778
Capinopolis	$Q_{méd}$	-1,3353	0,6375	0,825	0,3667	0,4	0	-0,1813	90,0-	-0,3818	7,0-	1,2032	1,1542
Caratinga	ZMK	0,0139	0,1116	-0,2022	0,2998*	0,2311*	0,1421	-0,014	0,0529	-0,336*	-0,2544*	-0,4425*	-0,1731
0	$Q_{m 6d}$	0,15	2,33	-2,59	3,72*	1,11*	0,30	10,0-	70,0	-1,64*	-2,20*	-4,17*	-2,58
Coronel Pacheco	N N N	-0,2672" -2 02*	-0,1445	0,1762	0,438#	0,4361"	1,359*	1,5202	0,0674	-0,331*	-0,4007"	-0,4433"	-0,3745*
·	Z	-0.3308*	-0.2283*	-0.0748	0.1395	0.3914*	0.4146*	0.2464	0.1035	0.2334*	-0.2895*	-0.2056	-0.2273*
Diamantina	Q_{med}	-0,506*	-0,460*	-0,178	1,040	5,343*	8,105*	3,450	1,046	3,020*	-2,967*	-1,013	-0,324*
П С	Z_{MK}	0,466*	0,3757*	-0,0477	-0,1731	-0,1278	-0,3965*	-0,383*	-0,3327*	-0,4868*	-0,434*	0,1*	0,3048
1	$Q_{m ed}$	2,517*	1,600*	-0,278	-1,395	-1,486	-3,432*	-2,047*	-1,096*	-0,985*	-0,104*	*000,0	0,150
Itamarandiba	NNK	-0,4333"	-0,3429"	0,1359	0,4983#	0,4974"	0,3779		0,3835	-0,1325	-0,5439*	-0,5831*	-0,4886
	Zmed Zingd	-T, 700	-0.4384*	-0 4304*	-0.546*	-0.442*	0,471	0.3144*	7,557	0.5075*	0.3612*	-4,035	-4,1//
João Pinheiro	$Q_{m\ell d}$	-6,522*	-3,164*	-2,553*	-1,358*	-0,588*	0,257	1,092*	6,162*	7,614*	4,715*	-2,967*	-1,494
1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	Z_{MK}	0,4072*	0,265*	0,5108*	0,3045*	-0,1652	-0,4375*	-0,5375*	-0,4843**	-0,3891*	-0,1754	0,251*	0,5563*
Juiz de Fora	$Q_{méd}$	7,349*	2,446*		1,911*	-0,965	-3,452*	-4,943*	-6,746*	-5,203*	-1,913	2,341*	8,321*
Layras	Z_{MK}	-0,5206*	-0,3858*		-0,431*	0,1001	0,4608*	0,5297*	0,4654*	0,3477*	0,172	-0,1302	-0,4426*
	Q_{med}	-6,667*	-4,378*	-3,161*	-1,457*	0,400	2,705*	6,148*	7,030*	5,826*	1,870	-1,344	-7,336*
Machado	Omba	-5.600*	-1.891		5.382*	7.125*	4.803*	4.396*	1.275*	-1.034	-2.350*	-6.277*	-8.550*
101010	Z_{MK}	0,3072*	0,1224		0,3463*	0,079	0,0024	-0,1689	-0,2936	*6806,0-	-0,3762*	-0,136	0,2474*
	Q_{med}	5,205*	1,500	0,179	2,691*	0,334	0,000	0,000	-0,022	-0,088*	-2,500*	-1,272	3,122*
Paracatu	ZMK	0,2048	0,1916	0,3072*	0,3231*	0,0535	0,2024	-0,0922	-0,3552*	-0,2989*	-0,4737*	-0,3217*	-0,0866
	Z med	0.1952	0.2038*	0.1568	03324#	0,010	0.1213	-0,039	-1,540	-0,200	-0,702	-0,300	0.0813
Patos de Minas	0 med	4.167	4.728*	2.181	4.194*	1.406	0.121	-0.050	-0.053	-0.539*	-1.389	-2.233*	1.669
	ZMK	-0,1103	-0,2451	0,1475	-0,0592	0,1371	-0,0058	-0,05	-0,0792	-0,1247	-0,2593	0,2125*	0,0651
regra Azul	$Q_{m e d}$	-1,088	-1,610	1,309	-0,423	0,252	-0,008	-0,078	-0,053	-0,150	-0,910	2,875*	1,253
Pirapora	Z_{MK}	-0,317*	0,043*	0,2588*	0,4332*	0,417*	0,0814	-0,2427*	-0,1464	-0,0535	-0,4738*	-0,5018*	-0,389*
	Z med	0,000	0,000	-0.2613	-0.2504*	-0.2985*	0,955	-3,000	0.4792*	*802.0	0.3788*	-T,007	-0,263
Pompeu	Omed	-1.777	-1.652	-1.113	-0.843*	-0.136*	0000	0.355*	1.708*	4.215*	5.471*	-0.287	-2.532
-	ZMK	-0,0767	0,0953	0,3194*	0,2766*	0,2636*	0,0813	-0,1684	-0,0662	-0,2022	-0,2925*	-0,2151*	-0,1759
Sao Lourenço	$Q_{méd}$	-0,608	1,205		3,480*	4,625*	1,131	-2,060	-0,626	-1,296	-1,725*	-1,014*	-0,618
Uberaba	Z_{MK}	0,2265*	-0,0232		-0,0907	-0,1097	-0,2333*	0,0163	0,1092	0,1289	0,1963	0,0639	0,0151
	\mathcal{Q}_{med}	3,112*	-0,384	-0,315	-0,041	-0,012	-0,400*	0,063	1,086	1,039	2,610	1,140	0,131
Unai	ZMK	3 900*	0,3956"	0,3951"	0,187	0,1743	-0,0685	-0,2975*	-0,3349*	-0,4939*	-0,4176*	-0,1645	0,1206
	€ mêd	,	1	, ,		,)	5	0	0,1	110	2	1

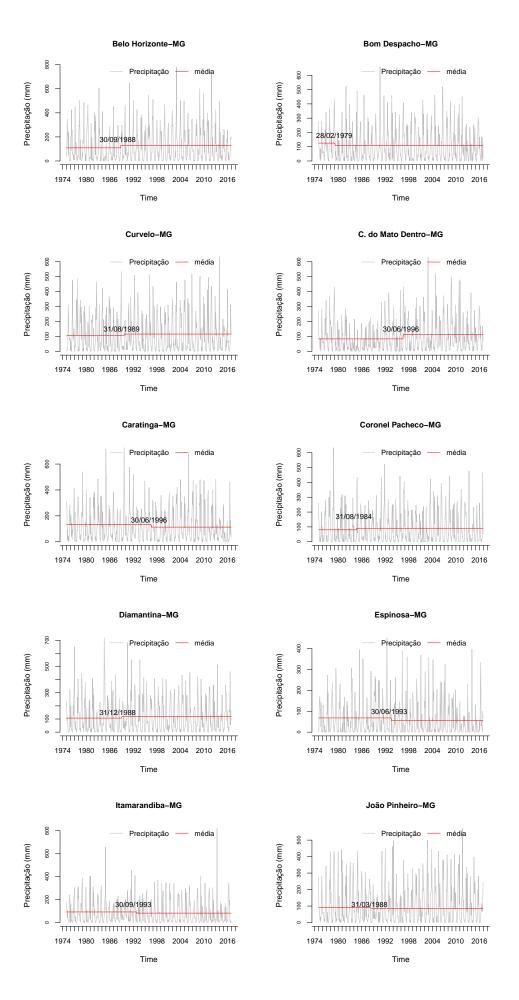
 Z_{MK} : Teste Mann-Kendall; $Q_{m e d}$: Sen's Slope, * : Tendência Significativa Estatisticamente ao nível de 5% de Probabilidade.

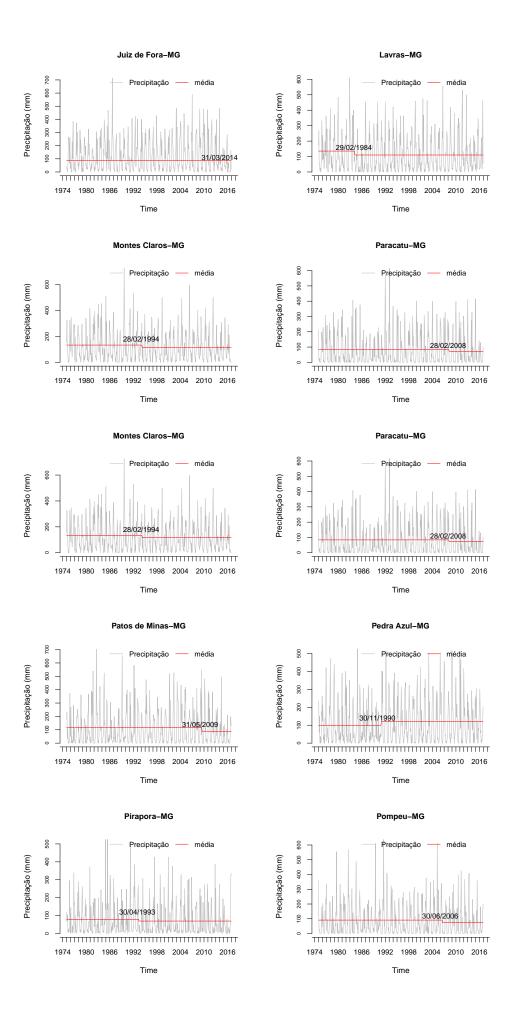
Teste de homogeneidade dos dados de precipitação da séries históricas das cidades que apresentaram tendência significativa.

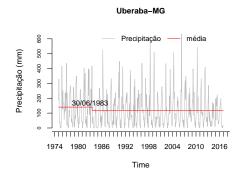
Deste modo, foi aplicado o teste de homogeneidade de Pettit nos dados de precipitação das cidades do Estado de Minas Gerais que apresentaram tendência (positiva ou negativa) com um nível de significância de 5%, assumindo que as cidades que não apresentaram tendência significativa possuem uma série de dados homogênea. Desta forma, os dados são homogêneos se o p-valor calculado foi maior que o nível de significância. No entanto se o p-valor calculado foi menor que o nível de significância adotado (alfa=0,05), rejeitou-se a hipótese nula em que os dados são homogêneos, em favor da hipótese alternativa, em que houve uma alteração nos dados, Figura 17.

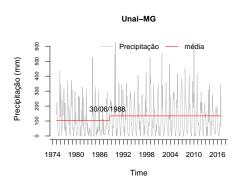
Figura 17 – Teste de homogeneidade de Pettit em dados de precipitação das cidades que apresentaram tendência (positiva ou negativa).











O teste de homogeneidade aplicado aos pontos localizados nas cidades analisadas que apresentaram tendências, mostrou que não necessariamente a variação da média de precipitação mensal é acompanhada de uma mudança abrupta, esta alteração pode ocorrer de maneira discreta ao longo do período analisado, como visto nestes pontos, sendo os dados de precipitação da série histórica homogêneos de acordo com o teste de Pettit ao nível de 5% de probabilidade, e apesar destas cidades apresentarem tendência, de decréscimo ou acréscimo na precipitação, esta variação não ocorreu de modo brusco, ou seja, há possibilidade da ocorrência desta tendência ter iniciado em período anterior ao da série histórica.

O único ponto que mostrou-se significativo com uma mudança abrupta ao nível de 5% de probabilidade, localizado na cidade de Pirapora-MG (p-valor=0.03991), entretanto apresentou tendencia negativa, ou seja, decréscimo na precipitação ao longo do período estudado.

3.4.3 Estudo sobre Anomalia da temperatura máxima em cidades do estado de Minas Gerais.

Visando a detecção de tendências significativas, com a devida quantificação, o teste não paramétrico de MannKendall, complementado pelo estimador de declive de Sen, foi aplicado às temperaturas máximas mensais em análise. A Tabela 13 apresenta os resultados obtidos.

Tabela 13 – Testes de tendência Mann-Kendall e Sen's Slope para temperatura máxima mensal.

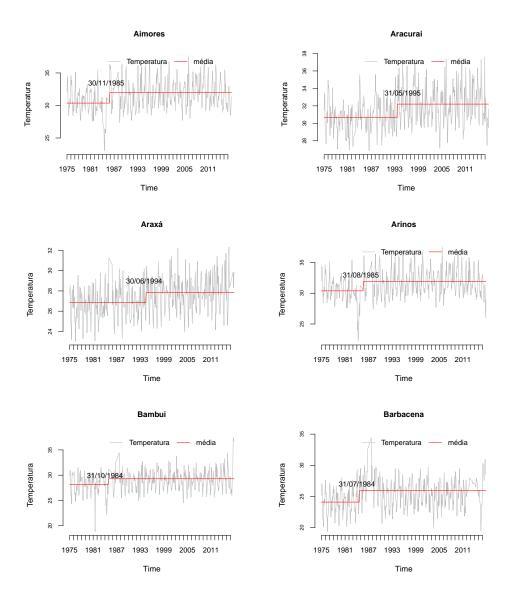
0		2	2:0	NA STORY	< 2 2 2 4 7	Oi CV	0	9	V	0,000	0,411	November	Cadembro
	25.2	0.2404*	0 18	0.0535	0 0987	0.2033	0.2557*	0.3742*	0 1893	0.2497*		0 1568	0 1196
Aimores	Qmed	0,0636	0,0434	0,0107	0,0134	0,0329	0,0434	0,0533	0,0313	0,0601	0,0105	0,0329	0,0361
\ 0 0 0 0	Z_{MK}	0,3171*	0,3264*	0,2544*	0,3101	0,1731	0,1267	0,2218*	0,324	0,3264*	.8628	0,2092	0,2743*
	$Q_{m\&d}$	0,0636	0,0966	0,0517	0,0605	0,0208	0,0189	0,0287	0,0482	0,0695	0,0995	0,0394	0,0532
Araxa	OMK	0,1976	0,0348	-0,3751 -0.0574	-0,134 -0.0217	0,2828	0,3665	0,6702	0,4218	0,2036	0,1348	0.052	0,4566
•	Z_{MK}	-0,1429	-0,1382	-0,0418	0,2278*	0,2381*	0,2985*	0,1684	0,3287*	0,2242*	0,18	0,2033	0,1976
Arinos	Q_{med}	-0,029	-0,0384	-0,0082	0,0315	0,0467	6080'0	0,0281	0,0829	0,0547	0,0589	0,0454	0,0405
Bambui	ZMK	-0,3826*	-0,2149*	0,101	0,3031*	0,3217*	0,3008*	0,3035*	0,3264*	0,1766	-0,0801	-0,2453*	-0,2567*
	Z_{MK}	0,0244	0,0546	0,2288*	0,4286*	0,5215*	0,3635*	0,1952	-0,0395	0,0871	0,0964	0,0337	-0,1257
Barbacena	$Q_{m \ell d}$	0,0062	0,0124	0,0553	0,1112	0,1246	0,0839	0,0642	-0,0116	0,0351	0,0229	6600'0	-0,0298
Belo Horizonte	Z_{MK}	0,1743	0,1916	0,1046	-0,1382	-0,416*	-0,2846*	-0,2706*	-0,0546	0,2846*	0,3672*	0,2497*	0,2172*
	Z med	0,1034	-0,0197	0,0569	0.5842 *	0.5718*	0,4866*	0,3868*	0.4657*	0,4193*	0,4346*	0,2975*	0,2915*
Bom Despacho	Qmed	0,0144	-0,0041	0,0103	0,0991	0,1724	0,1964	0,1431	0,1161	0,1339	0,1253	0,1026	0,0744
Curvelo	Z_{MK}	0,4184*	0,5192*	0,4951	0,194	-0,1545	-0,2729	-0,3672*	-0,2138	-0,0337	0,0012	-0,0221	0,2938*
	Qmed Zxee	0,1008	0,111	0,0932	0,0354	-0,0294	-0,0737	-0,0832	-0,0419	0,0101	0,001	-0,0033	0,0634
C. do Mato Dentro	Q_{mbd}	0,0333	-0,0147	-0,0457	-0,0648	-0,035	-0,038	0,0282	0,0403	0,0628	-0,0016	0,0222	0,0332
O Marie Co	Z_{MK}	0,1243	0,0232	-0,0511	0,0767	-0,0139	0,0383	0,1171	0,0592	0,2776*	0,1591	0,2102	0,2033
000000000000000000000000000000000000000	$Q_{m e d}$	0,0245	0,0034	-0,0098	0,0106	-0,0012	0,0052	0,0201	0,0135	0,0601	0,0437	0,0383	0,0404
Capinopolis	ZMK	0,3055*	0,324"	0,2172"	0,3035*	0,1336	0,2288	0,324"	0,2799*	0,3891*	0,2265*	0,1382	0,2417
(ZMK	-0,1813	-0,2497*	-0,0744	0,2125	0,1196	-0,0708	-0,0708	-0,2892*	-0,0708	-0,2709	-0,1429	-0,2125*
Caratinga	$Q_{m \ell d}$	-0,0449	-0,0479	-0,0128	0,0462	0,0449	-0,0239	-0,0186	-0,0805	-0,0248	-0,0748	-0,0276	-0,0571
Coronel Pacheco	Z_{MK}	-0,2474*	0,1557	0,3519*	0,3919*	0,3566*	0,1916	0,2869**	0,0476	0,0744	-0,0523	-0,101	-0,0894
	Qmed	-0,037	0,0245	0,0859	0,079	0,0676	0,0294	0,048	0,0055	0,0128	-0,0082	-0,0216	-0,0289
Diamantina	Omfa	-0.0034	0.0186	0.074	0.1241	0.0953	0.0946	0.1086	0.0864	0.052	0.017	-0,0133	-0.0306
	Z_{MK}	0,2567*	0,036	0,1591	0,2869*	0,2915*	0,194	-0,0616	-0,324*	-0,1173	0,1604	0,6299*	*2665'0
Espinosa	$Q_{m ed}$	0,0517	0,0098	0,0306	0,0767	0,0528	0,0419	-0,013	-0,0673	-0,0214	0,0265	0,1503	0,1734
Itamarandiba	ZMK	-0,2561*	-0,0337	0,1034	0,1289	0,3821*	0,3844*	0,3751*	0,252*	0,0128	-0,2998*	-0,3612*	-0,3101*
	Q_{mbd}	-0,0632	-0,008	0,0287	0,0339	0,117	0,118	0,1179	0,0602	0,0056	-0,0515	-0,0883	0,0738
João Pinheiro	Omed O	0.0204	-0,0291	-0,0583	0.008	0.0741	0,1606	0.164	0.046	0,0065	0,0018	0.07	0.0573
0.00	Z_{MK}	.6605,0	0,5447**	0,3473*	0,3124*	0,0012	-0,1963	-0,1847	-0,2056	-0,036	-0,043	-0,0685	0,3914*
	Qmed	0,183	0,2376	0,1758	0,0884	0,0016	-0,0484	-0,0462	-0,0388	-0,0119	-0,0109	-0,0183	0,1269
Lavras	$Q_{m\ell d}$	-0,0972	-0,1462	-0,1306	-0,0121	0,0748	0,1237	0,1041	0,0723	0,0715	0,0486	0,0213	0,0079
Operation M	Z_{MK}	-0,0163	0,0267	-0,086	0,4774	0,4704*	0,4293*	0,41*	0,2776*	-0,2218**	-0,403	-0,3537	-0,1697
	Q_{med}	-0,0046	0,0045	-0,0133	0,0847	0,153	0,1743	0,152	0,0572	-0,04	-0,1221	-0,1044	-0,0273
Montes Claros	Ombd	-0.0028	0.0121	0.0246	0.0056	-0.0016	-0.0121	0.0007	-0.0276	-0,018	0.0689	0.1286	0.0147
Paracati	Z_{MK}	0,3148*	0,1916	0,1488	0,0965	0,1057	-0,0453	-0,0499	-0,2683 *	-0,1952	-0,1557	0,122	0,4114*
	$Q_{m \ell d}$	0,0949	0,0307	0,0307	0,016	0,0236	6000,0-	-0,0118	-0,039	-0,0371	-0,0235	0,0244	0,0846
Patos de Minas	Omfa	0.0162	0.0145	0.0145	0.0344	0.0466	0.0071	-0.0058	-0.0525	0.0047	0.0604	0.1053	0.0215
\(\frac{1}{2}\)	ZMK	0,2474*	0,3008*	0,2172*	0,1266	0,0267	-0,0174	0,0697	0,1312	0,324	0,2218	0,1893	0,1684
redra Azul	Q_{m6d}	0,0398	0,0513	0,0513	0,028	8600'0	-0,0043	0,0192	0,0206	0,0572	0,059	0,045	0,0402
Pirapora	Z_{MK} k	0,3473*	0,4959*	0,3858*	0,093	0,0964	0,1475	0,2753	0,0592	-0,1521	-0,3264*	-0,1952*	-0,108
	Z med	0,0709	0,1000	-0 3496*	-0,0101	0,0199	0.5261*	***************************************	0,0143	0.0372	0.0307	0 3357*	0 3403*
Pompen	Ombed	0.0308	0,0025	0.0025	-0,0174	0.0299	0.1075	0.166	0.1113	0.0362	0.0085	0.0598	0.075
() () () () () () () () () () () () () (Z_{MK}	-0,0197	0,0778	-0,1568	0,1498	0,1805	0,2231*	*671,0	-0,2102	-0,4774*	-0,4866*	-0,4472*	-0,115
Sao Lourenço	$Q_{m e d}$	-0,0064	0,022	0,022	0,029	0,0454	0,0431	0,031	-0,028	-0,0907	-0,1197	-0,0903	-0,024
Uberaba	Z_{MK}	0,2358*	0,1754	-0,1405	-0,1127	0,0523	0,2451*	0,3821*	0,3868*	0,1498	0,2616*	0,0511	0,2706
	Z med	0.4309	0.2985*	0.2812*	0.3659*	0.2905*	0.2311*	0.0685	0.0639	-0.0186	0.3868*	0.547*	0.4727*
Unai	Q_{med}	0,0794	0,0726	0,0726	0,1067	0,0634	0,0582	0,0156	0,0158	-0,0053	0,0742	0,1981	0,1545
									•				

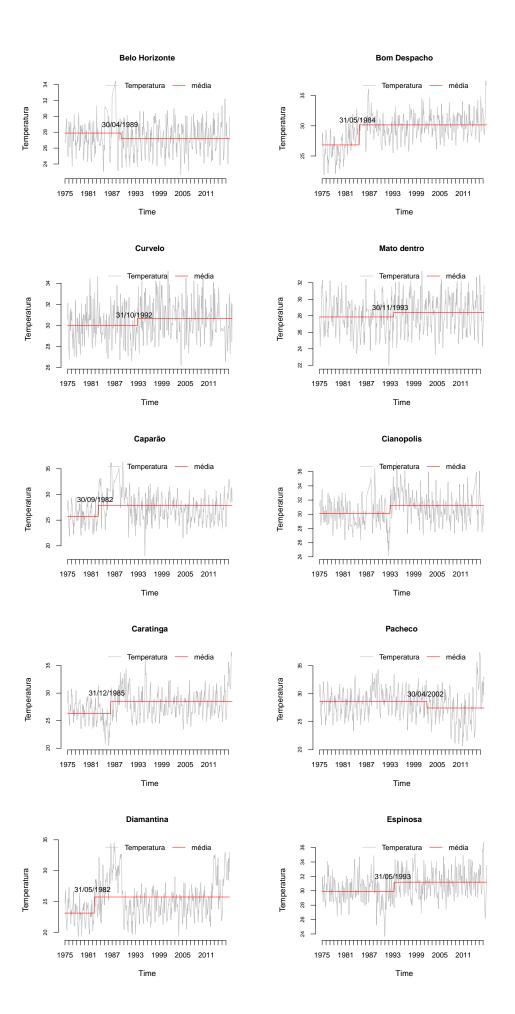
 Z_{MK} : Teste Mann-Kendall; Q_{med} : Sen's Slope, st : Tendência Significativa Estatisticamente ao nível de 5% de Probabilidade.

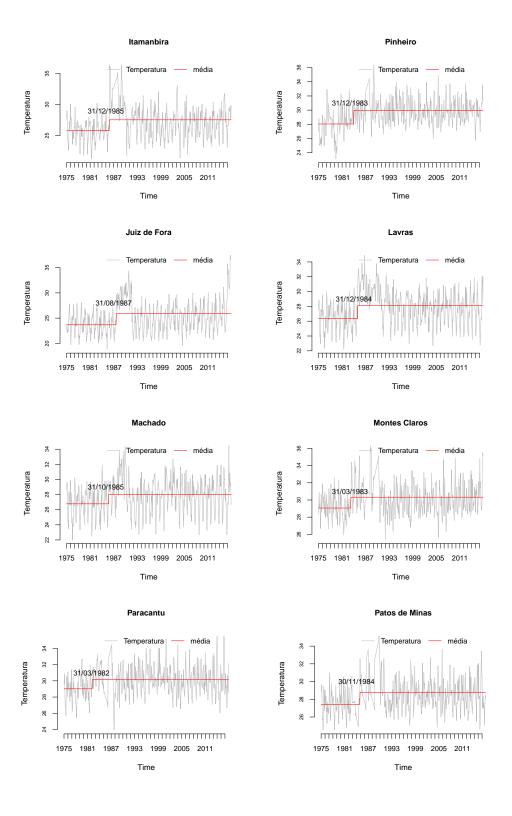
Teste de homogeneidade dos dados relacionados a Temperatura máxima das séries históricas das cidades que apresentaram tendência significativa.

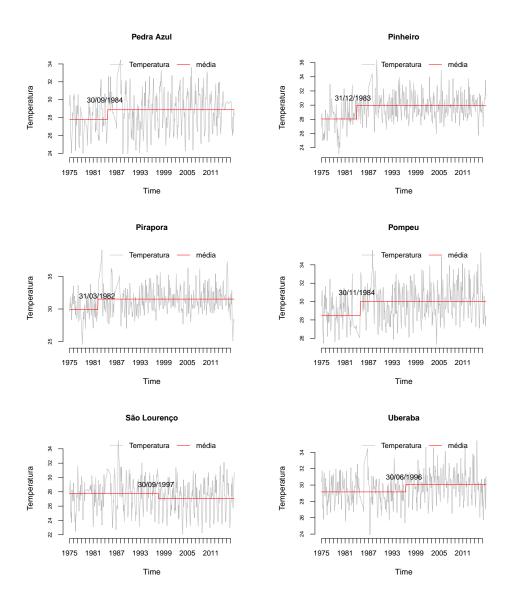
Para investigação se as séries temporais de temperatura máxima, que foram analisadas apresentaram rupturas, ou seja, mudança abrupta em função da tendência positiva que foi apresentada segundo os testes de detecção utilizou-se o teste de Pettitt ao nível de 5% de probabilidade, que verifica a homogeneidade dos dados, constatando se os mesmos pertencem ao mesmo conjunto de dados, Figura 18.

Figura 18 – Teste de homogeneidade de Pettit em dados de Temperatura máxima das cidades que apresentaram tendência (positiva ou negativa).









A única cidade que demostrou uma tendência negativa, ou seja, um decréscimo na temperatura máxima, foi Coronel Pacheco que o teste de homogeneidade detectou uma mudança abrupta no mês de abril de 2002, significativa ao nível de 5%. Localizada na zona da Mata na região leste de Minas Gerais, o regime térmico dessa região é influenciado pela incidência solar, já que o aquecimento do ar ocorre a partir do transporte de calor proveniente da superfície terrestre que é aquecida pelos raios solares, as características do relevo acidentado da região das Matas de Minas revela-se como um fator topoclimático influente na temperatura que impera na região.

O ponto localizado na cidade de Belo Horizonte embora tenha apresentado tendência positiva nos últimos quatro meses do ano, representando um aumento na temperatura de acordo com a série histórica observada, na Tabela 13. A mudança encontrada detectada em

1984 (decaimento na média) não apresentou-se significativa na média dos dados de temperatura máxima (Figura 18). Entretanto os demais pontos mostraram-se com mudanças significativas em média na ordem de $0,6361^{\circ}\text{C}$ de acréscimo na temperatura máxima ao longo do período estudado.

Ainda os pontos localizados nas cidades de São Lourenço, Pirapora, Paracantu, Montes Claros, João Pinheiro, Diamantina e Caparão, tiveram mudanças abruptas significativas que ocorreram nos anos de 1982, 1983 e 1997. Anos que tiveram a presença do fenômeno El Niño, pois influência na distribuição de temperatura da superfície do Oceano Pacífico, este fenômeno afeta os padrões do vento e pode desencadear tanto inundações como secas em diferentes partes do globo. Segundo CPTEC/INPE (2017), no ano de 2007 este fenômeno causou um broqueio atmosférico sobre o Pacífico Sudeste, assim massas de ar seco que atuou no início de março 2007 sobre parte da América do Sul ocasionou temperaturas elevadas e baixos valores de umidade relativa do ar, principalmente nas Regiões Sudeste e Centro-Oeste do Brasil.

No Brasil, o fenômeno El Niño em conformidade com Silva & Mendes (2012) quando da sua atuação, é um dos grandes responsáveis por provocar alterações no padrão climático em diversas regiões brasileiras, com destaque para estiagens na região Nordeste, chuvas acima da média na região Sul e diminuição nos índices pluviométricos da região Norte, provocando secas e incêndios. Na região sudeste, sobretudo nos estados de São Paulo, Rio de Janeiro e grande parte de Minas Gerais, o El Niño provoca mudanças características nas precipitações e temperaturas do ar.

3.4.4 Estudo sobre Anomalia da temperatura mínima em cidades do estado de Minas Gerais.

Em relação a temperatura mínima, foi aplicado os testes de Mann-Kendall, para verificar a existência de tendências e Sen's Slope que calcula a inclinação da tendência de forma linear, observou-se que todos os pontos apresentaram tendências (positivas ou negativas), com exerção de Patos de Minas que não foi detectado nenhuma tendencia, ao nível de 5% de probabilidade, Tabela 14. No município de Unai verificou-se tendências apenas positivas nos quatro primeiros meses do ano.

Analisou-se que os meses de Janeiro e Março, tiveram o maior índice de tendências, nos trinta pontos estudados, dezessete apresentaram tendências significativas nestes meses. Em estudo semelhante por Ávila et al. (2014), em Janeiro (verão) em 43 dos municípios analisados, 21 mostraram tendências significativa no aumento da temperatura minima, e uma taxa de $0,5^{\circ}\text{C}$ por década.

Tabela 14 – Testes de tendência Mann-Kendall e Sen's Slope para temperatura mínima mensal.

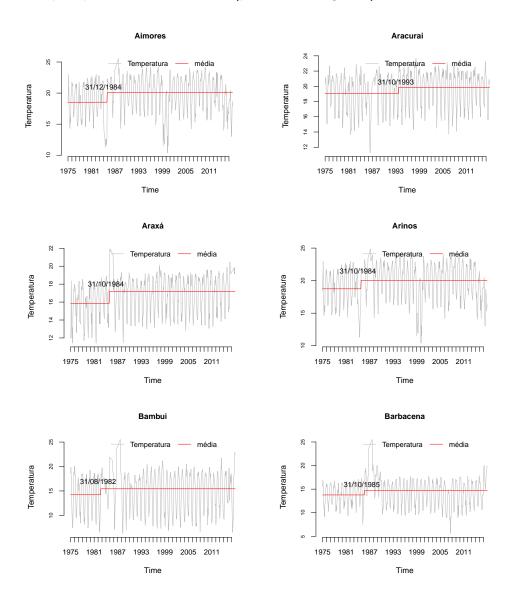
Ponto		Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maio	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
Aimores	Z_{km}	0,1986	0,2636*	-0,0558	-0,1034	0,0801	0,2753*	0,1185	0,0674	0,1568	0,1568	0,1429	0,1777
	$Z_{km}^{m 6 d}$	0,2371*	0,0604	0,2453	0,2242	0,0256	0,2242*	0,1209	0,1173	0,2195*	0,3473*	0,0234	0,115
Aracurai	Q_{med}	0,023	0,0051	0,0271	0,0214	0,0052	0,0343	0,02	0,0174	0,0267	0,0409	0,0198	0,0113
Araxa	Zkm	0,2975*	-0,108	-0,5276	-0,3045	0,0662	0,3533*	0,6508*	0,5842*	0,5253*	0,509*	0,5811*	0,5331*
	Z med	-0.2195*	-0,2311*	-0.1452	-0,0320	0,1046	0.1498	0.194	0.2846*	0.2613*	0.0964	0,0333	-0.108
Arinos	Q_{med}	-0,0633	-0,0822		-0,0271	0,0397	0,0452	0,0658	0,079	0,0602	0,0166	0,0174	-0,0128
Bambui	Z_{km}	-0,4309*	-0,4262*	91	0,1731	0,4518*	0,4727*	0,3626*	0,3101*	0,266	-0,0035	-0,3496*	-0,3021*
	$Q_{m \ell d}$	-0,2837	-0,2301	-0,1023	0,0476	0,1767	0,2256	0,1835	0,1188	0,0735	-2,00E-04	-0,1601	-0,1924
Barbacena	$O_{m\ell d}$	0,0155	0,0098		0,0944	0,0837	0,0202	-0,0244	-0.0707	-0,0791	-0,0682	-0,2203	-0,1289
Belo Horizonte	Z_{km}	0,4053*	0,4448*		0,165	-0,3579*	-0,1976	-0,2417*	-0,0139	0,3058*	0,3659*	0,3161*	0,3984*
	Q_{med}	0,0935	0,0797	0,0467	0,0206	-0,0511	-0,0606	-0,0538	-0,0038	0,0714	0,1335	0,1167	0,0925
Bom Despacho	Zkm	-0,4262*	-0,4695*	-0,5099*	-0,4286*	-0,1312	0,1405*	0,2683*	0,3496*	0,1638	0,0871	0,0755	-0,1614*
-	Z_{km}	0,4648	0,417*		0,4146	-0,0616	-0,3519	-0,3891	-0,4681	-0,18*	-0,0941*	0,18*	0,4053
Curvelo	Qméd	0,1696	0,1451	0,1641	0,1271	-0,0257	-0,1297	-0,1724	-0,1697	-0,067	-0,023	0,0312	0,0968
C. do Mato Dentro	Z_{km}	0,2022*	0,2198		-0,179	-0,0744	0,0267	0,0569*	0,1405	0,2185*	0,2636*	0,2427	0,2102*
	Zmed Z	0.0455	0.044	0.001	***********	0.0337	0,0122	0,0221	0,0851	0,0942	0,0911	0,0658	0,0456
Caparão	Olem	0.026	0.0077		0.0112	0.0079	0.0173	0.0375	0.0179	0.036	0.0297	0.0255	0.0207
	Zrmea	0.2255	0,2092		0.2567*	-0.0662*	0.0499*	0.0151*	-0,0058	0.1591	0.172	0.1266*	0.1823*
Capinopolis	$Q_{méd}$	0,023	0,0212	Ŋ	0,0333	-0,0109	0,0072	0,002	-5,00E-04	0,0293	0,0194	0,02	0,0192
Caratinga	Z_{km}	-0,1069*	-0,1196		0,3287*	0,4053*	0,4067*	0,3974*	0,1359*	-0,0546*	-0,2138*	-0,2962*	-0,2288*
0	Q_{m6d}	-0,0134	-0,0164		0,0688	0,1057	0,1011	0,0867	0,0321	-0,0123	-0,0624	-0,0661	-0,0403
Coronel Pacheco	O meed	-0,4226	-0.0176	0.1169	0,2071	0,434I	0.186	0.1255	0.0567	-0,2368	-0,3961	-0.1298	-0,3267
	Zkm	-0,1986*	-0,187*		0,1893*	0,18*	0,2636	0,2905*	0,2567*	0,3333*	0,0383	-0,2636*	-0,1534*
Diamantina	Q_{med}	-0,075	-0,0583		0,0341	0,0361	0,0655	0,071	0,0607	0,0552	0,0056	-0,0562	-0,0511
Espinosa	Z_{km}	0,5563*	0,5424*	0,2985	0,3519*	0,3542*	0,1429*	-0,2753*	-0,338*	-0,3008	0,1046*	0,5006*	0,5973*
	Q_{m6d}	0,1798	0,0697	0,0326	0,0452	0,0538	0,0173	-0,0597	-0,0889	-0,0814	0,0168	0,1507	0,2175
Itamarandiba	Okm	-0,4193	-0,2846	-0,0463	0.0524	0,3122	0.1763	0.1427	0,5355	0,1797	-0,4333	-0,469	-0,4123
	Z_{km}	*8070,0	-0,2125*	-0,3184*	-0,1916*	0,0302	0,4936*	0,4881*	0,482*	0,3844*	0,2929*	0,2938	0,2636*
Joan Finneiro	$Q_{m e d}$	0,0115	-0,0501		-0,0474	0,0051	0,146	0,2078	0,1346	0,092	0,0478	0,047	0,0409
Juiz de Fora	Z_{km}	0,5912*	0,5447*		0,338*	0,0755	-0,2985*	-0,2799*	-0,3542*	-0,2915*	-0,2218*	-0,1173	0,3821
	C_{med}	0,1207	0,1745	0,1668	0,0971	0,0119	0.0495	-0,0893	0.6089*	-0,0984	-0,0621	-0,0313	0,0772
Lavras	$Q_{m \ell d}$	-0,1349	-0,1973		-0,1056	0,0319	0,1409	0,2015	0,1729	0,1219	0,0661	0,0266	-0,0376
O De que	Z_{km}	-0,5145*	-0,4495		0,4927*	0,4983*	0,4472	0,5006	0,4239	-0,2381	-0,3264	-0,3537*	-0,4425*
	Q_{med}	-0,1622	-0,0676	-0,0049	0,1183	0,2117	0,2318	0,2647	0,1432	-0,0457	-0,1642	-0,2145	-0,2366
Montes Claros	Oxed	0.0374	0.0288	0.037	0.0745	0.0529	0.0362	0.0256	0.0037	-0.022	0.0043	0.0472	0.0564
	Z_{km}	0,2487	0,2218	0,1929	0,115*	-0,0035	-0,0581	-0,1312	-0,172*	+0,020-	-0,1838	-0,2381	0,1405
ralancatu	$Q_{m e d}$	0,0482	0,0514	0,0518	0,0216	-6,00E-04	-0,0082	-0,0217	-0,056	-0,0067	-0,0613	-0,0546	0,037
Patos de Minas	Z_{km}	0,036	0,029	-0,0407	0,2009	0,0871	-0,0383	-0,1057	-0,416	-0,3403	-0,1638	-0,043	0,0081
	Zmed Z	0,0023	0.003	0.0871*	0,0321	0.0303	-0,0129	-0.0194	-0,0546	-0,0644	0.0337*	0.115*	0.0013
Pedra Azul	Q_{med}	0,0302	0,0217	0,0132	0,0145	0,0016	-0,0171	-0,0425	-0,0315	-0,0119	0,0081	0,018	0,0225
Pirangera	Z_{km}	0,0314	0,2938*	0,403*	0,561*		0,3659	0,2636*	0,2324*	-0,2033*	-0,4555*	-0,4262	-0,417
	$Q_{m 6d}$	0,0043	0,1613	0,1734	0,1242	0,0747	0,0462	0,0287	0,0284	-0,032	-0,1341	-0,1454	-0,1065
Pompen	V km	0,0463	-0,4091	-0,0322	7115	-0,2030	0,1345	0,3703	0,403	0,3300	0,3000	0.1177	0,0369
	Z_{km}	-0,1684	0,0221		0,3961*	0,2683*	0,2125*	-0,0813	-0,1661	-0,3264*	-0,3008*	-0,3733*	-0,2497*
Sao Lorenço	$Q_{méd}$	-0,07	0,0052	0,0245	0,1067	0,057	0,0299	7600,0-	-0,0517	-0,0915	-0,1319	-0,1548	-0,0786
Uberaba	Z_{km}	0,2905*	0,0639	-0,0279*	-0,1963	-0,0605	-0,1173	0,1638	0,2417*	0,1999*	0,3812*	0,2417*	0,2347*
	\mathcal{C}_{med}	0,0503	0,0193	-0,0075	-0,0394	-0,0114	-0,0288	0,0319	0,048	0,0347	0,0406	0,0238	0,0334
Unai	C_{m6d}	0,4425	0,5749*	0.0993	0,5128*	0,4648*	0,1407	-0,0407	-0,0964	-0,2079	-0,3217	0.0666	0,351
	١.			-	- -	į	L		-	-	-		

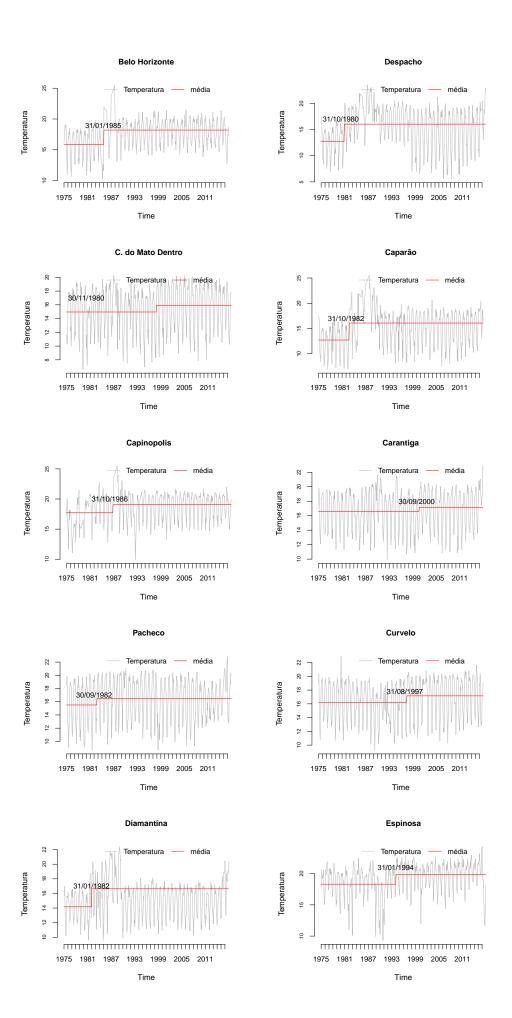
 Z_{MK} : Teste Mann-Kendall; $Q_{m e d}$: Sen's Slope, * : Tendência Significativa Estatisticamente ao nível de 5% de Probabilidade.

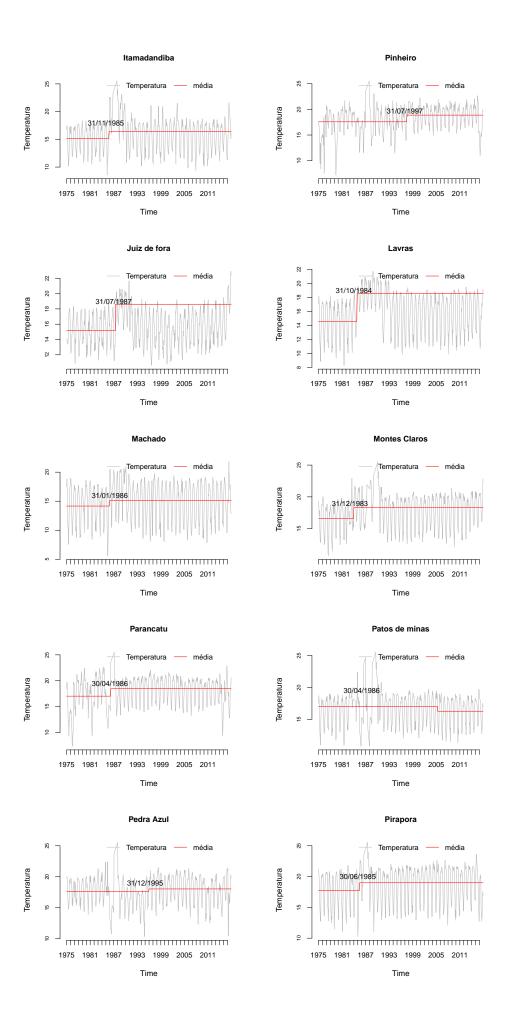
Teste de homogeneidade dos dados relacionados a Temperatura mínima das séries históricas das cidades que apresentaram tendência significativa.

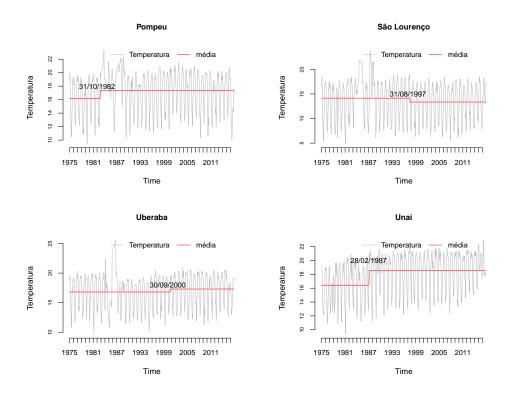
De igual maneira, foi aplicado o teste de homogeneidade de Pettit, nas séries referentes a Temperatura mínima nos pontos georreferenciados de acordo com a Tabela 10, no estado de Minas Gerais, apenas para as séries que apresentaram tendência (negativa ou positiva) ao nível de 5% de probabilidade, visto que de acordo os resultados expostos na Tabela 14, todos os pontos apresentaram tendência significativa, logo verificou-se se existe alteração na homogeneidade em cada série, Figura 19.

Figura 19 – Teste de homogeneidade de Pettit em dados de Temperatura mínima dos pontos que apresentaram tendência (positiva ou negativa).









Os pontos localizados nos limites das cidades de Patos de Minas e São Lourenço, apresentarem uma tendência negativa, representando um decréscimo na temperatura miníma. Entretanto as séries históricas observadas, não apresentaram uma mudança abrupta na média dos dados de temperatura miníma, ou seja, não houve mudança significativa de acordo com o teste de homogeneidade (Figura 19).

No entanto, os pontos nos municípios de Bambui, Carantiga e Pacheco no Estado de Minas Gerais, que apresentaram uma tendência positiva, não apresentaram mudanças bruscas, ao nível de 5% de probabilidade, nestas cidades não foram detectados acréscimos em suas temperaturas minímas, ou seja, não houve mudanças significativas.

Os demais pontos localizados nas cidades: Aimores, Aracurai, Araxá, Arinos, Barbacena, Belo Horizonte, Despacho, C. do Mato Dentro, Caparão, Capinopolis, Curvelo, Diamantina, Espinosa, Itamarandiba, Pinheiro, Juiz de Fora, Lavras, Machado, Montes Claros, Parancatu, Pedra Azul, Pirapora, Pompeu, Uberaba e Unai, apresentaram tendência positiva, uma ruptura da série de dados de temperatura miníma e observou-se mudança abrupta em todos esses pontos. Verificou-se um aumento na temperatura miníma dessas cidades na ordem de $0,9715^{\circ}$ C em média.

Dos trinta pontos analisados, dezessete pontos houveram mudança brusca ocorridos na década de 80, geralmente no $3^{\rm a}$ trimestre do ano, destacando as cidades de Aimores, Araxá e Arinos. Com mudanças altamente significativas (respectivos p-valores: 0.0001864, $3.851e^{-05}$ e

0.0007673). Entretanto os pontos localizados na cidades de Aracuraia e Curvelo, apresentou mudanças abruptas para temperatura miníma no ano de 1993 e 1997 respectivamente, anos esses que foram fortemente influenciados pelo fenômeno El Niño (CPTEC/INPE, 2017).

3.5 Considerações

Analisando séries temporais de temperaturas máximas e minimas até 2006, em Minas Gerais. Minuzzi et al. (2010), utilizando a técnica de regressão, afirma o acréscimo nos 44 anos (1961 a 2004) analisados, nas localidades e meses foram suficientes e consistentes, exceto no município de Uberaba. Os resultados evidenciaram o aumento das temperatura máximas e minímas, embora que perceptível que este comportamento não é gradual.

Ainda de acordo com Minuzzi et al. (2010) e Flannery (2007), o aumento da temperatura pode haver uma participação antropogênica, consequente do aumento da pressão de vapor, a maior concentração de poluentes no ar, como o CO_2 , teria o acumulo de energia, aquecendo a atmosfera cada vez mais. Seguindo essa mesma linha de raciocínio Vose et al. (2005), realizaram análises com tendências nos extremos da temperatura global e a consequente implicação na amplitude térmica em 5400 estações meteorológicas distribuídas em 54% da superfície terrestre, mostrou uma tendência de aumento na temperatura miníma na ordem de $1,86^{\circ}$ C/século e na máxima $0,88^{\circ}$ C/século, ficou confirmado a redução na amplitude. Quando analisado o efeito urbano, ou seja, considerou-se apenas as estações em áreas urbanas com população acima de 50 mim, o que totalizou 1300 estações. Na América do Sul houve aumento significativo para a temperatura miníma a partir de 1970, como pronunciado por FLANNERY, aponta como fator principal o aumento da nebulosidade.

Conclusão

Com relação a qualidade da Água no pontos Montante e Jusante compreendendo na foz do rio Pará, concluir-se que:

- O potencial de hidrogeniônico (pH) é baixo, apresentou duas amostras na Montante, iguais ao limite estipulado pela Resolução de nº 357/2005 do Conselho Nacional do Meio Ambiente, que dispõe sobre a classificação dos corpos de água e diretrizes ambientais para seu enquadramento. Ainda em alguns pontos de controle elevada variabilidade dos dados, em ambos os casos (Montante e Jusante), que apresentaram uma distribuição normal ao nível de 5% de significância e autocorrelacionadas, não atendendo as suposições de independência das amostras.
- Para tratar a autocorrelação dos seguintes parâmetros: Temperatura, Potencial hidrogeniônico, Oxigênio dissolvido em ambos os pontos (Montante e Jusante) e Demanda química de oxigênio na Jusante, que apresentaram uma distribuição normal so nível de 5% de significância foi aplicado uma metodologia de geoestatística. A metodologia utilizada permitiu definir algumas considerações importantes, tais como uma proposta de monitoramento do nível do pH da água, através do Controle Estatístico de Processo.
- A variável Turbidez, dois valores estiveram fora do limite superior do controle, entretanto não se apresentou valores acima do estipulado pela CONAMA, ou seja, com relação à qualidade desta água não há problemas relacionados a materiais em suspensão, apesar que verifica-se que uma grande relação positiva entre os trimestres que apresentaram altos índices de precipitação e os valores que o parâmetro turbidez assumiu.

Em se tratando das variáveis meteorológicas nas localidades estudadas em Minas Gerais, concluir-se que:

- Com relação a precipitação no período entre os anos de 1975 a 2016, dos 30 pontos analisados não apresentaram qualquer tipo de ruptura, seja positiva ou negativa, ou seja, acréscimo ou decréscimo na predição de volume pluviométrico, segundo os testes realizados mensalmente nas séries históricas de precipitação.
- A maioria dos pontos de descontinuidade no clima estatisticamente significativos, as mudanças no comportamento da temperatura máxima e mínima ocorreram nas décadas de 80 e 90. Belo Horizonte e Patos de Minas são as únicas localidades que não seguem rigorosamente este argumento para a temperatura máxima e temperatura mínima, respectivamente;
- O maior número de tendências significativas e persistentes da temperatura miníma ficou centrado entre Janeiro e Março.
- Que a evolução temporal da temperatura mínima dos pontos, mostrou tendência de elevação estatisticamente significativa, com exceção das amostras das cidades de Patos, São Lorenço, Bambui, Caratinga e Pacheco. Verificou-se um aumento na temperatura miníma na ordem de 0,9715°C. Este um dos resultados aqui encontrados, é o que precisa de mais atenção, pois a persistência do aumento dessa tendência irá influenciar de forma negativa em diversos setores como a agricultura, pecuária inclusive a saúde pública da região.
- A verificação das tendências de elevação da temperatura mínima do ar nos pontos localizados no Estados de Minas Gerais evidencia que a região do Alto São Francisco, cada vez mais sofre com a ação dos impactos ocasionados seja pela variabilidade natural do clima ou por ações antropogênicas, o que é constatado nas últimas décadas, pois a região é atingida por diversos tipos de desastres ocasionados por cheias, secas, erosão fluvial, etc. Ressalta-se também que os pontos de mudança nas séries dos municípios, captados pelo método de Sen, foram em sua maioria no terceiro trimestre na década de oitenta, o que pode estar associados aos fenômenos de El Niño La Niña.

4.1 Recomendações

 Realização de análises de tendências de todos os pontos coletados pelo Projeto Águas de Minas, para revelar as mudanças que estão ocorrendo em toda a bacia do rio São Francisco, indicaria se o monitoramento está sendo eficiente para identificar essas mudanças e apontaria possíveis medidas a serem tomadas para a melhoria da qualidade da água.

- Interpretação dos resultados das tendências encontradas com base em outras informações, como evolução do uso e ocupação do solo na região estudada ao longo do tempo. Mapas temáticos poderiam ser de grande utilidade para essas conclusões.
- Avaliar os períodos secos e chuvosos separadamente, procurando investigar se os parâmetros mais relevantes na bacia diferem em razão das características hidrológicas.
- De modo geral, deve-se ressaltar que, apesar das conclusões referidas, por meio das análises feitas neste trabalho até o momento, é importante ainda o estudo de outras variáveis para que, através, de outras análises, possa se ter um maior entendimento e interpretação espaço-temporal e do regime pluviométrico da na foz do Rio Pará, com o intuito de enriquecer conhecimento da mesma. Porém, em relação às análises feitas, pode-se se inferir que os fenômenos climatológicos global e até mesmo regional, exercem alguma influência sobre o regime de chuvas na região do Alto São Francisco.
- Verificar a sazonalidade nas séries históricas estudadas e checar os efeitos no regime de chuvas, assim como, no aquecimento, seja local ou regional.

4.2 Trabalhos Futuros

Como sugestões para trabalhos futuros, recomenda-se o desenvolvimento de métodos que permitam o controle e acompanhamento da variabilidade para os processos com amostras unitárias, com o uso das duas abordagens apresentadas (Geoestatística e Série temporal). Outra recomendação é a comparação da sensibilidade destas duas abordagens com o uso de comprimentos médios de sequência.

Referências Bibliográficas

ANA. **evolução da gestão dos recursos hídricos no Brasil**. 2002. Agência Nacional de Águas.

ANA. **Sistemas de informações hidrológicas**. 2015. Agência Nacional de Águas: Hidro Web. Acesso em: 31 maio 2016. Disponível em: historica.

ASSIS, J.; LACERDA, F. F.; SOBRAL, M. do C. Análise de detecção de tendências no padrão pluviométrico na bacia hidrográfica do rio capibaribe. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 5, n. 2, p. 320–331, 2012.

ÁVILA, L. F.; MELLO, C. R. d.; YANAGI, S. d. N. M.; NETO, S.; BAHIA, O. Trends of minimum and maximum air temperatures in the state of minas gerais, brazil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, SciELO Brasil, v. 49, n. 4, p. 247–256, 2014.

BASSO, L. A.; MOREIRA, L. G. R.; PIZZATO, F. A influência da precipitação na concentração e carga de sólidos em cursos d'água urbanos: o caso do arroio dilúvio, porto alegre-rs. **Geosul**, v. 26, n. 52, p. 145–163, 2012.

BOX, G. E.; COX, D. R. An analysis of transformations. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, JSTOR, p. 211–252, 1964.

BOX, G. E.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C.; LJUNG, G. M. **Time series analysis: forecasting and control**. [S.I.]: John Wiley & Sons, 2015.

BROCKWELL, P. J.; DAVIS, R. A. **Introduction to time series and forecasting**. [S.I.]: springer, 2016.

BRUNETTI, M.; MAUGERI, M.; NANNI, T. Changes in total precipitation, rainy days and extreme events in northeastern italy. **International Journal of Climatology**, v. 21, p. 861–871, 2001.

CETESB. Significado Ambiental e Sanitário das variáveis de qualidade das águas e dos sedimentos e metodologias analíticas e de amostragem. São Paulo, 2009.

CHRISTINO, E. M.; BONDUELLE, G. M.; IWAKIRI, S. Application of control charts in the production process of tauari (couratari oblongifolia) wood flooring. **Cerne**, SciELO Brasil, v. 16, n. 3, p. 299–304, 2010.

CODEVASF. edição 1. Almanaque Vale do São Francisco, 412p, 2001.

COELHO, C. A. d. S.; DRUMOND, A.; AMBRIZZI, T.; SAMPAIO, G. Estudo climatológico sazonal da precipitação sobre o brasil em episódios extremos da oscilação sul. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 14, n. 1, p. 49–65, 1999.

CONAMA. **Resolução nº 357/05**: Conselho nacional do meio ambiente. SEMA, 2005.

CPTEC/INPE. **Centro de Previsão de Tempo e estudos Climáticos**. 2017. Disponível em: http://www.cptec.inpe.br/. Acesso em: 04.02.2017.

CRUZ, D. V. da; FILHO, M. C.; FALCÃO, A. P. S. T. Controle estatístico de processos aplicado ao minitoramento do ph e turbidez das águas no abastecimento de campina grande-pb. **Rev. Bras. Biom**, v. 32, n. 4, p. 459–477, 2014.

DANELON, J. R. B.; RODRIGUES, S. C. Study on the water quality of the watershed of terra branca stream, uberlandia (mg). **Caderno de Geografia**, v. 23, n. 39, p. 13–21, 2013.

EHLERS, R. S. Análise de séries temporais. Universidade Federal do Paraná, 2007.

FLANNERY, T. Os Senhores do Clima. [S.l.: s.n.], 2007.

FONSECA, S. F. da; SOUZA, M. J. H. de; SILVA, A. C. Analysis of pluviometric precipitation on the municipality of pirapora-mg (1961 and 2013). **Raega-O Espaço Geográfico em Análise**, v. 38, p. 35–49, 2016.

FUZINATTO, C. F. Avaliação da qualidade da água de rios localizados na ilha de Santa Catarina utilizando parâmetros toxicológicos e o índice de qualidade de água. Universidade Federal de Santa Catarina, 2009.

GALVÍNCIO, J. D.; SOUZA, F. Relação entre o fenômeno el niño e os totais mensais precipitados na bacia hidrográfica do rio são francisco. **RBRH-Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 7, n. 4, p. 113–119, 2002.

GOCIC, M.; TRAJKOVIC, S. Analysis of changes in meteorological variables using mann-kendall and sen's slope estimator statistical tests in serbia. **Global and Planetary Change**, v. 100, p. 415–428, 2013.

HENNING, E.; WALTER, O. M. F. C.; SOUZA, N. S. de; SAMOHYL, R. W. A study for the application of statiscal process control charts in drinking water quality indicators. **Sistemas & Gestão**, v. 9, n. 1, p. 2–13, 2014.

HEPP, L. U.; SANTOS, S. Benthic communities of streams related to different land uses in a hydrographic basin in southern brazil. **Environmental monitoring and Assessment**, Springer, v. 157, n. 1-4, p. 305–318, 2009.

HOULDING, S. Practical geostatistics: modeling and spatial analysis. Manual. [S.I.]: Springer Science & Business Media, 2000. v. 1.

- IGAM (Ed.). Identificação de municípios com condição crítica para a qualidade de água na bacia do rio Pará. 2013.
- INMET. **Instituto Nacional de Meteorologia**. 2 jan. 2017. Disponível em: http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=clima/normaisclimatologicas.
- IPCC. Book. Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA: Cambridge University Press, 2013. 1535 p. ISBN ISBN 978-1-107-66182-0.
- JUN, X.; SHUBO, C.; XIUPING, H.; RUI, X.; XIAOJIE, L. Potential impacts and challenges of climate change on water quality and ecosystem: case studies in representative rivers in china. **Journal of Resources and Ecology**, BioOne, v. 1, n. 1, p. 31–35, 2010.
- KEENER, V.; FEYEREISEN, G.; LALL, U.; JONES, J.; BOSCH, D.; LOWRANCE, R. Elniño/southern oscillation (enso) influences on monthly no 3 load and concentration, stream flow and precipitation in the little river watershed, tifton, georgia (ga). **Journal of hydrology**, Elsevier, v. 381, n. 3, p. 352–363, 2010.
- KENDALL, M. Rank correlation Methods. 2. ed. New York: Hafner, 1970.
- LU, C. W.; JR, R.; MARION, R. Cusum charts for monitoring an autocorrelated process. **Journal of Quality Technology**, v. 33, n. 3, p. 360, abr. 2001. ISSN 2317-3297.
- MARENGO, J. A. Vulnerabilidade, impactos e adaptação à mudança do clima no semi-árido do brasil. **Parcerias estratégicas**, v. 13, n. 27, p. 149–176, 2010.
- MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic geology**, Society of Economic Geologists, v. 58, n. 8, p. 1246–1266, 1963.
- MINGOTI, S. A.; NEVES, O. F. Using geostatistics to estimate the variability of autocorrelated processes. **Brazilian Journal of Operations & Production Management**, v. 2, n. 1, p. 5, 2005.
- MINUZZI, R. B.; SEDIYAMA, G. C.; BARBOSA, E.; JÚNIOR, J. M. Climatologia do comportamento do período chuvoso da região sudeste do brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 22, n. 3, p. 338–344, 2007.
- MINUZZI, R. B.; VIANELLO, R. L.; SEDIYAMA, G. C. Climatic oscillations in minas gerais state, brazil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, SciELO Brasil, v. 25, n. 2, p. 227–236, 2010.
- MONTGOMERY, D. C. Introduction to Statistical Quality Control. New York: John Wiley & Sons, 2004.
- MOREIRA, J. G. d. V.; NAGHETTINI, M. Detecting monotonous time trends as related to type i and type ii errors: Case study in annual maximum daily precipitation series observed in the state of acre. **Revista Brasileira de Meteorologia**, SciELO Brasil, n. AHEAD, p. 0–0, 2016.

- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. d. C. Previsão de séries temporais. [S.I.: s.n.], 2006.
- NARAYAN, P. K.; POPP, S. A new unit root test with two structural breaks in level and slope at unknown time. **Journal of Applied Statistics**, Taylor & Francis, v. 37, n. 9, p. 1425–1438, 2010.
- OLIVEIRA, D. A.; SCHMIDT, G.; FREITAS, D. M. de. **Avaliação do teor de ferro em águas subterraneas de alguns ponços tubulares, no plano diretor de Palmas-TO**. [S.I.]: TO, 2004.
- OLIVEIRA, L. F. de; FIOREZE, A. P.; MEDEIROS, A. M.; SILVA, M. A. Comparison of gap filling methodologies of annual historical series of rainfall. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, SciELO Brasil, v. 14, n. 11, p. 1186–1192, 2010.
- PEREIRA, R. S. Identificação e caracterização das fontes de poluição em sistemas hídricos. **Revista Eletrônica de Recursos hídricos. IPH-UFRGS**, v. 1, n. 1, p. 20–36, 2004.
- PETTITT, A. A non-parametric approach to the change-point problem. **Applied statistics**, JSTOR, p. 126–135, 1979.
- PORTELA, M. M.; QUINTELA, A.; SANTOS, J. F.; VAZ, C.; MARTINS, C. Tendências em séries temporais de variáveis hidrológicas. Associação Portuguesa dos Recursos Hídricos, 2011.
- R Development Core Team. **R: A Language and Environment for Statistical Computing**. Vienna, Austria, 2009. ISBN 3-900051-07-0.
- RAO, V. B.; FRANCHITO, S. H.; SANTO, C. M.; GAN, M. A. An update on the rainfall characteristics of brazil: seasonal variations and trends in 1979–2011. **International Journal of Climatology**, Wiley Online Library, v. 36, n. 1, p. 291–302, 2016.
- REBOITA, M. S.; GAN, M. A.; ROCHA, R. P. d.; AMBRIZZI, T. Precipitation regimes in south america: a bibliography review. **Revista Brasileira de Meteorologia**, SciELO Brasil, v. 25, n. 2, p. 185–204, 2010.
- REBOITA, M. S.; RODRIGUES, M.; SILVA, L. F.; ALVES, M. A. Aspectos climáticos do estado de minas gerais (climate aspects in minas gerais state). **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 17, 2015.
- REZALI, N. M.; WAH, Y. B. Power comparisons of shapiro-wilk, kolmogorov- smirnov, lilliefors and anderson-darling tests. **Journal of Statistical Modeling and Analytics**, v. 2, n. 1, p. 21–33, 2011.
- SEN, P. Estimates of the regression coefficient based on kendall's tau. **Journal of the American Statistical Association**, v. 63, p. 1379–1389, 1968.
- SILVA, E. D. da. Estudo da precipitação no estado de minas gerais mg. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 13, 2014.
- SILVA, F. B.; SANTOS, J. R. N.; FEITOSA, F. E. C. S.; SILVA, I. D. C.; DE, M. L. S.; GUTERRES, C. E.; SANTOS, J. S. d.; RIBEIRO, C. V.; BEZERRA, D. d. S.; NERES, R. L. Evidências de mudanças climáticas na região de transição amazônia-cerrado no estado do

- maranhão. **Revista Brasileira de Meteorologia**, scielo, v. 31, p. 330 336, 09 2016. ISSN 0102-7786.
- SILVA, I. A.; MENDES, P. C. O el niño e sua influência nas temperaturas e precipitações na cidade de uberlândia (mg). **REVISTA GEONORTE**, v. 3, n. 9, p. 485–495, 2012.
- SILVEIRA, C. d. S.; FILHO, F. d. A. d. S.; MARTINS, E. S. P. R.; OLIVEIRA, J. L.; COSTA, A. C.; NOBREGA, M. T.; SOUZA, S. A. d.; SILVA, R. F. V. Climate change in the são francisco river basin: analysis of precipitation and temperature. **RBRH**, SciELO Brasil, v. 21, n. 2, p. 416–428, 2016.
- SOUZA, L. R.; AMANAJÁS, J. C.; SILVA, A. P. N.; BRAGA, C.; CORREIA, M. F. Determinação de padrões espaço-temporal e regiões homogêneas de precipitação pluvial no estado de minas gerais. **Engenharia Ambiental: Pesquisa e Tecnologia**, v. 8, n. 2, 2011.
- SOUZA, M. J. de; GUIMARÃES, M. C.; GUIMARÃES, C. D.; FREITAS, W. d. S.; OLIVEIRA, Â. Agroclimatic potential for the west indian cherry cropping in the state of minas gerais. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, SciELO Brasil, v. 10, n. 2, p. 390–396, 2006.
- SPERLING, M. V. Introdução à qualidade das águas e ao tratamento de esgotos. 3. ed. Belo Horizonte: [s.n.], 2005.
- TUNDISI, J. G. Water resources in the future: problems and solutions. **estudos avançados**, SciELO Brasil, v. 22, n. 63, p. 7–16, 2008.
- VOSE, R. S.; EASTERLING, D. R.; GLEASON, B. Maximum and minimum temperature trends for the globe: An update through 2004. **Geophysical Research Letters**, Wiley Online Library, v. 32, n. 23, 2005.
- WEI, W. W.-S. Time series analysis. [S.I.]: Addison-Wesley publ Reading, 1994.
- YUE, S.; PILON, P.; CAVADIAS, G. Power of the mann–kendall and spearman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series. **Journal of hydrology**, Elsevier, v. 259, n. 1, p. 254–271, 2002.
- ZHANG, Y.; WALLACE, J. M.; BATTISTI, D. S. Enso-like interdecadal variability: 1900–93. **Journal of climate**, v. 10, n. 5, p. 1004–1020, 1997.
- ZHAO, G.; MU, X.; TIAN, P.; WANG, F.; GAO, P. Climate changes and their impacts on water resources in semiarid regions: a case study of the wei river basin, china. **Hydrological Processes**, v. 27, n. 26, p. 3852–3863, 2013. ISSN 1099-1085.