

XXVI SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HIDRÍCOS

MUDANÇAS EM PARÂMETROS DE TENDÊNCIAS LINEARES EM SÉRIES ANUAIS DE ENERGIA NATURAL AFLUENTE A RESERVATÓRIOS EQUIVALENTES DE ENERGIA DO SISTEMA INTERLIGADO DO BRASIL

Jorge M. Damázio¹; Fernanda da Serra Costa² & Marco Aurelio Santos³

Abstract: Since the last decade of the 20th century the Brazilian hydroelectric fleet has been subjected to a period of increased frequency of dry years resulting in a systematic reduction in its annual production. The paper presents an analysis of changes of parameters in linear trends in historical annual time series 1931-2023 of natural potential energy inflows (NEIs) in Brazil for simplified representations of multi-reservoir Brazilian hydropower systems using equivalent potential energy reservoirs (EERs). Changes in long-term mean NEI variation rates; standard deviation and residual lag-1 autocorrelations and lag-0 cross-correlations between pairs of residuals were analysed. The investigation considered the annual NEI time series of REEs corresponding to each of the four Brazilian official energy markets REEs (North, Northeast, Southeast/Central-West and South) and the series given by the sum of the submarkets series, corresponding to the representation of the full Brazilian hydropower system as a single REE.

Resumo: Desde a última década do século XX o parque hidrelétrico brasileiro tem sido submetido a um aumento da frequência de anos secos resultando em uma redução sistemática em sua produção anual. O artigo apresenta uma análise de mudanças em parâmetros de tendências lineares de séries temporais anuais 1931-2023 de energia potencial natural afluyente (ENAS) no Brasil para representações simplificadas do sistema hidrelétrico multi-reservatórios brasileiro utilizando reservatórios equivalentes de energia potencial (REEs). Foram analisadas mudanças de taxas de variação de ENA média de longo termo; de desvios padrão e de autocorrelações lag-1 residuais e; de correlações cruzadas lag-0 entre pares de resíduos. A investigação considerou as séries temporais anuais de ENAS de REEs correspondentes a cada um dos quatro mercados de energia oficiais no Brasil (Norte, Nordeste, Sudeste/Centro-Oeste e Sul) e a série dada pela soma das séries dos mercados, correspondendo à representação do parque hidrelétrico brasileiro como um único REE.

Palavras-Chave – Hidroeletricidade, Energia Natural Afluyente, Mudanças Climáticas

INTRODUÇÃO

O Sistema Interligado Nacional de geração de energia elétrica brasileiro (SIN), atualmente soma uma capacidade instalada total de (em maio de 2025) 245.356 MW, sendo 44% formado por plantas hidroelétricas (108.357 MW). A produção do parque hidroelétrico atual coloca o Brasil em segundo lugar entre os países geradores de energia hidrelétrica, superado apenas pela China e é, de longe, a

¹ Programa de Planejamento Energético/COPPE/UF RJ, Avenida Horácio Macedo, 2030, Ilha do Fundão, Rio de Janeiro, CEP 21941-914, (21)3938-8761, damazio@ppe.uerj.br

² Instituto de Matemática e Estatística/UERJ, Rua São Francisco Xavier, 524, Maracanã, Rio de Janeiro, CEP 20550-013, (21)23340934, fcosta@ime.uerj.br

³ Programa de Planejamento Energético/COPPE/UF RJ, Avenida Horácio Macedo, 2030, Ilha do Fundão, Rio de Janeiro, CEP 21941-914, (21)3938-8761, aurelio@ppe.uerj.br

principal fonte de fornecimento de energia elétrica do Brasil, responsável por cerca de 60% do fornecimento de energia elétrica do país. Uma característica importante do SIN é o seu sistema de transmissão que segmenta a produção de eletricidade em quatro subsistemas ou “mercados” conforme tabela 1, apresentada na sessão de Materiais e Métodos, podendo a transferência de energia entre mercados ser feita com algumas restrições.

Apesar do parque hidroelétrico brasileiro dispor de grandes reservatórios de acumulação de água, capazes de armazenar ~ 292 GWmês (ONS, 2024a), a sua produção é afetada por variações nas vazões nos rios das bacias hidrográficas onde estão instaladas as usinas. Com efeito, desde o início do uso de eletricidade no Brasil (1889) inúmeras ocorrências de escassez de suprimento se deveram a períodos de baixa afluência hidrológica. A crescente oposição à construção de reservatórios de acumulação nas últimas duas décadas do século XX se tornou um fator adicional determinante na piora das condições do suprimento de energia elétrica, fortemente dependente da hidroeletricidade. O século atual iniciou-se com baixo armazenamento nos reservatórios existentes agravado por sucessivos adiamentos de investimentos provocando a crise de suprimento em 2001-2002, administrada com um racionamento agressivo. As subsequentes secas de 2013-2015 e 2019-2020 foram controladas por produção massiva de usinas térmicas a gás natural, resultando em fortes aumentos de tarifas.

Desde o fim do século XX, diversos estudos foram publicados aplicando testes estatísticos convencionais de detecção de mudanças de regime hidrológico a registros individualizados de vazões afluentes a usinas do parque brasileiro corrigidas para considerar o efeito da operação de usinas de montante e retiradas para outros usos d'água. De uma forma geral estes estudos identificaram tendências lineares positivas e negativas na vazão média de longo termo para diferentes regiões do país.

Dado o nível de interligação do SIN, levanta-se a questão referente ao impacto líquido destas alterações na produção total do parque hidroelétrico do país e em última instância no suprimento de energia elétrica no país. Sob este aspecto, ressalta-se a necessidade de ponderar as mudanças de regime hidrológico detectadas nas séries temporais de vazões afluentes pelas diferentes produtibilidades energéticas. Assim, considerando um sistema de usinas em série, uma redução de vazão média de longo termo de 1 m³/s na primeira usina de montante do sistema impacta mais a produção de energia elétrica do que na última usina de jusante.

A ponderação de produtividade energética de vazões afluentes foi proposta em (Arvanitidis & Rosing, 1970) visando a definição de representações aproximadas de sistemas hidrelétricos com múltiplas usinas através de reservatórios equivalentes de energia potencial (REEs). Nesta modelagem, somam-se as vazões afluentes históricas às usinas ponderadas por respectivas produtividades obtendo-se uma única variável representando a energia potencial afluente total atribuída a um aproveitamento fictício com reservatório de energia potencial tomado como aproximadamente equivalente ao conjunto de usinas analisado. A série temporal histórica de energia potencial afluente resultante pode então ser analisada usando os métodos convencionais utilizados nas séries históricas de vazões (CPAMP, 2019). O Operador Nacional do Sistema (ONS), órgão responsável pelo planejamento e programação da operação do SIN, publica séries históricas mensais a partir de 1931 de energia potencial natural afluente (ENAs) obtidas a partir de séries históricas de vazões afluentes naturais para diversos REEs correspondentes a diferentes agrupamentos de usinas do SIN.

Este trabalho analisa mudanças ocorridas a partir da década de 90 do século XX em parâmetros de tendências lineares em séries temporais históricas anuais de ENAs do SIN obtidas a partir de séries históricas mensais 1931-2023 fornecidas pelo ONS. O trabalho analisou mudanças de taxas de variação de ENA média de longo termo; de desvios padrão e autocorrelações lag-1 residuais e; de

correlações cruzadas lag-0 entre pares de resíduos. A investigação considerou as séries de ENAS de REEs correspondentes a cada um dos quatros mercados de energia oficiais do SIN (Norte, Nordeste, Sudeste/Centro-Oeste e Sul) e a série dada pela soma das séries de mercado, correspondendo à representação do SIN como um único REE.

MATERIAIS E MÉTODOS

Séries Utilizadas

O trabalho utilizou séries históricas anuais de ENAs do SIN em MW médios (MWmed) para o período 1931 a 2023 de cada mercado calculadas a partir das correspondentes séries mensais obtidas no site do ONS (ONS, 2024b). A tabela 1 apresenta as principais estatísticas de cada série.

Tabela 1 – Sistema Interligado Nacional

Nome	Capacidade* (MW)		Estatísticas do Histórico de ENAs Anuais (MWmed)				
	total	hidro	Média	CV	Assimetria	Mínimo	Máximo
Sudeste/Centro-Oeste	114.934	58.292	41.865	17,32	1,307	28.342	77.781
Sul	31.935	17.796	9.344	35,83	0,792	3.172	22.009
Nordeste	68.170	10.704	7.723	33,60	0,735	2.525	15.125
Norte	30.317	21.565	12.452	18,98	0,163	5.864	18.762
SIN	245.356	108.357	71.383	15,96	1,288	52.302	124.632

* em maio de 2025

Métodos

Mudanças em Taxas de Variação de ENA Média de Longo Termo

A regressão linear simples (RLS) é um método bastante usado na detecção de tendências lineares em valores médios de longo termo de séries hidrológicas, sendo muitas vezes chamado de teste do coeficiente de correlação de Spearman (Muller, et al., 1998) ou teste do gradiente linear (Robson, et al., 2000). A RLS aplicada nas séries temporais de ENAs é escrita como:

$$ENA(t) = \beta + \alpha t + \varepsilon(t) \quad (1)$$

ou, na sua versão padronizada, como:

$$100 (ENA(t)/\overline{ENA}) = \beta + \alpha t + \varepsilon(t) \quad (2)$$

onde

ENA(t) é a ENA anual correspondente ao ano t;

\overline{ENA} é a média aritmética das ENAs na série analisada;

β é o intercepto;

α é a taxa de variação de ENA média de longo termo em MWmed por ano na versão original (1) ou em percentual da \overline{ENA} por ano no modelo padronizado (2) e;

$\varepsilon(t)$ é um resíduo anual aleatório com média zero e variância constante σ^2 .

Para cada série ENA(t), t=1931, ..., 2023, obtêm-se estimativas dos parâmetros (β, α, σ^2) e dos resíduos ($\varepsilon(t)$, t=1931, ..., 2023) por minimização da soma dos quadrados dos resíduos (Hoffmann, 2016).

Quando a evolução temporal da série histórica apresenta vértices separando períodos com tendências lineares distintas pode-se utilizar a RLS separadamente para cada período. Neste trabalho

considerou-se o caso de um único vértice ocorrendo no mesmo ano τ_M para todas as séries analisadas. Para cada série, as aplicações da RLS para os dois períodos forneceram as respectivas estimativas de parâmetros $(\beta_1, \alpha_1, \sigma_1^2)$ e $(\beta_2, \alpha_2, \sigma_2^2)$ e de séries de resíduos $(\varepsilon_1(t), t = 1931, \dots, \tau_M)$ e $(\varepsilon_2(t), t = \tau_M + 1, \dots, 2023)$.

Mudanças em Parâmetros das Distribuições dos Resíduos

O fenômeno que provocou mudanças nas taxas de variação de ENA média de longo termo a partir do ano τ_M pode ter afetado também parâmetros das distribuições dos resíduos em torno das regressões. Para avaliar estas possíveis mudanças, para cada série de ENAs, além das variâncias residuais do ajuste do RLS de cada período, σ_1^2 e σ_2^2 , obteve-se as correlações temporais lag-1 dos resíduos de cada período, denotadas $r_1(1)$ e $r_2(1)$. Também, para cada par de séries de ENAs obteve-se as correlações cruzadas lag-0 entre resíduos de cada período, denotadas $\rho_1(0)$ e $\rho_2(0)$.

Significâncias Estatísticas

Questões imediatas referentes ao erro amostral embutido nas estimativas foram tratadas avaliando-se as significâncias estatísticas de (α_1-0) , (α_2-0) , $(\alpha_2-\alpha_1)$, (σ_2^2/σ_1^2) , $(r_2(1) - r_1(1))$ e $(\rho_2(0) - \rho_1(0))$ através do cálculo de probabilidades de cauda, neste trabalho denotadas como valor-p. A avaliação nos dois primeiros casos foi obtida diretamente de tabelas da distribuição t de Student. O terceiro caso é facilitada pela aplicação da regressão linear de mudança estrutural com uso de variável fictícia (Hoffmann, 2016) e posterior consulta à tabela da distribuição t de Student. A significância de razões de variâncias foi obtida consultando a tabela da distribuição F. As significâncias de diferenças de correlações temporais lag-1 e correlações cruzadas lag-0 foi obtida usando a estatística z de Fisher e consulta à tabela da distribuição normal padrão (Fisher, 1925).

Significâncias Práticas

As avaliações clássicas dos níveis de significância estatística nas aplicações de RLS estão sujeitas a pressupostos de Normalidade, Independência e Identicamente Distribuídas (NIID) para as ENA(t) de cada série analisada. Apesar da literatura apresentar diversas medidas para mitigar os impactos de afastamentos de pressupostos, este trabalho, seguindo a abordagem de (Stahl, et al., 2010), procura interpretar os resultados de significâncias estatísticas como evidências de padrões aparentes na evolução temporal das séries analisadas, e em conjunto, adotar uma avaliação das significâncias práticas das estimativas das versões padronizadas do RLS conforme tabela 2.

Tabela 2 – Significâncias Práticas em RLS padronizadas

Classe	Estatística ϕ	
	$(\alpha_1-0), (\alpha_2-0), (\alpha_2-\alpha_1), (z_2 - z_1)^*$	$(\sigma_2-\sigma_1)$
desprezível	$ \phi \leq 0.11$	$ \phi \leq 1.1$
pequena	$0.11 < \phi \leq 0.31$	$1.1 < \phi \leq 3.1$
moderada	$0.31 < \phi \leq 0.51$	$3.1 < \phi \leq 5.1$
grande	$ \phi > 0.51$	$ \phi > 5.1$

* $z_i = 0.5 * (\ln(1+r_i(1)) - \ln(1-r_i(1)))$ ou $z_i = 0.5 * (\ln(1+\rho_i(0)) - \ln(1-\rho_i(0)))$, $i=1,2$

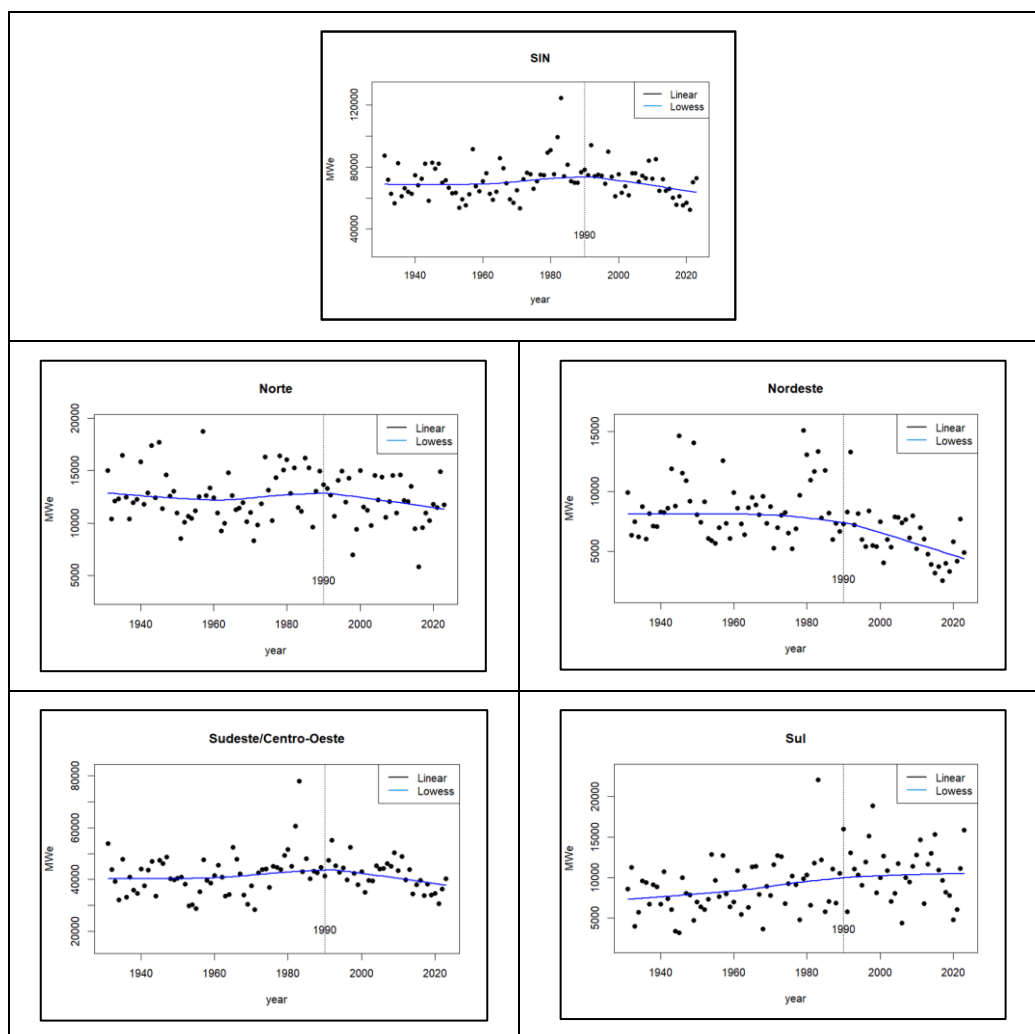
Notar na tabela 2 que as significâncias práticas de diferenças de correlações são avaliadas por diferenças da transformação $z = \frac{1}{2} (\ln(1+r) - \ln(1-r))$ como proposto em (Cohen, 1988).

RESULTADOS

Na evolução temporal da série histórica de ENAs anuais para o SIN (figura 1) é possível, com auxílio de curva suave de tendência, se distinguir dois períodos distintos separados pelo final da década de 80. No primeiro período as ENAs flutuam em torno de um valor médio bem definido e no segundo período passam a flutuar no entorno de uma tendência linear decrescente. Verifica-se ainda uma dispersão no entorno da curva suave menor para o segundo período.

Também nas evoluções temporais das séries históricas dos mercados (figura 1) pode-se notar a mudança ocorrida no final da década de 80. Nos casos dos mercados Sudeste/Centro-Oeste e Norte os comportamentos são bem similares ao da série do SIN. Na série do mercado Nordeste o período de tendência linear decrescente iniciou-se bem mais cedo à uma taxa bem pequena que se intensifica gradualmente até uma taxa constante vigente a partir do início da década de 90. Na série do mercado Sul o primeiro período é marcado por uma pequena tendência linear crescente inicial cuja taxa lentamente se reduz até atingir um valor irrisório constante a partir do início da década de 90. A partir destas constatações calibrou-se RLS para dois períodos separados considerando $\tau_M = 1990$ para todas as séries.

Figura 1 – Séries Temporais de ENAs Anuais para o SIN. 1931-2023



As tabelas de 3 a 6 apresentam as estimativas e suas avaliações de significância estatística e prática.

As colunas 2 e 5 da tabela 3 mostram taxas α positivas para o primeiro período e taxas negativas no segundo período para todas as 4 séries de mercado.

Em relação à significância prática, no primeiro período destaca-se o valor da taxa da série do mercado Sul, sendo a taxa classificada como grande. Para os três outros mercados, as taxas são classificadas como desprezíveis ou pequena. No segundo período, as taxas das séries de mercado são classificadas como grande ou moderada. A taxa da série do SIN acompanha nos dois períodos o padrão dominante das taxas das séries de mercado, sendo positiva e classificada como pequena no primeiro período e, negativa e classificada como grande no segundo período.

As três últimas colunas da tabela 3 mostram mudanças interperíodo de α classificadas como grande em 3 das 4 séries de mercado, ficando a exceção para o mercado Norte, cuja mudança foi classificada como moderada. Novamente a análise para o SIN acompanha o padrão dominante das análises individuais dos mercados, sendo a correspondente mudança interperíodo de α classificada como grande.

Sob o ponto de vista da significância estatística, para os dois períodos as taxas classificadas como grande são significantes a 5%. No segundo período, as taxas moderadas dos mercados Sul e Norte não alcançaram a significância estatística a 5%. Por outro lado, no primeiro período, refletindo o maior tamanho da amostra, as taxas classificadas como pequenas (série do mercado Sudeste/Centro Oeste e série do SIN) alcançaram a significância a 5%, ficando apenas as taxas desprezíveis dos mercados Norte e Nordeste sem alcançar a significância a 5% (colunas 4 e 7). Na análise da mudança interperíodo, não alcançaram a significância estatística a mudança moderada do mercado Norte e a mudança grande do mercado Sul (última coluna da tabela 3).

Tabela 3 – Mudanças de Taxa de Variação

Série	1931- 1990			1991 -2023			Mudança Interperíodo		
	α_1	classe	valor-p	α_2	classe	valor-p	$\alpha_2-\alpha_1$	classe	valor-p
Sudeste/Centro Oeste	0,285 (119,38)	pequena	0,046*	-0,817 (-342,23)	grande	0,000*	-1,103 (-461,61)	grande	0,001*
Sul	0,666 (62,27)	grande	0,008*	-0,325 (-30,34)	moderada	0,626	-0,991 (-92,60)	grande	0,141
Nordeste	0,109 (8,38)	desprezível	0,644	-1,617 (-124,90)	grande	0,000*	-1,726 (-133,27)	grande	0,003*
Norte	0,057 (7,08)	desprezível	0,695	-0,341 (-42,41)	moderada	0,31	-0,397 (-49,49)	moderada	0,290
SIN	0,276 (197,10)	pequena	0,03*	-0,756 (-539,87)	grande	0,001*	-1,032 (-736,97)	grande	0,032*

Notas: α em percentual da média aritmética da série histórica por ano. Entre parêntesis em MWmed por ano. * significante a 5%

A tabela 4 mostra que 3 das 4 séries de mercados apresentaram reduções de σ sendo a exceção de aumento de σ ocorrido para a série do mercado Sul. Em relação à significância prática, duas mudanças de σ foram classificadas como grandes (Sudeste/Centro Oeste e Nordeste), uma moderada (Sul) e uma desprezível (Norte). A mudança de σ para a série do SIN acompanhou a direção majoritária de redução de σ tendo sido classificada como moderada.

Sob o ponto de vista da significância estatística, a tabela 4 mostra que apenas nas séries do mercado Sudeste/Centro Oeste e do SIN as mudanças de σ alcançaram a significância a 5%.

Tabela 4 – Mudanças de Desvio Padrão Residual

Série	1931- 1989	1990 -2023	Mudança Interperíodo			
	σ_1	σ_2	$\sigma_2 - \sigma_1$	classe	(σ_1^2/σ_2^2)	valor-p
Sudeste/Centro Oeste	18,719 (7.837)	11,074 (4,636)	-7,645 (-3.201)	grande	0,350	0,002*
Sul	32,491 (3.036)	36,100 (3.373)	3,609 (337)	moderada	1,23	0,481
Nordeste	31,297 (2.417)	23,01 (1.777)	-8,287 (-640)	grande	0,541	0,066
Norte	19,346 (2.409)	18,810 (2.253)	-0,536 (-156)	desprezível	0,801	0,699
SIN	16,643 (11.880)	11,602 (8.282)	-5,041 (-3.598)	moderada	0,486	0,032*

Notas: valores em percentual da média aritmética da série histórica por ano. Entre parêntesis em MWmed por ano.

* significante a 5*

A tabela 5 mostra que 3 das 4 séries de mercados apresentaram reduções de $r(1)$ tendo a exceção de aumento de $r(1)$ ocorrido novamente na série do mercado Sul. Do ponto de vista prático, as três reduções de $r(1)$ foram classificadas como pequenas e o aumento de $r(1)$ na série do mercado Sul, desprezível. A mudança de $r(1)$ para a série do SIN acompanhou a direção majoritária de redução de $r(1)$ tendo sido classificada como pequena.

Sob o ponto de vista estatístico, a tabela 5 mostra que nenhuma das mudanças de $r(1)$ alcançou a significância de 5%.

Tabela 5 – Mudanças de Correlação Temporal lag-1 Residual

Série	1931- 1989	1990 -2023	Mudança Interperíodo		
	$r_1(1)$	$r_2(1)$	$z_2 - z_1$	classe	valor-p
Sudeste/Centro Oeste	0,3276	0,2103	-0,1267	pequena	0,575
Sul	0,1308	0,2002	0,0714	desprezível	0,7516
Nordeste	0,3828	0,1477	-0,2546	pequena	0,2591
Norte	0,1912	0,0577	-0,1358	pequena	0,5471
SIN	0,3082	0,0885	-0,2298	pequena	0,3083

A tabela 6 mostra que 3 dos 6 pares de séries de mercado analisados apresentaram reduções de $\rho(0)$ e 3, aumentos de $\rho(0)$. Nas três reduções de $\rho(0)$, uma foi classificada como pequena, e duas como desprezíveis. Nos três aumentos, também um foi classificado como pequeno e dois como desprezíveis.

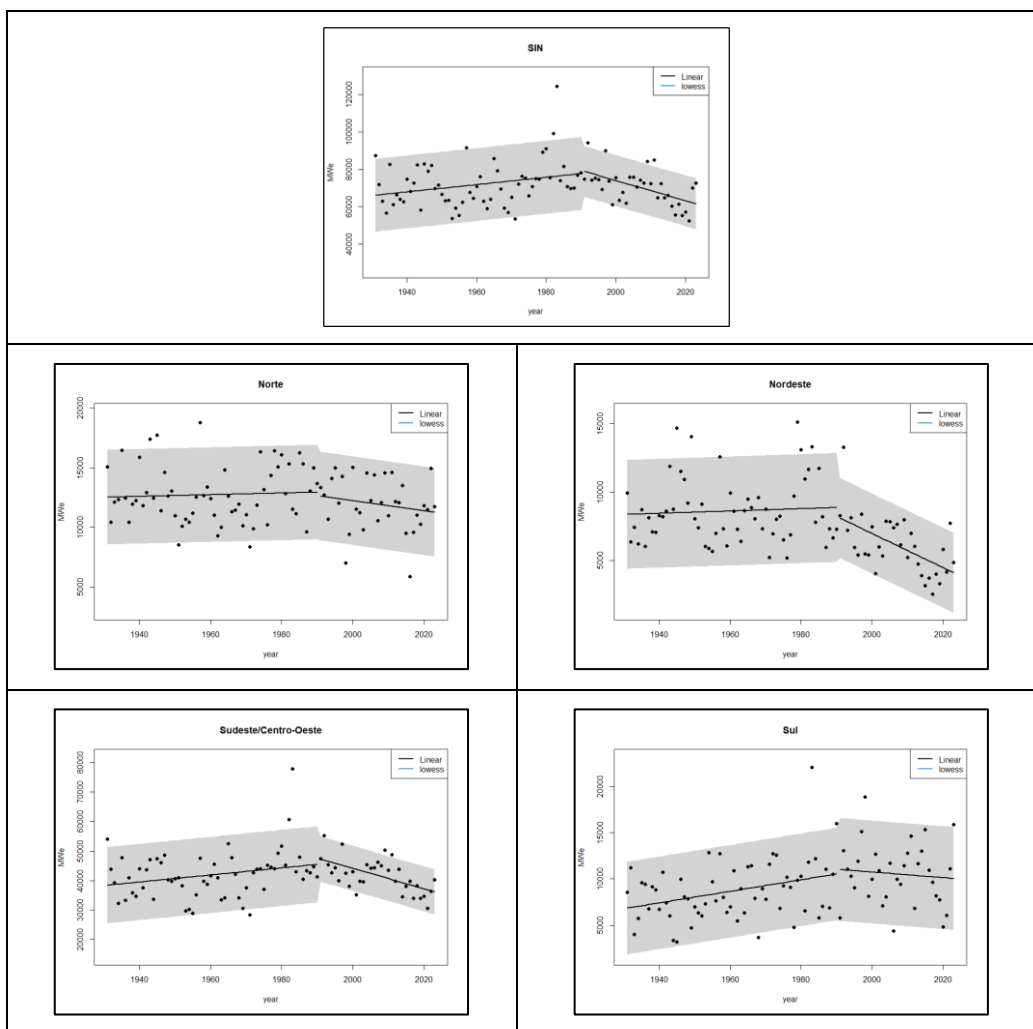
Sob o ponto de vista estatístico, a tabela 6 mostra que nenhuma das mudanças de $\rho(0)$ alcançou a significância de 5%.

Tabela 6 – Mudança de Correlação Cruzada lag-0 Residual

Par de Séries	1931- 1989	1990 -2023	Mudança Interperíodo		
	$\rho_1(0)$	$\rho_2(0)$	$z_2 - z_1$	classe	valor-p
Sudeste/Centro Oeste, Sul	0,3833	0,2634	-0,1341	pequena	0,5521
Sudeste/Centro Oeste, Nordeste	0,6242	0,6895	0,1151	pequena	0,6100
Sudeste/Centro Oeste, Norte	0,3784	0,3337	-0,0512	desprezível	0,8203
Sul, Nordeste	-0,0654	-0,0489	0,0166	desprezível	0,9415
Sul, Norte	-0,1985	-0,1797	0,0195	desprezível	0,9312
Nordeste, Norte	0,5627	0,5286	-0,0485	desprezível	0,8297

A figura 2 apresenta as regressões obtidas e os respectivos intervalos de $\pm 1.645\sigma$ no entorno das regressões.

Figura 2 – Modelos de Tendência para ENAs Anuais do SIN. 1931-2023



CONCLUSÕES

O aumento da frequência de anos de baixas afluições aos aproveitamentos hidroelétricos do SIN observada ao longo do início do século atual foi confirmada pela análise gráfica da série histórica de ENAs anuais para o SIN (figura 1) que indica claramente uma quebra no comportamento da evolução temporal a partir da década 90 do século passado, com o aparecimento de uma tendência temporal de redução de ENAs, contrastando com a prevalente tendência temporal de leve aumento de ENAs ao longo de todo o período anterior à década de 90. A mesma análise gráfica feita com as séries dos quatro mercados do SIN mostra que o fenômeno de mudança nos sinais da tendência de evolução temporal de ENAs anuais ocorreu em todos os mercados, embora no caso do mercado Nordeste a reversão do sinal da tendência parece ter se iniciado com menor intensidade por volta da década de 60, e se intensificado a partir da década de 90.

As análises com o modelo RLS avaliaram as mudanças de tendências ocorridas a partir da década de 90 de fato como importantes. O resultado mais marcante é a constatação de que a quebra de comportamento substituiu o regime antigo, vigente por 60 anos, onde vigorava, considerando o parque atual do SIN, uma pequena taxa de ganho médio anual de energias afluentes, estimado em ~ 200 MWmed/ano. A partir da década de 90, passa a vigorar uma importante perda média anual de energias afluentes para o SIN, estimada em ~540 MWmed/ano, e que já dura mais de 30 anos. Desde 1990, a média de longo termo das afluições energéticas ao parque atual do SIN já foi reduzida em ~17,300 MWmed, ou seja, 24% da média aritmética das afluições desde 1931. Observou-se que as estimativas de taxas de variação da série do SIN para os dois períodos, assim como a diferença entre elas, foram todas avaliadas como estatisticamente significativas a 5% pelos clássicos testes t das calibrações de RLS.

A quebra de comportamento com mudança de sinal na taxa de variação da série de afluição do SIN ocorre também nas séries de todos os quatro mercados do SIN, sendo de forma mais moderada no mercado Norte. As estimativas para o período pós-1989 de taxas de perdas energéticas anuais são importantes e percentualmente grandes nos mercados Sudeste/Centro Oeste e Nordeste, obtendo-se para os mercados Sul e Norte estimativas de taxas de perdas mais brandas e percentualmente moderadas. A perda de ~17,300 MWmed do pós-1989 em reduções de média de longo termo de afluições energéticas no SIN ocorreu na sua maioria por conta de reduções de afluição no mercado Sudeste/Centro Oeste (~11,000 MWmed, 64% das perdas do SIN) e no mercado Nordeste (~4,000 MWmed, 23% das perdas do SIN). As taxas de perdas anuais nas afluições energéticas destes dois mercados alcançaram significância estatística a 5%, ao contrário das moderadas taxas de perdas anuais nas afluições energéticas dos mercados Sul e Norte.

A análise dos desvios-padrão das séries residuais obtidas nas calibrações de RLS mostrou que a quebra de comportamento de 1990 trouxe uma redução de σ na série de ENAs anuais do SIN, que passou de ~11,900 MWmed para ~8,300 MWmed. Esta redução de ~3,600 MWmed equivale a 5% da média aritmética da série histórica de ENAs anuais. Lembrando que o parâmetro σ mede a dispersão de ENAs anuais no entorno da linha da regressão, esta redução, percentualmente considerada moderada, tem um aspecto positivo, na medida que indica maior previsibilidade para as afluições, facilitando a gestão do recurso. Sob o ponto de vista estatístico, a redução de σ atingiu a significância estatística a 5% no teste F da razão de variâncias.

A redução de σ observado na série do SIN ocorre em três das quatro séries de mercado, sendo grandes as reduções nas séries dos mercados Sudeste/Centro Oeste e Nordeste, e desprezível na série do mercado Norte. A série do mercado Sul foi a exceção, apresentando aumento moderado de σ (3,036 MWmês para 3,373 MWmês), ao invés de redução. Sob o ponto de vista estatístico, dentre as

quatro séries de mercado apenas a mudança de σ da série do mercado Sudeste/Centro-Oeste apresentou significância estatística a 5%.

No que diz respeito à dependência temporal das séries residuais dos mercados e da dependência espacial entre as séries residuais de mercados, tanto do ponto de vista prático como estatístico não foram encontrados indícios de mudanças importantes.

Cabe destacar que este estudo buscou apenas apresentar uma descrição das mudanças observadas a partir da década de 90 nos padrões de evolução temporal das séries históricas de ENAs do SIN e dos seus quatro mercados, não tendo sido objetivo deste trabalho abordar os possíveis fenômenos provocadores destas mudanças ou prever a evolução futura das séries analisadas. Uma possibilidade é que a mudança de sinal de tendência ocorrida na década de 90 nas séries de ENA do SIN seja uma manifestação de um componente cíclico natural do sistema climático do planeta afetando o regime hidrológico das bacias hidrográficas brasileiras, aguardando-se, portanto, uma outra reversão no sinal da tendência. Outra possibilidade, é ser o resultado da intensificação de atividades humanas, como mudanças de uso da terra nas bacias hidrográficas, ou emissões de gases de efeito estufa na atmosfera, cuja evolução possa ser um gradual abrandamento das taxas de redução ao longo das próximas décadas. A manutenção ou o agravamento da taxa de redução de afluentes ao SIN predominante nos últimos 30 anos é um aspecto relevante para o planejamento do suprimento de energia elétrica no país.

REFERÊNCIAS

- ARVANITIDIS, N. V. & ROSING, J. (1970). “*Composite Representation of a Multireservoir Hydroelectric Power System*”. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Volume 2.
- COHEN, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Second ed. Lawrence Erlbaum Associates, New York, USA, 579 p.
- CPAMP. (2019). *Representação Hidrológica: Scenario Generation*, EPE -Rio de Janeiro, Brasil
- FISHER, R. A. (1925). *Statistical Methods for Research Workers*. First ed. Oliver and Boyd Edinburg, Scotland.
- HOFFMANN, R. (2016). *Análise de Regressão. Uma Introdução à Econometria*. Quarta ed. O Autor, Piracicaba-SP, 393 p.
- MULLER, I., KRUGER, C. & KAVISKI, E. (1998). “*Análise de estacionariedade de séries hidrológicas na bacia incremental de Itaipu*”. Revista Brasileira de Recursos Hídricos, Volume 3, pp. 51-71.
- ONS. (2024a). “*Plano da Operação Energética 2024/2028. PEN 2024. Relatório das Condições de Atendimento*”, Operador Nacional do Sistema Elétrico. Rio de Janeiro, Brasil
- ONS. (2024b). “*SINTEGRE*”. <https://sintegre.ons.org.br/sites/9/13/63> acessado em 01/04/2025.
- ROBSON, A., BARDOSSY, A. & KUNDZEWICZ, Z. (2000). “*Statistical Methods for Testing for Change*”, in: *Detecting Trend and Other Changes in Hydrological Data*. Org. by Kundzewicz, Z. & Robson, A., WMO, First ed. Geneva, pp. 46-62.
- STAHL, K H., HANNAFORD, J., TALLAKSEN, L., & LANEN, H. (2010). “*Streamflow trends in Europe: evidence from a dataset of near-natural catchments*”. Hydrology and Earth System Sciences, pp. 2367-2382.