



Sociedade & Natureza

ISSN: 0103-1570

sociedadennatureza@ufu.br

Universidade Federal de Uberlândia

Brasil

Nogueira Vilanova, Mateus Ricardo  
TENDÊNCIAS HIDROLÓGICAS ANUAIS E SAZONAIS NA BACIA DO RIO PARAIBUNA, PARQUE  
ESTADUAL DA SERRA DO MAR (SP)  
Sociedade & Natureza, vol. 26, núm. 2, mayo-agosto, 2014, pp. 301-316  
Universidade Federal de Uberlândia  
Uberlândia, Minas Gerais, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=321331809009>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica  
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal  
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

---

## TENDÊNCIAS HIDROLÓGICAS ANUAIS E SAZONAIS NA BACIA DO RIO PARAIBUNA, PARQUE ESTADUAL DA SERRA DO MAR (SP)

### Annual and seasonal hydrological trends in Paraibuna river watershed, Serra do Mar State Park, São Paulo, Brazil

Mateus Ricardo Nogueira Vilanova

Universidade Estadual Paulista, Guaratinguetá, São Paulo, Brasil

mathidr@yahoo.com.br

Artigo recebido em 14/09/2013 e aceito para publicação em 14/01/2014

**RESUMO:** O presente trabalho avalia a existência de tendências monotônicas em séries anuais e sazonais de vazão e chuva, no trecho da Bacia do Rio Paraibuna localizado entre os Núcleos Cunha e Santa Virgínia, Parque Estadual da Serra do Mar (SP). O teste de Mann-Kendall foi aplicado a séries destas variáveis, em diversos intervalos no período de 1967 a 2011. Tendências negativas estatisticamente significativas foram detectadas nas séries de chuva de longo prazo (a partir de 1967), anuais e sazonais, da estação 2344009, localizada na região de Cunha. Não foram detectadas tendências significativas nas séries das estações 2345067 (pluviométrica) e 58060000 (fluviométrica), localizadas no Núcleo Santa Virgínia.  
**Palavras-chave:** Variabilidade hidrológica, Mudança climática, Núcleo Santa Virgínia, Núcleo Cunha

**ABSTRACT:** This article assesses the existence of monotonic trends in streamflow and rainfall series, in the stretch of Paraibuna River Watershed located in the region of Santa Virgínia and Cunha Centers, Serra do Mar Range State Park (SP). The Mann-Kendall test was applied to annual and seasonal series of the mentioned variables, in several intervals during the period of 1967 to 2011. Statistically significant negative trends were detected only in the long-term (from 1967) rainfall series, both annual and seasonal, from station 2344009, located in the region of Cunha. No significant trends were detected in the series of stations 2345067 (rainfall) and 58060000 (streamflow), located in Santa Virginia Center.  
**Keywords:** Hydrological variability, Climate change, Serra do Mar State Park

## INTRODUÇÃO

Variabilidade hidrológica é o conjunto de alterações que pode ocorrer nas entradas e saídas de um sistema hidrológico, decorrentes da variabilidade climática natural, mudanças climáticas ou alterações do uso e ocupação do solo (TUCCI, 2002). O Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas (IPCC, 2007) define mudança climática como uma mudança persistente (por um período extenso, tipicamente de décadas ou mais longos) no estado do clima, que pode ser identificada através de alterações da média e/ou da variabilidade de suas propriedades. Tais mudanças podem ser atribuídas a processos internos naturais ou forçantes externas, ou a mudanças antropogênicas persistentes da composição atmosférica ou do uso e ocupação do solo (IPCC, 2007). Ainda segundo o IPCC (2007), variabilidade climática é a variação do estado médio e de outras estatísticas do clima em todas as escalas temporais e espaciais além daquelas de eventos climáticos individuais. Assim como no caso das mudanças climáticas, a variabilidade climática também pode ser atribuída a processos internos naturais ou a variações nas forçantes externas, sejam elas naturais ou antropogênicas (IPCC, 2007). No contexto do presente trabalho, tendência é definida como uma mudança no tempo do valor de uma variável, geralmente monotônica (em uma direção, aumento ou diminuição) (IPCC, 2007). Neste trabalho, considera-se como sistema hidrológico o trecho da Bacia Hidrográfica do Rio Paraibuna à montante da estação fluviométrica Ponte Alta 1 (código 58060000), localizada no Parque Estadual da Serra do Mar, sendo suas entradas e saídas hidrológicas a chuva e a vazão, respectivamente.

O Rio Paraibuna é um dos principais formadores do Rio Paraíba do Sul, juntamente ao Rio Paraitinga. Esse rio localiza-se no compartimento CP1-CAB-A (Região das Cabeceiras A) da Unidade de Gerenciamento de Recursos Hídricos UGRHI 02 (Bacia Hidrográfica do Rio Paraíba do Sul) (FCR, 2009). Grande parte da bacia estudada encontra-se dentro do Parque Estadual da Serra do Mar (PESM), na área de seus Núcleos Cunha (NC) e Santa Virgínia (NSV). O PESM foi criado em 1977, e engloba um dos principais corredores ecológicos e remanescentes

de Mata Atlântica do Brasil. Em termos de recursos hídricos, estudos realizados ao longo das últimas décadas no Laboratório de Hidrologia Florestal Walter Emmerich (localizado no NC) atestam o papel da Mata Atlântica como reguladora das condições quantitativas e qualitativas da água em suas bacias hidrográficas, bem como das condições climáticas locais (IF, 2006). Reside nesse ponto a relevância e a contribuição do presente estudo.

Florestas participam diretamente dos processos hidrológicos e climáticos locais e regionais, influenciando e sendo influenciadas por alterações destes processos. O clima superficial é definido por fluxos controlados pela vegetação, de natureza radiativa e não-radiativa (IPCC, 2007), estando o balanço hídrico incluído nesta última categoria. Bates *et al.* (2008) cita diversos autores para analisar a influência das florestas sobre os processos hidroclimáticos regionais. Segundo estes, o florestamento ou reflorestamento podem aumentar a umidade, reduzir a temperatura e aumentar a chuva regional, enquanto o desmatamento pode acarretar efeitos inversos, como o aumento da temperatura e diminuição das chuvas. Dentre os efeitos hidrológicos diretos da remoção de florestas, pode-se destacar o aumento do escoamento superficial (favorecendo inundações e deterioração da qualidade de água devido à maior taxa de produção de sedimentos) e diminuição da disponibilidade hídrica durante o período seco. Por outro lado, alterações hidroclimáticas afetam as condições ambientais de áreas florestais, repercutindo não somente sobre a vegetação, mas sobre todo o ecossistema associado. Temperatura e umidade são algumas das principais variáveis determinantes da distribuição, crescimento, produtividade e reprodução da flora e da fauna (BATES *et al.*, 2008).

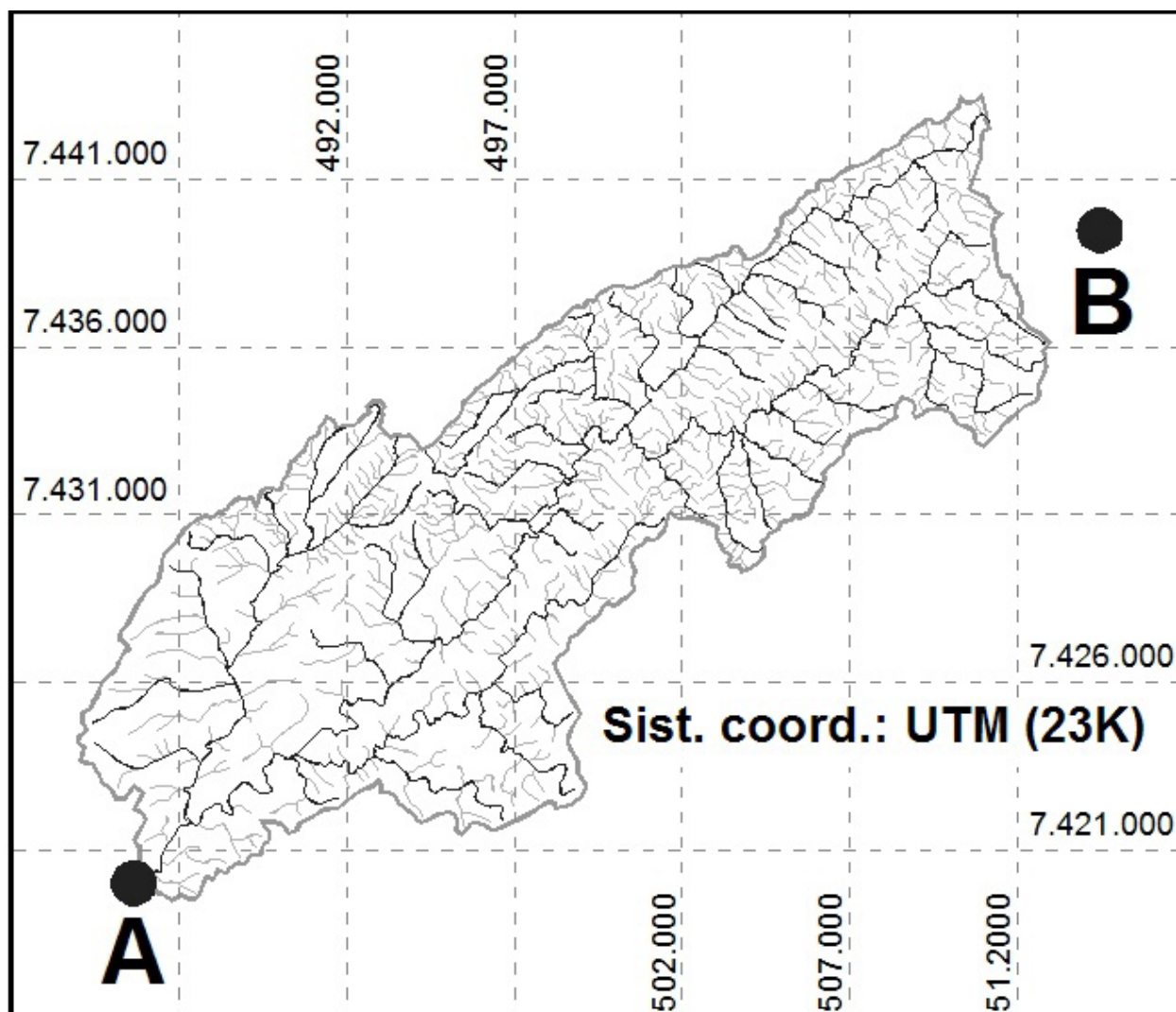
Considerando 1) a importância conservacionista do Parque Estadual da Serra do Mar, 2) a relevância do Rio Paraibuna no cenário de recursos hídricos da Bacia do Rio Paraíba do Sul e 3) a intrínseca relação entre a florestas e processos hidroclimáticos regionais, o presente estudo busca identificar tendências monotônicas em séries de vazão e chuva em um trecho da Bacia do Rio Paraibuna. O teste de Mann-Kendall, amplamente utilizado em análises de tendências hidrológicas e referenciado na literatura, foi aplicado a séries anuais e sazonais de vazão e chuva em diversos intervalos temporais entre 1967 e 2011. Os resultados do estudo permitem avaliar

a ocorrência de mudanças ou variações hidrológicas na região do PESM, servindo de base para estudos sobre os efeitos destas mudanças sobre os ecossistemas locais, além de fornecer subsídios para o gerenciamento ambiental e de recursos hídricos da região.

## MATERIAL E MÉTODOS

A Figura 1 apresenta o trecho estudado da Bacia do Rio Paraibuna, bem como a localização das estações hidrológicas consideradas.

**Figura 1.** Trecho estudado da Bacia do Rio Paraibuna e estações hidrológicas consideradas: A) estações 58060000 e 2345067; B) estação 2344009.



Org. do autor.

A bacia localiza-se majoritariamente dentro da área do Parque Estadual da Serra do Mar, sendo seu trecho sudoeste localizado no Núcleo Santa Virgínia, e o trecho nordeste na área do Núcleo Cunha. Tal região encontra-se na divisa dos municípios de São Luís do Paraitinga (SP), Cunha (SP), Ubatuba (SP) e Paraty (RJ). A área insere-se no bioma Mata Atlântica, e a cobertura vegetal natural é a floresta ombrófila densa (IF, 2006). Trechos da bacia

localizados na região de Cunha apresentam grandes áreas de campos antrópicos. O clima é tropical úmido, com temperaturas médias anuais variando de 20°C a 24°C.

O estudo utilizou dados de três estações hidrológicas, sendo uma fluviométrica e duas pluviométricas, apresentadas na Tabela 1. Os procedimentos aplicados aos dados destas estações em preparação para a análise de tendências são descritos a seguir.

Tabela 1. Características das estações fluviométricas e pluviométricas analisadas.

Código ANA	Estações auxiliares (código)	Município	Área de drenagem [km <sup>2</sup> ]	Lat. WGS84	Lon. WGS84	Alt. [m]
58060000 (vazão)	-	São Luís do Paraitinga	277	-23°19'48"	-45°08'40"	888
2344009 (chuva)	2344003 2344012	Cunha	-	-23°09'13"	-44°51'32"	1050
2345067 (chuva)	2345036 2345175	São Luís do Paraitinga	-	-23°19'45"	-45°08'25"	888

Org. do autor.

**Estações e dados fluviométricos utilizados**

Para o cálculo das vazões medias anuais e sazonais do Rio Paraibuna, foi utilizada a série de vazões médias diárias da estação Ponte Alta 1, código 58060000, obtida no servidor Hidroweb (<http://hidroweb.ana.gov.br/>) da Agência Nacional de Águas (ANA). A estação localiza-se no Núcleo Santa Virgínia (Figura 1), e sua série apresenta grande extensão e integridade, com poucas falhas diárias. Optou-se em não realizar o preenchimento das falhas da série, sendo essa opção decorrente (1) da inexistência de outras

estações fluviométricas no Rio Paraibuna, no trecho estudado (à montante do reservatório homônimo), com dados nos períodos com falhas e (2) da baixa correlação entre vazões da estação 58060000 e de estações localizadas em bacias vizinhas (por exemplo, na Bacia do Rio Paraitinga). Dessa forma, optou-se em definir períodos particionados de análise, dentro dos quais não existem falhas nos registros diários de vazão. A definição dos períodos considerou a simultaneidade das series de vazão e chuva, sua extensão e representatividade, além da atualidade dos dados. Os períodos de análise selecionados são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2. Períodos considerados na análise de tendências.

PERÍODO	ANUAL	PRIMAVERA	VERÃO	OUTONO	INVERNO
1967-1994	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
1967-2006		<input type="checkbox"/>			<input type="checkbox"/>
1967-2011					<input type="checkbox"/>
1996-2006	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
1996-2011				<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Org. do autor.

A análise de longo prazo, considerando o período completo e atual (1967-2011) só foi possível para o inverno, durante o qual a integridade da série de vazões é de 100%. O período de 1967-1994 apresenta vazões disponíveis em todas as estações e, apesar de extenso, é menos atual. Já o período de 1967-2006, com disponibilidade de dados de vazão para o inverno e primavera, apresenta grande extensão e maior atualidade. A análise dos períodos extensos mencionados permite avaliar tendências

de longo prazo. No caso da análise de vazões, tendências persistentes de longo prazo podem sugerir mudanças climáticas ou significativas alterações do uso e ocupação do solo na bacia.

Os períodos de análise a partir de 1996 permitem analisar tendências atuais e de curto prazo. Essas tendências de curto prazo podem ser decorrentes também de alterações na bacia hidrográfica e de mudanças climáticas, ou ainda, da variabilidade climática natural da região.

O ano hidrológico/climatológico típico do sudeste brasileiro foi considerado para o cálculo das vazões médias anuais e sazonais. As vazões médias anuais foram calculadas entre o início da primavera (22 de setembro, início do período chuvoso) e o final do inverno do ano seguinte (21 de setembro, final do período seco). Vazões médias sazonais de primavera, verão, outono e inverno foram calculadas a partir das vazões diárias nos intervalos de

início e fim de cada estação, definidos pelas datas de 22 de setembro, 21 de dezembro, 20 de março e 21 de junho.

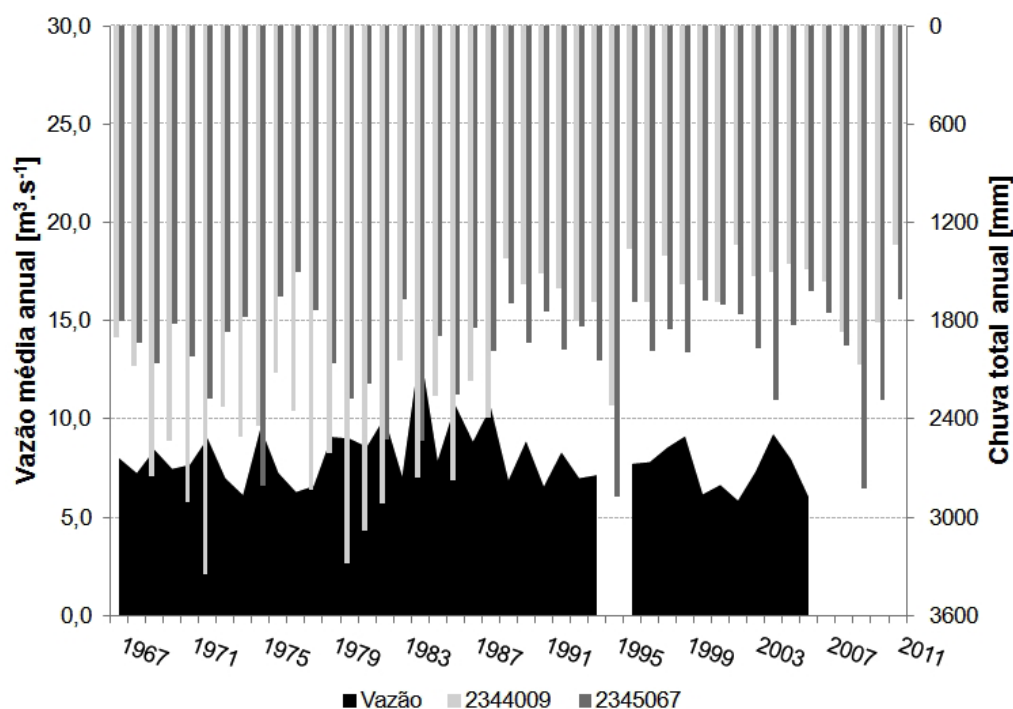
A Tabela 3 apresenta as principais estatísticas da série de vazões utilizada, e as Figuras 2 a 4 apresentam as séries anuais e sazonais analisadas, associadas às séries de chuva (descritas a seguir).

Tabela 3. Estatísticas descritivas da série de vazão da estação 58060000.

	ANUAL	PRIMAVERA	VERÃO	OUTONO	INVERNO
Mínima [ $\text{m}^3.\text{s}^{-1}$ ]	5,9	3,5	7,6	5,3	3,1
Média [ $\text{m}^3.\text{s}^{-1}$ ]	8,0	6,8	11,4	8,9	5,3
Máxima [ $\text{m}^3.\text{s}^{-1}$ ]	13,5	10,1	25,6	17,5	8,4
Desvio-padrão [ $\text{m}^3.\text{s}^{-1}$ ]	1,5	1,5	3,0	2,8	1,3
Coefficiente de variação [%]	19%	22%	26%	31%	24%

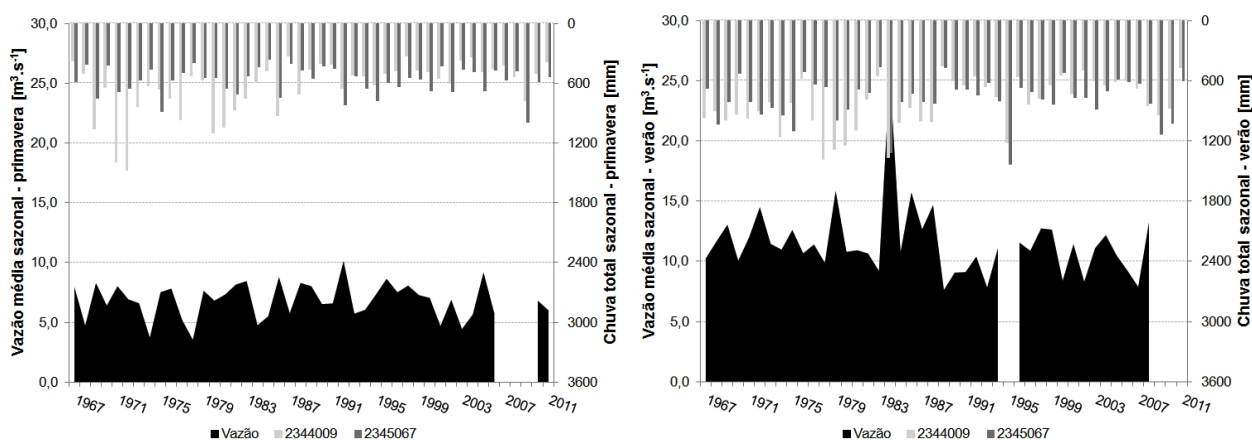
Org. do autor.

Figura 2. Séries temporais de vazões médias anuais e chuvas totais anuais.



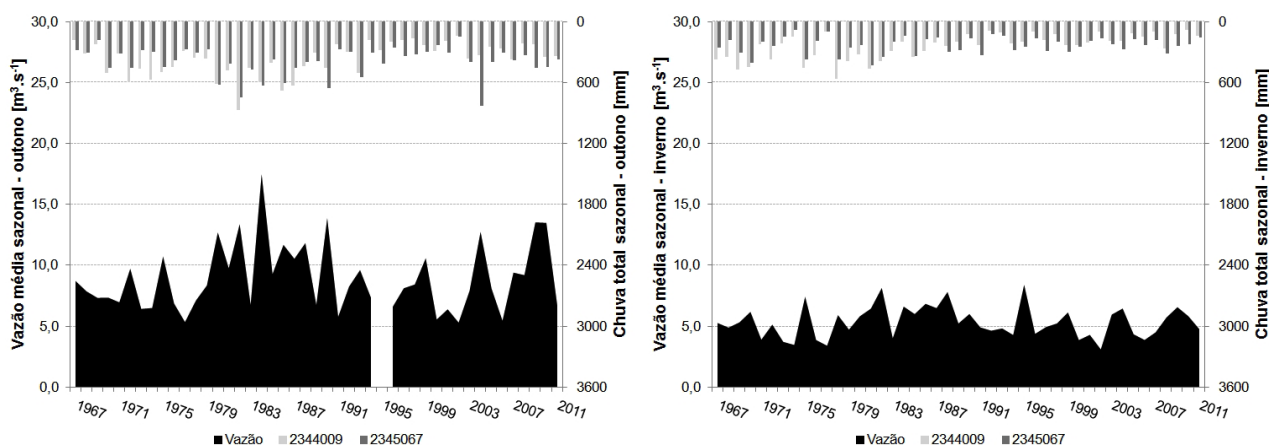
Elaboração do autor.

Figura 3. Séries temporais de vazões médias sazonais e chuvas totais sazonais das estações analisadas – primavera e verão.



Elaboração do autor.

Figura 4. Série temporal de vazões médias sazonais e chuvas totais sazonais das estações analisadas – outono e inverno.



Elaboração do autor.

### Estações e dados pluviométricos utilizados

Foram consideradas séries históricas de chuva das estações 2344009 e 2345067, também selecionadas em função de sua extensão e integridade. A estação 2344009 localiza-se na área próxima à nascente do Rio Paraibuna, no município de Cunha, enquanto a estação 2345067 localiza-se na proximidade da estação fluviométrica 58060000, no NSV (Figura 1). Ambas as estações apresentam alta integridade de chuvas diárias (superior a 99% de registros diários), tendo as falhas sido preenchidas através de regressão

linear múltipla, a partir de dados de estações auxiliares próximas (Tabela 1) próximas. Os coeficientes de determinação ajustados obtidos nas regressões lineares múltiplas são  $R^2 = 0,708$  e  $R^2 = 0,927$  para as estações 2344009 e 2345067, respectivamente, indicando um bom ajuste das funções de preenchimento das falhas diárias. Após o preenchimento das séries, os totais de chuva anuais e sazonais foram calculados para os mesmos períodos estabelecidos para as vazões. As Tabelas 4 e 5 apresentam as principais estatísticas das séries de chuva utilizadas, e as Figuras 2 a 4 suas séries temporais.

Tabela 4. Estatísticas descritivas da série de chuva da estação 2344009.

	ANUAL	PRIMAVERA	VERÃO	OUTONO	INVERNO
Mínima [mm]	1338	333	454	138	83
Média [mm]	<b>2078</b>	<b>635</b>	<b>833</b>	<b>369</b>	<b>240</b>
Máxima [mm]	3353	1481	1385	867	563
Desvio-padrão [mm]	579	266	245	162	124
Coefficiente de variação [%]	28%	42%	29%	44%	51%

Org. do autor.

Tabela 5. Estatísticas descritivas da série de chuva da estação 2345067.

	ANUAL	PRIMAVERA	VERÃO	OUTONO	INVERNO
Mínima [mm]	1504	367	464	148	81
Média [mm]	<b>1987</b>	<b>577</b>	<b>785</b>	<b>392</b>	<b>233</b>
Máxima [mm]	2876	997	1440	827	428
Desvio-padrão [mm]	327	138	206	143	82
Coefficiente de variação [%]	16%	24%	26%	36%	35%

Org. do autor.

### Teste de Mann-Kendall

O teste de Mann-Kendall (MANN, 1945; KENDALL, 1975) detecta tendências monotônicas em séries temporais, sendo um método não-paramétrico (HIPEL; MCLEOD, 1994; XU et al. 2010) que não requer que seja assumida a normalidade da série (HELSEL; FRANS, 2006). A Equação 1 apresenta a estatística de teste de Mann-Kendall, que considera a hipótese nula ( $H_0$ ) de que os dados vem de uma população na qual as variáveis aleatórias são independentes e identicamente

distribuídas, enquanto a hipótese alternativa ( $H_1$ ) representa a existência de tendência monotônica. Nas Equações 1 e 2,  $S$  é a estatística de teste de Mann-Kendall,  $n$  o tamanho da amostra,  $\text{sgn}$  o sinal da diferença de valores (de chuva ou vazões) subsequentes. Nas Equações 3 e 4,  $E[S]$  é a média de  $S$ ,  $\text{Var}[S]$  é a variância de  $S$ ,  $p$  é o número de grupos amarrados (conjunto de dados da amostra com os mesmos valores) e  $t_j$  é o número de dados do grupo amarrado de ordem  $j$ .  $Z$  (Equação 5) é a estatística de teste para amostrar com  $n > 10$ , que se aproxima da distribuição normal.

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k) \quad (1)$$

$$\text{sgn}(x) = \begin{cases} +1, & x > 0 \\ 0, & x = 0 \\ -1, & x < 0 \end{cases} \quad (2)$$

$$E[S] = 0 \quad (3)$$

$$\text{Var}[S] = \frac{\left\{ n(n-1)(2n+5) - \sum_{j=1}^p t_j(t_j-1)(2t_j+5) \right\}}{18} \quad (4)$$

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{[\text{Var}(S)]^{\frac{1}{2}}}, & \text{para } S > 0 \\ 0, & \text{para } S = 0 \\ \frac{S+1}{[\text{Var}(S)]^{\frac{1}{2}}}, & \text{para } S < 0 \end{cases} \quad (5)$$

O teste de Mann-Kendall assume que os dados utilizados são independentes, não existindo correlação serial de curto prazo entre eles (HELSEL

et al., 2006). Caso haja autocorrelação serial na série, deve-se aplicar o procedimento de pré-branqueamento para sua remoção (BAYAZIT; ONOZ, 2007). A detecção de autocorrelação serial é realizada através do cálculo da função de autocorrelação para o lag 1 ( $r_1$ ), considerando o nível de significância de 5% (BURN et al., 2004; WILSON et al., 2010).

O teste de Mann-Kendall foi avaliado considerando o nível de significância de 5%, tendo sido calculadas as estatísticas S e Z, o coeficiente de correlação de Kendall ( $\tau$ ), o valor-p (*p-value*) dos testes e a inclinação da linha de tendência. A declividade da função de tendência (que representa a magnitude da variação da variável considerada) corresponde ao estimador de declividade de Theil-Sen ( $\beta$ ) (THEIL, 1950; SEN, 1968), calculado através da Equação 6, na qual x é o valor da variável (chuva ou vazão), e i e j são as ordens referentes ao tempo na série temporal.

$$\beta = \text{mediana} \left( \frac{x_j - x_i}{j - i} \right), \text{ para todo } i < j < n \quad (6)$$

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

As Tabelas 6, 7 e 8 apresentam os valores dos coeficientes de autocorrelação e respectivos intervalos de confiança (I.C.).

Tabela 6. Análise de autocorrelação de curto prazo na série de vazões.

	1967-1994		1967-2006		1967-2011		1996-2006		1996-2011	
	$r_1$	$\pm 95\%$ I.C.	$r_1$	$\pm 95\%$ I.C.	$r_1$	$\pm 95\%$ I.C.	$r_1$	$\pm 95\%$ I.C.	$r_1$	$\pm 95\%$ I.C.
<b>ANUAL</b>	-0,130	0,378	-	-	-	-	0,171	0,603	-	-
<b>PRIMAVERA</b>	-0,178	0,378	-0,132	0,316	-	-	-0,024	0,603	-	-
<b>VERÃO</b>	-0,124	0,378	-	-	-	-	-0,157	0,603	-	-
<b>OUTONO</b>	-0,121	0,378	-	-	-	-	0,056	0,603	0,203	0,500
<b>INVERNO</b>	0,036	0,378	-0,022	0,316	0,001	0,298	0,013	0,603	0,174	0,500

Valores sombreados indicam a presença de autocorrelação para o lag 1. Org. do autor.

Tabela 7. Análise de autocorrelação de curto prazo na série de chuva da estação 2344009.

	1967-1994		1967-2006		1967-2011		1996-2006		1996-2011	
	$r_1$	$\pm 95\%$ I.C.	$r_1$	$\pm 95\%$ I.C.	$r_1$	$\pm 95\%$ I.C.	$r_1$	$\pm 95\%$ I.C.	$r_1$	$\pm 95\%$ I.C.
<b>ANUAL</b>	0,567	0,378	0,697	0,316	0,700	0,298	-0,541	0,603	0,260	0,500
<b>PRIMAVERA</b>	0,333	0,378	0,452	0,316	0,451	0,298	0,114	0,603	0,170	0,500
<b>VERÃO</b>	0,393	0,378	0,407	0,316	0,391	0,298	-0,030	0,603	0,208	0,500
<b>OUTONO</b>	0,140	0,378	0,431	0,316	0,440	0,298	0,165	0,603	0,157	0,500
<b>INVERNO</b>	0,222	0,378	0,360	0,316	0,390	0,298	-0,054	0,603	-0,122	0,500

Valores sombreados indicam a presença de autocorrelação para o lag 1. Org. do autor.

Tabela 8. Análise de autocorrelação de curto prazo na série de chuva da estação 2345067.

	1967-1994		1967-2006		1967-2011		1996-2006		1996-2011	
	$r_1$	$\pm 95\%$ I.C.	$r_1$	$\pm 95\%$ I.C.	$r_1$	$\pm 95\%$ I.C.	$r_1$	$\pm 95\%$ I.C.	$r_1$	$\pm 95\%$ I.C.
<b>ANUAL</b>	-0,188	0,378	-0,133	0,316	-0,060	0,298	0,080	0,603	0,242	0,500
<b>PRIMAVERA</b>	-0,239	0,378	-0,237	0,316	-0,222	0,298	-0,607	0,603	-0,327	0,500
<b>VERÃO</b>	-0,091	0,378	-0,070	0,316	-0,020	0,298	-0,013	0,603	0,265	0,500
<b>OUTONO</b>	0,009	0,378	0,090	0,316	0,089	0,298	0,176	0,603	0,178	0,500
<b>INVERNO</b>	-0,121	0,378	-0,132	0,316	-0,134	0,298	-0,304	0,603	-0,257	0,500

Valores sombreados indicam a presença de autocorrelação para o lag 1. Org. do autor.

Verifica-se na Tabelas 6, 7 e 8 que não existe correlação serial de curto prazo (para o lag 1) nas séries de vazão da estação 58060000. Já as séries de chuva da estação 2344009 apresentaram autocorrelação ( $r_1$  fora dos limites do I.C.) em todas as escalas (anual e sazonal) nos períodos de 1967-2006 e 1967-2011, além das escalas anual e sazonal (verão) no período

de 1967-1994. A estação 2345067 apresentou autocorrelação apenas em sua série de primavera, do período 1996-2006. Todas as séries que apresentaram autocorrelação foram submetidas ao pré-branqueamento antes da aplicação dos testes de Mann-Kendall.

As Tabelas 9 a 13 apresentam os resultados dos testes de Mann-Kendall para as séries analisadas.

Tabela 9. Resultados do teste de Mann-Kendall para séries anuais.

ANUAL - Vazão - 58060000						
Período	t	S	Z	p-value	b [m <sup>3</sup> .(s.ano) <sup>-1</sup> ]	% da média <sup>a</sup>
1967-1994	0,042	16	0,297	0,767	0,02	0,2
1996-2006	-0,091	-5	-0,311	0,756	-0,08	-1,0
Chuva - 2344009						
Período	t	S	Z	p-value	b [mm.ano <sup>-1</sup> ]	% da média <sup>a</sup>
1967-1994	-0,254	-89	-1,835	0,066	-22,3	-1,1
1967-2006	-0,296	-219	-2,638	0,008	-14,1	-0,7
1967-2011	-0,273	-258	-2,600	0,009	-11,3	-0,5
1996-2006	-0,164	-9	-0,623	0,533	-11,5	-0,6
1996-2011	0,150	18	0,765	0,444	15,3	0,7
Chuva - 2345067						
Período	t	S	Z	p-value	b [mm.ano <sup>-1</sup> ]	% da média <sup>a</sup>
1967-1994	0,003	1	0,000	0,999	0,0	0,0
1967-2006	-0,091	-71	-0,816	0,415	-2,7	-0,1
1967-2011	-0,052	-51	-0,489	0,625	-1,7	-0,1
1996-2006	-0,018	-1	0,000	0,999	-2,3	-0,1
1996-2011	0,083	10	0,405	0,685	10,1	0,5

Valores sombreados indicam a presença de tendências estatisticamente significativas ( $p < 0,05$ ).<sup>a</sup> razão entre o valor do estimador de tendência ( $\beta$ ) e a média de longo termo das Tabelas 3 a 5.

Org. do autor.

Tabela 10. Resultados do teste de Mann-Kendall para séries de primavera.

PRIMAVERA - Vazão - 58060000						
Período	t	S	Z	p-value	b [m <sup>3</sup> .(s.ano) <sup>-1</sup> ]	% da média <sup>a</sup>
1967-1994	0,053	20	0,376	0,707	-0,02	-0,3
1967-2006	-0,003	-2	-0,012	0,991	0,00	0,0
1996-2006	-0,436	-24	-1,796	0,073	-0,28	-4,2
Chuva - 2344009						
Período	t	S	Z	p-value	b [mm.ano <sup>-1</sup> ]	% da média <sup>a</sup>
1967-1994	-0,262	-99	-1,937	0,053	-12,6	-2,0
1967-2006	-0,225	-167	-2,009	0,045	-5,7	-0,9
1967-2011	-0,226	-214	-2,155	0,031	-4,5	-0,7
1996-2006	-0,073	-4	-0,234	0,815	-1,8	-0,3
1996-2011	0,058	7	0,270	0,787	1,4	0,2
Chuva - 2345067						
Período	t	S	Z	p-value	b [mm.ano <sup>-1</sup> ]	% da média <sup>a</sup>
1967-1994	-0,066	-25,0	-0,474	0,635	-1,7	-0,3
1967-2006	0,009	7,0	0,070	0,944	0,1	0,0
1967-2011	0,040	40,0	0,382	0,703	0,7	0,1
1996-2006	-0,289	-13,0	-1,073	0,283	-11,0	-1,9
1996-2011	-0,017	-2,0	-0,045	0,964	-0,1	0,0

Valores sombreados indicam a presença de tendências estatisticamente significativas ( $p < 0,05$ ).<sup>a</sup> razão entre o valor do estimador de tendência ( $b$ ) e a média de longo termo das Tabelas 3 a 5.

Org. do autor.

Tabela 11. Resultados do teste de Mann-Kendall para séries de verão.

VERÃO - Vazão - 58060000						
Período	t	S	Z	p-value	b [m <sup>3</sup> .(s.ano) <sup>-1</sup> ]	% da média <sup>a</sup>
1967-1994	-0,204	-77	-1,502	0,133	-0,06	-0,6
1996-2006	-0,309	-17	-1,246	0,213	-0,15	-1,3
Chuva - 2344009						
Período	t	S	Z	p-value	b [mm.ano <sup>-1</sup> ]	% da média <sup>a</sup>
1967-1994	-0,234	-82	-1,689	0,091	-9,3	-1,1
1967-2006	-0,290	-215	-2,589	0,010	-7,1	-0,9
1967-2011	-0,244	-231	-2,326	0,020	-5,2	-0,6
1996-2006	-0,200	-11	-0,778	0,436	-11,3	-1,4
1996-2011	0,133	16	0,675	0,500	5,4	0,6
Chuva - 2345067						
Período	t	S	Z	p-value	b [mm.ano <sup>-1</sup> ]	% da média <sup>a</sup>
1967-1994	-0,124	-47	-0,909	0,363	-4,4	-0,6
1967-2006	-0,124	-97	-1,119	0,263	-3,1	-0,4
1967-2011	-0,065	-64	-0,616	0,538	-1,4	-0,2
1996-2006	-0,127	-7	-0,467	0,640	-6,0	-0,8
1996-2011	0,083	10	0,405	0,685	8,9	1,1

Valores sombreados indicam a presença de tendências estatisticamente significativas ( $p < 0,05$ ).

<sup>a</sup> razão entre o valor do estimador de tendência ( $\beta$ ) e a média de longo termo das Tabelas 3 a 5.

Org. do autor.

Tabela 12. Resultados do teste de Mann-Kendall para séries de outono.

OUTONO - Vazão - 58060000						
Período	t	S	Z	p-value	b [m <sup>3</sup> .(s.ano) <sup>-1</sup> ]	% da média <sup>a</sup>
1967-1994	0,140	53	1,028	0,304	-0,07	-0,8
1996-2006	-0,073	-4	-0,234	0,815	-0,03	-0,4
1996-2011	0,250	30	1,308	0,191	0,20	2,3
Chuva - 2344009						
Período	t	S	Z	p-value	b [mm.ano <sup>-1</sup> ]	% da média <sup>a</sup>
1967-1994	0,021	8	0,138	0,890	0,7	0,2
1967-2006	-0,270	-200	-2,407	0,016	-4,1	-1,1
1967-2011	-0,227	-215	-2,165	0,030	-3,1	-0,8
1996-2006	0,309	17	1,246	0,213	9,0	2,4
1996-2011	0,367	44	1,936	0,053	8,8	2,4
Chuva - 2345067						
Período	t	S	Z	p-value	b [mm.ano <sup>-1</sup> ]	% da média <sup>a</sup>
1967-1994	0,201	76	1,482	0,138	4,5	1,1
1967-2006	-0,004	-3	-0,023	0,981	0,0	0,0
1967-2011	0,031	31	0,293	0,769	0,4	0,1
1996-2006	0,182	10	0,703	0,482	8,7	2,2
1996-2011	0,342	41	1,803	0,071	9,8	2,5

Valores sombreados indicam a presença de tendências estatisticamente significativas ( $p < 0,05$ ).

<sup>a</sup> razão entre o valor do estimador de tendência ( $\beta$ ) e a média de longo termo das Tabelas 3 a 5.

Org. do autor.

Tabela 13. Resultados do teste de Mann-Kendall para séries de inverno.

INVERNO - Vazão - 58060000						
Período	t	S	Z	p-value	b [m <sup>3</sup> .(s.ano) <sup>-1</sup> ]	% da média <sup>a</sup>
1967-1994	0,095	36	0,692	0,489	-0,03	-0,5
1967-2006	-0,045	-35	-0,397	0,692	-0,01	-0,1
1967-2011	-0,014	-14	-0,127	0,899	0,00	0,0
1996-2006	-0,073	-4	-0,234	0,815	-0,02	-0,4
1996-2011	0,175	21	0,901	0,367	0,05	0,9
Chuva - 2344009						
Período	t	S	Z	p-value	b [mm.ano <sup>-1</sup> ]	% da média <sup>a</sup>
1967-1994	-0,397	-150	-2,944	0,003	-9,8	-4,1
1967-2006	-0,296	-219	-2,638	0,008	-3,8	-1,6
1967-2011	-0,293	-277	-2,792	0,005	-3,4	-1,4
1996-2006	-0,036	-2	-0,078	0,938	-1,6	-0,7
1996-2011	-0,142	-17	-0,721	0,471	-3,4	-1,4
Chuva - 2345067						
Período	t	S	Z	p-value	b [mm.ano <sup>-1</sup> ]	% da média <sup>a</sup>
1967-1994	-0,103	-39	-0,751	0,453	-2,2	-1,0
1967-2006	-0,086	-67	-0,769	0,442	-0,8	-0,4
1967-2011	-0,090	-89	-0,861	0,389	-0,8	-0,3
1996-2006	-0,036	-2	-0,078	0,938	-1,7	-0,7
1996-2011	-0,075	-9	-0,361	0,718	-1,3	-0,6

Valores sombreados indicam a presença de tendências estatisticamente significativas ( $p < 0,05$ ).

<sup>a</sup> razão entre o valor do estimador de tendência ( $\beta$ ) e a média de longo termo das Tabelas 3 a 5.

Org. do autor.

De acordo com os resultados das Tabelas 9 a 13, não existem tendências estatisticamente significativas nas vazões e chuvas das estações 58060000 e 2345067, respectivamente, em nenhum período ou escala (anual ou sazonal). Já a estação 2344009 apresentou tendências estatisticamente significativas de longo prazo, nos períodos de 1967-2006 e 1967-2011, para todas as escalas analisadas, além de uma tendência no período de 1967-1994 durante o inverno. Todas as tendências detectadas para a estação 2344009 são negativas, representando uma diminuição dos totais anuais e sazonais da chuva na sua área.

O fato de nenhuma estação ter apresentado tendências estatisticamente significativas na análise de curto prazo e recente (para as séries a partir de 1996) sugere que a variabilidade climática natural da região não incorre em alterações significativas nos totais de chuva desse trecho da Serra do Mar, não influenciando,

consequentemente, as vazões da bacia.

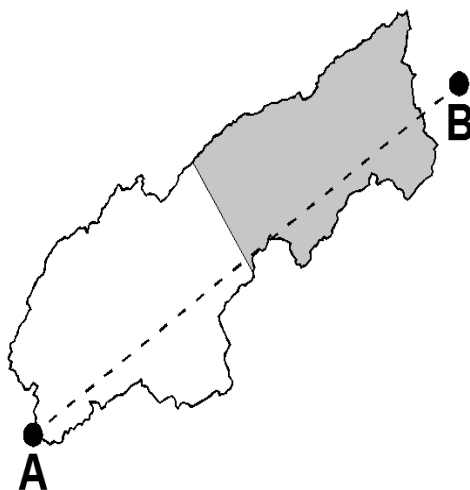
Os resultados obtidos são, em linhas gerais, compatíveis com aqueles de Veneziani et al. (2009). Estes autores analisaram as características da precipitação e vazão do Rio Paraibuna, considerando a mesma estação fluviométrica utilizada no presente trabalho (58060000) e estações pluviométricas distintas. Apesar de utilizar abordagens e períodos de análises diferentes daqueles aqui considerados, Veneziani et al. (2009) também concluíram não haver tendências nas vazões do Rio Paraibuna, e detectaram tendências negativas na chuva de duas estações localizadas nas proximidades da estação 2344009, para o período de 1982 a 1992. Veneziani et al. (2009) citam, ainda, o trabalho de Cicco (2004), que detectou tendências negativas de precipitação no Núcleo Cunha, para o período de 1983 a 1998.

Analisando-se a Figura 1, verifica-se que o

trecho estudado da Bacia do Rio Paraibuna apresenta forma alongada, orientada na direção sudoeste-nordeste, e que as duas estações pluviométricas analisadas no presente trabalho localizam-se nos extremos de sua

área de drenagem. A Figura 5 apresenta uma estimativa da área de influência de cada estação pluviométrica sobre a área de drenagem avaliada, obtida através do método de Thiessen.

Figura 5. Estimativa da área de influência das estações pluviométricas avaliadas, através do método de Thiessen.



Em branco, área de influência da estação 2345067 (A), em cinza, área de influência da estação 2244009 (B). Elaboração do autor.

A área de influência da estação 2345067 é de 57% em relação ao total da bacia estudada, enquanto a estação 2344009 responde por 43% da chuva da bacia. Calculando os coeficientes de correlação ( $r$ ) entre os estimadores de declividade ( $\beta$ ) das tendências de vazão e chuva obtidos para todos os períodos e estações analisados, verifica-se uma forte correlação positiva entre as tendências da estação 58060000 e 2345067 ( $r = 0,746$ ) e uma fraca correlação positiva entre a estação 58060000 e 2344009 ( $r = 0,228$ ). Tais valores sugerem que o comportamento da vazão no trecho da bacia estudo é fortemente regido pela chuva incidente na área de influência da estação 2345067, enquanto variações no comportamento da chuva na região da estação 2244009 não acarretaram alterações significativa nas vazões da bacia, mesmo influenciando, teoricamente, grande parte da bacia (43% de sua área). As tendências das duas estações pluviométricas analisadas apresentaram moderada correlação positiva ( $r = 0,554$ ), sendo a distância entre as duas estações de aproximadamente 35 km. Esse resultado, somado ao fato de apenas a estação 2344009 ter apresentado

tendências estatisticamente significativas, sugere que a área estudada da bacia do Rio Paraibuna apresenta baixa homogeneidade do comportamento pluviométrico, com significativas diferenças em mesoescala. A distinção entre os comportamentos pluviométricos da estação 2344009 e 2345067 podem ser decorrentes de vários fatores. Dada a proximidade entre as estações, e a similaridade entre suas condições topográficas, é pouco provável que tal heterogeneidade seja decorrente de variações climáticas de maior escala ou de influência orográfica. A hipótese mais provável para explicar tal distinção é a diferença entre o uso e ocupação do solo no seu entorno. Segundo Tucci (2002), as alterações hidrológicas decorrentes do desmatamento são explicadas pelo aumento do albedo, aumento das flutuações da temperatura e déficit de tensão de vapor das superfícies das áreas desmatadas, redução da evaporação devido à redução da interceptação vegetal e menor variação da umidade do solo em camadas profundas, afetando os mecanismos de infiltração e recarga de águas subterrâneas. Alguns autores verificaram a influência da cobertura do

solo na variabilidade da chuva, em escala espacial compatível com a da hipótese proposta. Blyth et al. (1994) modelaram uma intrusão frontal na França, tendo verificado um aumento de 30% na chuva de uma área florestal em relação a outra coberta por solo exposto. Para os autores, áreas florestais na escala de 10 km a 20 km são capazes de produzir o mecanismo responsável por esta variação. Através de uma revisão da literatura sobre os impactos do uso e ocupação do solo sobre a chuva (em escala regional), Pielke et al. (2007) concluíram que o desmatamento acarreta reduções da chuva da ordem de 1% a 20%, bem como alterações de sua sazonalidade. Ainda segundo Pielke et al. (2007), há indícios na literatura de que o desmatamento em regiões próximas ao oceano – como é o caso da área estudada – tem um maior potencial de alterar a circulação tropical em relação a regiões distantes do oceano, com menor aporte de vapor d'água.

Analisando o mapa de uso e ocupação do solo presente no plano de manejo do PESM (IF, 2006), verifica-se que a área de influência e de entorno da estação 2345067 é coberta predominantemente por floresta ombrófila densa primária, com pequenos trechos de floresta secundária e campos antrópicos. Por outro lado, a área de influência e entorno da estação 2344009 (localizada fora dos limites do PESM, e próxima à sua divisa com o Parque Nacional da Serra da Bocaina) apresenta um mosaico de campos antrópicos (predominantes), fragmentos de floresta primária, secundária e áreas agrícolas. A região de Cunha, na qual se localiza a estação 2344009, compõe a área prioritária de manejo número 9 do plano de manejo do PESM, sendo esta caracterizada pela ocupação rural voltada para a agropecuária. Essa ocupação é antiga e causadora de diversos conflitos entre proprietários rurais e o Instituto Florestal (IF, 2006). A região também é uma área prioritária do plano de manejo do Parque Nacional da Serra da Bocaina (IBAMA, 2002), segundo o qual a região é susceptível ao desmatamento e corte seletivo de árvores, sofrendo pressões da ocupação agrícola, urbana e, até mesmo, da ação de palmiteiros. O início da ocupação da região e das alterações no uso e ocupação do solo ocorreu, inicialmente, em função do tropeirismo, através da abertura de trilhas para escoamento de mercadorias do interior até o litoral.

Esse período, bem como as repercussões ambientais e culturais da atividade tropeira nesse trecho do Vale do Paraíba, são analisadas por Carpegeani e Rezente Filho (2009). A partir do início do século XIX, com a ascensão da lavoura cafeeira, a região de Cunha passou por um processo intenso de desmatamento e ocupação do solo. Segundo o Instituto Florestal (IF, 2006), o desmatamento da região para plantação de café ocorria através do processo de derrubada e queima. Esse histórico de ocupação na região da estação 2344009 reforça a hipótese de que as tendências de redução da chuva detectadas em sua série são decorrentes de alterações do uso do solo no seu entorno, e não de alterações climáticas regionais – tendo em vista a não detecção de tendências significativas na chuva e na vazão no trecho predominantemente florestal da bacia estudada. Dessa forma, os resultados obtidos enfatizam a importância conservacionista do PESM, sugerindo que a remoção da vegetação nativa pode, dentre outros efeitos deletérios, reduzir a chuva na região. Futuros estudos podem confirmar a hipótese proposta para explicar a existência de tendências apenas na estação 2344009, por exemplo, através da correlação entre mapas de uso e ocupação do solo da região, de diversos períodos, e dados pluviométricos e meteorológicos sincronizados.

Em termos de gerenciamento de recursos hídricos, a inexistência de tendências nas séries de vazão analisadas indica um cenário estável de planejamento, considerando a disponibilidade hídrica superficial para usos múltiplos na bacia do Rio Paraibuna. Além disso, o trecho florestal da bacia estudada parece atuar como um estabilizador hidrológico, uma vez que a redução da chuva na região da estação 2344009 não resultou em alterações da vazão da estação 58060000. Esse fato pode futuramente ser abordado, por exemplo, sob a perspectiva do provimento de serviços ambientais pela Mata Atlântica no Parque Estadual da Serra do Mar e áreas vizinhas.

## CONCLUSÃO

A chuva e a vazão na Bacia do Rio Paraibuna, na região do Núcleo Santa Virgínia, não apresentaram tendências anuais ou sazonais significativas, tanto de curto quanto de longo prazo. Apesar da proximidade

entre as estações hidrológicas utilizadas, a estação 2344009, localizada na região do Núcleo Cunha, apresentou tendências significativas de redução da chuva a longo prazo, tanto em termos anuais quanto sazonais.

Devido à proximidade geográfica entre as estações pluviométricas consideradas, e à semelhança entre as características fisiográficas/topográficas das áreas nas quais estas se localizam, é pouco provável que as tendências significativas detectadas na estação 2344009 sejam decorrentes de alterações climáticas regionais. Por outro lado, o intenso processo de alteração do uso e ocupação do solo ocorrido na região de Cunha ao longo de várias décadas sugere que tais alterações ocasionaram mudanças no balanço hídrico local, sendo responsáveis pela redução da chuva na região da estação 2344009.

Os resultados obtidos neste trabalho sugerem que o trecho florestal preservado na região do Núcleo Santa Virgínia exerce uma função de estabilização hidrometeorológica, uma vez que as vazões no trecho estudado da bacia se mantiveram constantes mesmo mediante reduções significativas da chuva na região da estação 2344009.

## AGRADECIMENTOS

O autor agradece à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pela concessão de bolsa de pós-doutorado PNPd.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BATES, B. C.; KUNDEZEWCZ, Z. W.; WU, S.; PALUTIKOF, J. P. *Climate change and water*. Geneva: IPCC Secretariat, 2008.

BAYAZIT, M.; ÖNÖZ, B. To prewhiten or not to prewhiten in trend analysis? *Hydrological Sciences Journal*, Londres, v. 52, n. 4, p. 611-624, 2007. DOI: <http://dx.doi.org/10.1623/hysj.52.4.611>

BLYTH, E. M.; DOLMAN, J.; NOILHAN, J. The effect of forest on mesoscale rainfall: An example from HAPEx-MOBILHY. *Journal of Applied Meteorology*, Boston, v. 33, p. 445-454, 1994.

BURN, D. H.; CUNDERLIK, J. M.; PIETRONIRO, A. Hydrological trends and variability in the Liard River basin. *Hydrological Sciences Journal*, Londres, v. 49, n. 1, p. 53-67, 2004. DOI: <http://dx.doi.org/10.1623/hysj.49.1.53.53994>

CARPEGEANI, C. B. F.; REZENTE FILHO, C. B. Caminho das Tropas: A Importância da preservação histórica e cultural como meio de preservação ambiental no Vale do Paraíba. *Revista Ciências Humanas*, Taubaté, v. 2, n. 1, 2009.

CICCO, V. A. *Análise de séries temporais hidrológicas em microbacias com cobertura vegetal natural de Mata Atlântica, Cunha, SP*. 2004. 124 f. Dissertação (Mestrado em Geografia Física) – Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

FUNDAÇÃO CRISTIANO ROSA. *Plano da Bacia Hidrográfica do Paraíba do Sul – UGRHI - 2009-2012*. Piquete: FCR, 2009.

HELSEL, D. R.; FRANS, L. M. Regional Kendall test for trend. *Environmental Science and Technology*, v. 40, n. 13, p. 4066-4070, 2006.

HELSEL, D. R.; MUELLER, D. K.; SLACK, J. R. *Computer program for the Kendall family of trend tests*: U.S. Geological Survey Scientific Investigations Report 2005-5275. Reston: USGS; 2006. DOI: <http://dx.doi.org/10.1021/es051650b>

HIPEL, K. W.; MCLEOD, A. I. *Time series modelling of water resources and environmental systems*. Amsterdam: Elsevier Science; 1994.

INSTITUTO BRASILEIRO DO MEIO AMBIENTE E DOS RECURSOS NATURAIS RENOVÁVEIS. *Plano de manejo do Parque Nacional da Serra da Bocaina*. Brasília: IBAMA, 2002.

INSTITUTO FLORESTAL DO ESTADO DE SÃO PAULO. *Plano de manejo do Parque Estadual da Serra do Mar*. São Paulo: IF, 2006.

INTERNATIONAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. *Climate change 2007: The physical science basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. New York: Cambridge University Press, 2007.

KENDALL, M. G. *Rank correlation methods*. 4. ed. Londres: Charles Griffin; 1975.

MANN, H. B. Non-parametric test against trend. *Econometrica*, v. 13, n. 3, p. 245-259, 1945.

PIELKE, R. A.; ADEGONKE, J.; BELTRÁN-PRZEKURAT, A.; HIEMSTRA, C. A.; LIN, J.; NAIR, U. S.; NIYOGI, D.; NOBIS, T. E. An overview of regional land-use and land-cover impacts on rainfall. *Tellus*, Estocolmo, v. 59, n. 3. p. 587-601, 2007.

SEN, P. K.. Estimates of the regression coefficients based on Kendall's tau. *Journal of American Statistical Association*, Alexandria, v. 63, p. 1379-1389, 1968.

THEIL, H. A rank-invariant method of linear and polynomial analysis, part 3. *Nederlandse Akademie van Wetenschappen Proceedings*, v. 53, p. 1397-1412, 1950.

VENEZIANI, Y.; CICCIO, V.; CÂMARA, C. D.; RANZINI, M.; ARCOVA, F. C. S. Análise das precipitações e das vazões de um trecho da bacia hidrográfica do Rio Paraibuna-SP. *IF Série Registros*, São Paulo, n. 40, p. 197-202, 2009.

XU, Z.; LIU, Z.; FU, G. CHEN, Y. Trends of major hydroclimatic variables in the Tarim River basin during the past 50 years. *Journal of Arid Environments*, Amsterdam, v. 74, n. 2, p. 256-267, 2010. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jaridenv.2009.08.014>

WILSON, D.; HISDAL, H.; LAWRENCE, D. Has streamflow changed in the Nordic countries? Recent trends and comparisons to hydrological projections. *Journal of Hydrology*, Amsterdam, v. 394, n. 3-4, p. 334-346, 2010. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2010.09.010>