

WORKING PAPER PSPHUB

Impacto do El Niño-Oscilação do Sul (ENOS) na Dinâmica de Recarga do Aquífero Guarani

Mario Antonio Margarido

14 de setembro de 2026

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	4
AQUÍFERO GUARANI	5
2. OBJETIVOS	6
3. DADOS	7
4. MÉTODOS.....	9
5. ANÁLISE DE RESULTADOS	13
6. CONCLUSÕES	28
7. LITERATURA CITADA	29

Impacto do El Niño-Oscilação do Sul (ENOS) na Dinâmica de Recarga do Aquífero Guarani:
Uma Abordagem Econométrica de Séries Temporais

Mario Antonio Margarido¹

Resumo: Este estudo analisa e quantifica econometricamente os impactos das anomalias climáticas do El Niño-Oscilação do Sul (ENOS) sobre a dinâmica de armazenamento e a taxa de variação volumétrica do Sistema Aquífero Guarani entre os anos de 2000 e 2025. Para capturar a latência do processo de percolação e a interdependência hidrológica, utilizaram-se dados do Índice Oceânico do Niño (ONI/NOAA) e dados meteorológicos (precipitação e evapotranspiração) da NASA POWER para a área de recarga. A metodologia envolveu testes de raiz unitária (ADF), modelos de regressão dinâmica ARIMAX com defasagens e sazonalidade, e modelos de vetores autorregressivos (VAR), complementados por Decomposição da Variância do Erro de Previsão (FEVD) e Funções de Resposta a Impulso (IRF). Os resultados indicam que a anomalia de precipitação é o principal determinante direto das alterações volumétricas no aquífero, respondendo por 67% a 71% da variância do erro de previsão. Por sua vez, os choques do ENOS atuam de forma indireta e defasada, transmitindo-se por meio dos padrões de precipitação e gerando um impacto positivo estatisticamente significativo sobre a recarga do aquífero com defasagem de 4 a 6 meses, atingindo seu pico acumulado no 12º mês.

Palavras-chave: Aquífero Guarani; El Niño-Oscilação do Sul (ENOS); Modelos Econométricos; Séries Temporais; ARIMAX; Vetores Autorregressivos (VAR); Recarga de Água Subterrânea.

Impact of El Niño-Southern Oscillation (ENSO) on the Recharge Dynamics of the Guarani Aquifer: A Time Series Econometric Approach

Abstract: This study econometrically analyzes and quantifies the impacts of El Niño-Southern Oscillation (ENSO) climate anomalies on the storage dynamics and rate of volumetric change of the Guarani Aquifer System between 2000 and 2025. To capture the latency of the percolation process and hydrological interdependence, data from the Oceanic Niño Index (ONI/NOAA) and meteorological variables (precipitation and evapotranspiration) from NASA POWER were used for the recharge area. The econometric approach comprised Augmented Dickey-Fuller (ADF) unit root tests, dynamic ARIMAX models with lag structures and seasonality, and Vector Autoregressive (VAR) models,

¹ Doutor em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (Esalq/USP), Senior Partner e Líder de Econometria da Pezco Economics e Pesquisador do PSP Hub Estudos em Infraestrutura e Urbanismo. mario.margarido@pezco.com.br

complemented by Forecast Error Variance Decomposition (FEVD) and Impulse Response Functions (IRF). The findings demonstrate that precipitation anomalies act as the primary direct driver of volume variations in the aquifer, accounting for 67% to 71% of the forecast error variance. Conversely, ENSO shocks operate indirectly and with a lag, being transmitted through local rainfall patterns and exerting a statistically significant positive effect on aquifer recharge with a 4-to-6-month response lag, reaching its cumulative peak in month 12.

Keywords: Guarani Aquifer; El Niño-Southern Oscillation (ENSO); Econometric Models; Time Series; ARIMAX; Vector Autoregression (VAR); Groundwater Recharge.

1. INTRODUÇÃO

O Aquífero Guarani constitui uma das maiores reservas subterrâneas de água doce do planeta, estendendo-se por cerca de 1,2 milhão de quilômetros quadrados sob o território de quatro países da América do Sul: Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai. No cenário contemporâneo, marcado pelo crescimento demográfico e pela expansão das demandas produtivas, esse sistema aquífero desempenha papel fundamental na segurança hídrica regional, no abastecimento urbano e no suporte a atividades agrícolas e industriais. Sua relevância estratégica ultrapassa as fronteiras nacionais, tornando-o um recurso crítico para a estabilidade socioeconômica do Cone Sul e um objeto central nas discussões sobre a governança de águas transfronteiriças.

Entretanto, a sustentabilidade desse reservatório tem sido colocada em risco por múltiplos fatores antrópicos e ambientais. A contaminação por efluentes urbanos e industriais, somada ao uso intensivo de defensivos agrícolas nas áreas de recarga do aquífero, onde o solo poroso facilita a percolação de poluentes, representa uma ameaça direta à qualidade da água. Adicionalmente, a captação excessiva e a falta de monitoramento integrado dos poços tubulares podem levar ao rebaixamento acentuado dos níveis estáticos, comprometendo a capacidade de renovação do reservatório a longo prazo.

Paralelamente, a intensificação das anomalias climáticas e a alteração dos regimes pluviométricos impõem novos desafios à dinâmica hidrológica do Aquífero Guarani. Eventos extremos de seca prolongada reduzem o volume de infiltração e de recarga nas áreas expostas, enquanto episódios de precipitação concentrada alteram os padrões naturais de escoamento e retenção no solo. Diante desse cenário de incertezas ambientais e climáticas, torna-se imprescindível aprofundar a compreensão das vulnerabilidades do aquífero para embasar políticas públicas eficazes de gestão integrada, proteção das áreas críticas de recarga e conservação sustentável desse recurso estratégico.

AQUÍFERO GUARANI

O Aquífero Guarani é um dos maiores sistemas aquíferos transfronteiriços de água doce do planeta, desempenhando papel estratégico na segurança hídrica e no desenvolvimento sustentável da América do Sul.

Em termos de extensão e distribuição geográfica, o aquífero abrange cerca de 1,2 milhão de km² na Bacia do Paraná, distribuídos entre Brasil (70%), Argentina (19%), Paraguai (6%) e Uruguai (5%) (OEA/PNUMA, 2009).

Quanto à capacidade de armazenamento, o aquífero é constituído por arenitos das formações Pirambóia e Botucatu, recobertos por rochas basálticas, e possui um volume estimado de água acumulada entre 30.000 km³ e 39.000 km³ (SGB/CPRM, 2010).

Sua dinâmica de recarga ocorre principalmente por infiltração de água nas áreas de afloramento situadas nas bordas da bacia, com destaque para as regiões Centro-Oeste e Sudeste do Brasil, como o interior dos estados de São Paulo e Paraná (ANA, 2020).

Quanto à sua relevância econômica, destacam-se o abastecimento público, o apoio ao agronegócio, o turismo termal e a geotermia. No que se refere ao abastecimento público, o aquífero fornece, de forma exclusiva ou parcial, água potável a mais de 500 municípios sul-americanos. Em centros urbanos do interior paulista, como Ribeirão Preto, mais de 90% do abastecimento público provém do aquífero devido à alta qualidade da água, o que reduz substancialmente os custos de tratamento (ANA, 2020). Sob o ponto de vista do agronegócio, o aquífero sustenta a irrigação de culturas como cana-de-açúcar, grãos e cultivos citrícolas, além da dessedentação animal no Centro-Sul brasileiro, funcionando como um amortecedor hídrico crucial contra períodos de seca severa (Embrapa, 2018). No turismo termal e na geotermia, a exploração de águas subterrâneas termais, com temperaturas entre 33 °C e 65 °C, ocorre em polos turísticos como Caldas Novas (GO), Olímpia (SP) e a região de Salto, no Uruguai (OEA/PNUMA, 2009).

Em termos de relevância ambiental e hidrológica, o aquífero atua como regulador do ciclo hidrológico regional, alimentando os rios das bacias do Paraná e do Uruguai durante períodos de estio (UNESCO/PHI, 2009). Quanto à questão da resiliência climática, o Aquífero Guarani funciona como reservatório natural de resposta lenta, capaz de mitigar os impactos de anomalias climáticas de escala global, tais como as fases do El Niño-Oscilação do Sul (ENOS) sobre os recursos hídricos superficiais (World Bank/GW-MATE, 2006). Além disso, o aquífero apresenta conexão com os biomas, uma vez que a proteção de suas áreas de recarga está diretamente vinculada à conservação de remanescentes do Cerrado e da Mata Atlântica.

A Figura 1 apresenta a localização geográfica do Aquífero Guarani na América do Sul, bem como sua extensão territorial em km² no Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai.

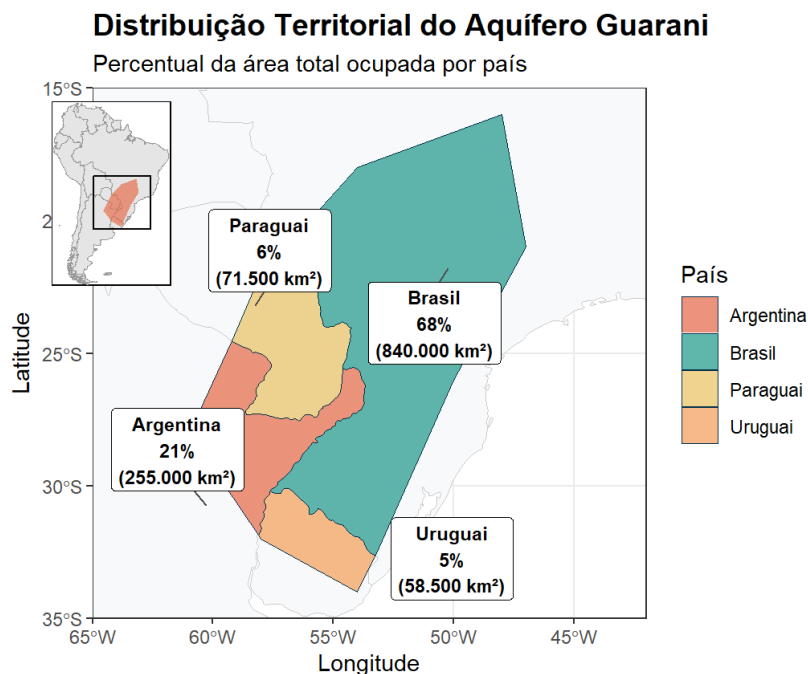


Figura 1. Distribuição territorial do Aquífero Guarani e percentual da área total ocupada em cada país do Cone Sul.

Fonte: Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico (ANA) e Projeto Aquífero Guarani (OEA/GEF/PNUMA).

2. OBJETIVOS

O objetivo geral deste estudo consiste em analisar e quantificar econometricamente os impactos das anomalias climáticas do El Niño-Oscilação do Sul (ENOS) sobre a dinâmica de armazenamento e a taxa de variação volumétrica (Δvol) do Sistema Aquífero Guarani, identificando as defasagens temporais e a persistência dos choques na bacia de recarga entre os anos de 2000 e 2025.

Os objetivos específicos são:

Consolidar e compatibilizar as séries temporais do Índice Oceânico do Niño (ONI/NOAA) com os dados de precipitação e evapotranspiração da NASA POWER para a área de recarga do aquífero;

Estimar um modelo de regressão dinâmica com regressores exógenos e defasagens (*lags* de 3 e 6 meses) para capturar a latência do processo de infiltração e percolação da água na zona saturada;

Especificar um modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) em primeira diferença (∇ volume) com incorporação de *dummies* sazonais mensais, corrigindo problemas de não-estacionariedade e autocorrelação residual;

Mensurar a magnitude e a duração dos impactos climáticos ao longo de um horizonte de 24 meses por meio de Funções de Resposta a Impulso (IRF) e quantificar a proporção da variabilidade explicada pelo ENOS por meio da Decomposição da Variância do Erro de Previsão (FEVD).

3. DADOS

Utilizou-se a série temporal do Índice Oceânico do Niño (ONI) para capturar os choques e as fases (El Niño e La Niña) do El Niño-Oscilação do Sul (ENOS). A fonte é o National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA) / Climate Prediction Center (CPC). Quanto à unidade e à frequência, o índice expressa a anomalia da temperatura da superfície do mar (°C) na região do Niño 3.4, com frequência mensal.

Também foram utilizadas as variáveis Precipitação Total Corrigida (PRECTOTCORR) e Evapotranspiração (EVPTRNS). Essas são variáveis meteorológicas da bacia de recarga do Sistema Aquífero Guarani no Brasil (coordenadas -22.5° Lat, -51.5° Lon). A fonte dessas duas séries é a National Aeronautics and Space Administration (NASA) / POWER API (Prediction Of Worldwide Energy Resources). Em termos de unidade e frequência, essas variáveis representam a precipitação em milímetros por dia (mm/dia) e evapotranspiração em mm/dia, coletadas com periodicidade diária para o período de 2000 a 2025.

A seguir, apresentam-se os procedimentos de tratamento e transformação dos dados.

Foram necessárias a agregação temporal e o truncamento das datas. Mais especificamente, foi necessária a compatibilização das séries diárias da NASA POWER para a frequência mensal, com a chave temporal ano_mes definida no primeiro dia de cada mês (YYYY-MM-01) para permitir o alinhamento exato por meio de uma operação de left join com a base do ONI.

Também foi calculada a anomalia de precipitação, obtida pela subtração da média histórica mensal do total acumulado de chuva, $P_t - \bar{P}$, isolando o componente de desvio climático local.

Para a construção da *proxy* de variação no estoque do Aquífero Guarani (V_t), realizou-se a integração do saldo hídrico mensal ajustado pela sua média por meio da soma acumulada ($V_t = \sum_{i=1}^t [S_i - \bar{S}]$), em que S_t representa o saldo mensal do período t e $\bar{S}$ é o saldo médio da série.

Na modelagem do balanço hídrico, o saldo mensal (S_t) foi calculado pela diferença entre a precipitação total e a evapotranspiração potencial:

$$S_t = P_t - ETP_t$$

A *proxy* para o volume acumulado do aquífero no mês t é dada por:

$$V_t = \sum_{i=1}^t [(P_i - ETP_i) - \bar{S}]$$

onde:

P_t : Precipitação pluviométrica acumulada no mês t (PRECTOTCORR, NASA POWER);

ETP_t : Evapotranspiração Potencial acumulada no mês t (EVPTRNS, NASA POWER), que mede a demanda evapotranspirativa atmosférica sob suprimento ilimitado de água;

$\bar{S}$: Saldo hídrico médio do período de amostragem, utilizado para centralizar os desvios e mitigar a tendência de *drift* linear na soma acumulada;

Ressalta-se que o indicador V_t atua como uma *proxy* estocástica para a dinâmica de médio e longo prazo do armazenamento hídrico regional. Por utilizar a evapotranspiração potencial (ETP) em vez da real (ETR) e não incorporar o escoamento superficial (*runoff*) nem a Capacidade de Água Disponível (CAD) do solo, a variável captura o acúmulo relativo das anomalias do balanço entre oferta e demanda atmosférica de água na área de recarga.

Para assegurar a estacionariedade das séries, considerou-se, quando necessária, a aplicação do operador de diferença $vol_t - vol_{t-1}$, a fim de tornar estacionárias eventuais séries integradas de ordem um ($I(1)$) e eliminar tendências estocásticas de longo prazo.

Em função da presença de sazonalidade, foi gerado um vetor de variáveis exógenas sazonais, com a inclusão de 11 variáveis *dummy* mensais ($D_1, D_2, \dots, D_{11}$) para absorver os ciclos intra-anuais de seca e chuva característicos da região Centro-Sul.

Finalmente, foram incorporadas defasagens (lags) (oni_{t-k}), com a construção de regressores defasados em 3 e 6 meses por meio de `dplyr::lag()`, mantendo a dimensão vetorial da amostragem para capturar o tempo de infiltração e percolação² na zona saturada.

4. MÉTODOS

Foram utilizados modelos de séries temporais para avaliar o impacto do El Niño sobre o volume de água do Aquífero Guarani. Foram considerados o modelo ARIMAX e o modelo de Vetores Autorregressivos (VAR).

Para avaliar as propriedades estocásticas e verificar a presença de não-estacionariedade (raiz unitária) nas séries temporais, empregou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme apresentado em Dickey e Fuller (1979) e Said e Dickey (1984). A identificação da ordem de integração das variáveis é um pré-requisito fundamental para evitar a ocorrência de regressões espúrias e determinar a especificação adequada dos modelos econométricos dinâmicos (ARIMAX e VAR).

O teste ADF fundamenta-se na estimação da seguinte equação de regressão auxiliar por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

onde:

$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ representa a primeira diferença da série de interesse no período t ;

α denota o termo constante (intercepto ou *drift*);

βt representa uma tendência determinística linear temporal;

y_{t-1} é a variável dependente em nível defasada em um período;

p é a ordem de defasagem dos termos autorregressivos das diferenças (Δy_{t-i}), incluídos para eliminar a autocorrelação nos resíduos (ε_t);

ε_t é um termo de erro aleatório independente e identicamente distribuído *i. i. d.* $(0, \sigma^2)$.

² Na hidrologia e ciência do solo, percolação corresponde à etapa do ciclo hidrológico em que a água, após penetrar a superfície (infiltração), continua descendo pelas camadas profundas do solo e das rochas até atingir e recarregar os aquíferos subterrâneos.

A hipótese nula (H_0) do teste estabelece a presença de raiz unitária, ou seja, a série não é estacionária ($I(1)$), contra a hipótese alternativa (H_1) de que a série é estacionária ($I(0)$):

$H_0: \gamma = 0$ (A série possui raiz unitária)

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

A tomada de decisão baseia-se na estatística t calculada para o parâmetro γ ($\tau = \hat{\gamma}/SE(\hat{\gamma})$). Como essa estatística não segue uma distribuição t de Student padrão sob H_0 , os valores calculados foram comparados com os valores críticos não padronizados, tabulados por MacKinnon (1996). Caso a estatística do teste seja inferior (mais negativa) ao valor crítico correspondente ao nível de significância adotado ($\alpha = 0,05$), rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária.

A seleção do número ideal de defasagens (p) na regressão auxiliar foi automatizada com base na minimização do Critério de Informação de Akaike (AIC) (Akaike, 1974), assegurando o balanço entre parcimônia e ausência de autocorrelação serial nos resíduos.

O modelo de Regressão Dinâmica com Regressores Exógenos e Defasagens, também denominado ARIMAX³, foi utilizado para capturar a resposta dinâmica e o efeito de latência do processo de infiltração e percolação hídrica na zona saturada do Sistema Aquífero Guarani. Em outras palavras, foi utilizado um modelo Autorregressivo Integrado de Médias Móveis com Variáveis Exógenas (ARIMAX(p, d, q))⁴. A estrutura geral do modelo é dada por:

$$\phi(B)(1-B)^d y_t = \alpha + \sum_{k \in \{0,3,6\}} \beta_k \cdot \text{ONI}_{t-k} + \gamma \cdot \text{Anomalia_Precip}_t + \theta(B)\varepsilon_t$$

onde:

y_t : Representa a variável de volume/armazenamento do aquífero (vol_t);

³ O termo ARIMAX (*Autoregressive Integrated Moving Average with Exogenous Variables*) surgiu na literatura aplicada e no desenvolvimento de softwares estatísticos (como SAS, R e SPSS) para denominar a extensão direta dos modelos ARIMA com regressores externos. Embora o clássico livro de Box, Jenkins, Reinsel e Ljung (2015) forneça a base matemática sob o nome de Modelos de Função de Transferência, diversos livros didáticos de econometria e séries temporais apresentam formalmente a especificação sob o nome ARIMAX. De forma resumida, o ARIMAX assume que X_t afeta Y_t apenas em pontos fixos no tempo (*lags* diretos), enquanto a Função de Transferência consegue modelar como o efeito de X_t se propaga, acumula e decai gradualmente ao longo de múltiplos períodos.

⁴ Exemplos de aplicações do modelo de Função de Transferência para variáveis econômicas podem ser encontrados em Margarido (2026).

B : Operador de defasagem (mecanismo *backshift* tal que $B^k y_t = y_{t-k}$);

$\phi(B) = 1 - \sum_{i=1}^p \phi_i B^i$: Polinômio autorregressivo de ordem p ;

$\theta(B) = 1 + \sum_{j=1}^q \theta_j B^j$: Polinômio de médias móveis de ordem q ;

d : Ordem de integração para garantia de estacionariedade da série;

ONI_{t-k} : Índice Oceânico do Niño defasado em k meses ($k = 0,3,6$);

$\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$: Termo de erro aleatório (*ruído branco*).

Também foi utilizado o modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) em primeira diferença com dummies sazonais. Para avaliar⁵ a interdependência estocástica entre a anomalia climática, a precipitação e o comportamento do aquífero, especificou-se um sistema multivariado em vetores autorregressivos de ordem p , VAR(p). Para neutralizar problemas de integração $I(1)$ e os ciclos intra-anuais intrínsecos à bacia hidrográfica, o sistema foi estimado em primeira diferença (Δvol_t) com a incorporação de regressores exógenos determinísticos:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{c} + \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i \mathbf{Y}_{t-i} + \mathbf{\Gamma} \mathbf{D}_t + \varepsilon_t$$

onde:

$\mathbf{Y}_t = [\Delta vol_t \quad ONI_t \quad Anomalia_Precip_t]'$: Vetor 3×1 de variáveis endógenas estacionárias;

$\mathbf{c}$: Vetor de constantes;

$\mathbf{A}_i$: Matrizes de coeficientes 3×3 associadas às defasagens do sistema;

$\mathbf{D}_t = [D_{1,t} \quad D_{2,t} \quad \dots \quad D_{11,t}]'$: Vetor de 11 variáveis *dummy* mensais sazonais (usando dezembro como mês de referência) para filtrar os componentes estacionais de seca e chuva;

ε_t : Vetor de perturbações estocásticas multivariadas com $\mathbb{E}[\varepsilon_t] = \mathbf{0}$ e matriz de covariância $\mathbf{\Sigma}$.

A ordem ótima de defasagem (p) do sistema VAR foi determinada pela minimização do Critério de Informação de Akaike (AIC):

⁵ Detalhes teóricos e aplicações do modelo VAR podem ser encontrados em Lütkepohl (2005), Enders (2014) e Margarido (2026).

$$AIC(n) = \ln \det(\hat{\Sigma}_u) + \frac{2nK^2}{T}$$

onde $\hat{\Sigma}_u$ é a matriz de covariância dos resíduos, K o número de variáveis e T o tamanho da amostra.

Como a estimação foi realizada no ambiente RStudio, adotou-se Pfaff (2008) como referência para a implementação do modelo VAR.

Para verificar a presença de autocorrelação serial nos resíduos, foi utilizado o teste de Portmanteau. Em relação a esse teste, a hipótese nula (H_0) afirma que não há autocorrelação serial nos resíduos até a defasagem h . A estatística do teste (Portmanteau assintótico) é dada pela fórmula:

$$Q_h = T \sum_{j=1}^h \text{tr}(\hat{C}_j' \hat{C}_0^{-1} \hat{C}_j \hat{C}_0^{-1}) \sim \chi^2(K^2(h-p))$$

Um p-valor superior ao nível de significância ($\alpha = 0,05$) indica ausência de autocorrelação nos resíduos (presença de ruído branco). Esse teste utiliza uma distribuição qui-quadrado.

Outro método utilizado foi o teste de causalidade de Granger, conforme apresentado em Granger (2001), cujo objetivo é avaliar se o histórico do índice ONI adiciona capacidade preditiva relevante para antecipar a variação do volume do aquífero (Δvol_t). Nesse caso, a hipótese nula (H_0) é de que o índice ONI não causa Δvol_t no sentido de Granger, ou seja, coeficientes de ONI_{t-i} são simultaneamente nulos na equação do aquífero. A rejeição de H_0 ($p < 0,05$) confirma a precedência temporal das anomalias do Oceano Pacífico sobre o sistema aquífero.

Finalmente, para analisar a dinâmica entre as variáveis do Modelo VAR, foram utilizadas a Função de Resposta de Impulso e a Decomposição da Variância dos Erros de Previsão. A IRF (Impulse Response Function) simula o efeito transmitido por um choque estrutural não antecipado de 1 desvio-padrão no índice ONI sobre Δvol_t ao longo de um horizonte de 24 meses ($n. ahead = 24$), com intervalos de confiança construídos por bootstrap (500 repetições). Já a FEVD (Forecast Error Variance Decomposition) quantifica a proporção da variância do erro de previsão de Δvol_t atribuível aos choques do ENOS, à inércia hidrológica própria e às precipitações locais. Ressalta-se que, para a ordenação das Autorregressivos (VAR), a Decomposição de Cholesky é o método utilizado para identificar choques estruturais ortogonais e calcular a Função de Resposta a Impulso (IRF) e a Decomposição da Variância do Erro de Previsão. Essa decomposição resolve o chamado problema de identificação do VAR, transformando os resíduos reduzidos, que são correlacionados entre si, em choques ortogonais não correlacionados (com média zero e variância unitária).

5. ANÁLISE DE RESULTADOS

Por se tratar de séries temporais, o primeiro passo foi determinar a ordem de integração de cada variável para verificar a presença de tendência estocástica em cada série, ou seja, se as séries são não estacionárias em nível. Nesse caso, foi aplicado o teste de raiz unitária ADF. A presença de raiz unitária pode gerar resultados espúrios⁶.

Em relação aos testes ADF, os resultados mostram que todas as três variáveis são estacionárias em nível, pois as estatísticas calculadas τ são mais negativas do que os respectivos valores críticos aos níveis de significância de 1%, 5% e 10% (Tabela 1). Como os testes de raiz unitária ADF indicaram que todas as variáveis são estacionárias em nível no nível de significância de 5% ($I(0)$), dispensou-se o procedimento de primeira diferença para a estimação dos modelos principais (ARIMAX e VAR). O uso das variáveis em nível evita a superdiferenciação (*overdifferencing*), preserva a informação das trajetórias originais e elimina o risco de regressão espúria.

Tabela 1. Resultados dos Testes de Raiz Unitária (ADF), Variáveis Volume do Aquífero, Índice ONI e Anomalia de Precipitação, 2000 – 2025

Variável	Nível	Especificação	τ Calculado	VC (1%)	VC (5%)	VC (10%)	Resultado (5%)
Volume do Aquífero (V_t)	Nível	Tendência e Constante	-4.796	-3.98	-3.42	-3.13	Estacionária
Volume do Aquífero (V_t)	Nível	Somente Constante	-4.778	-3.44	-2.87	-2.57	Estacionária
Volume do Aquífero (V_t)	Nível	Sem Tendência e Sem Constante	-3.623	-2.58	-1.95	-1.62	Estacionária
Índice ONI	Nível	Tendência e Constante	-8.361	-3.98	-3.42	-3.13	Estacionária
Índice ONI	Nível	Somente Constante	-8.342	-3.44	-2.87	-2.57	Estacionária

⁶ Discussões sobre relações espúrias podem ser encontradas em Margarido e Anefalos (1999) e Engle e Granger (1991).

Índice ONI	Nível	Sem Tendência e Sem Constante	-8.355	-2.58	-1.95	-1.62	Estacionária
Anomalia de Precipitação	Nível	Tendência e Constante	-9.116	-3.98	-3.42	-3.13	Estacionária
Anomalia de Precipitação	Nível	Somente Constante	-9.1	-3.44	-2.87	-2.57	Estacionária
Anomalia de Precipitação	Nível	Sem Tendência e Sem Constante	-9.114	-2.58	-1.95	-1.62	Estacionária

* Em todos os testes, para todos os modelos, os valores calculados, em valor absoluto, superam os respectivos valores críticos a qualquer dos três níveis de significância. Sendo assim, a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada em todos os casos.

Fonte: Elaborada a partir de dados da NASA e NOAA.

Uma vez determinada a ordem de integração de cada variável e, dado que todas são integradas de ordem zero, ou seja, estacionárias em nível, conforme os resultados dos testes de raiz unitária ADF, o próximo passo é a realização do teste de Causalidade de Granger.

O teste de causalidade de Granger multivariado aplicado ao sistema VAR confirmou a precedência temporal do bloco climático sobre a dinâmica do aquífero ($F = 4,6185$; $p < 0,001$). A rejeição da hipótese nula ao nível de 1% atesta que a inclusão conjunta do Índice Oceânico do Niño (ONI) e da Anomalia de Precipitação amplia significativamente a capacidade preditiva da variação de volume (d_{vol}). Em contrapartida, o teste de causalidade reversa apresentou valor de estatística inferior ($F = 1,9282$; $p = 0,028$), não sendo significativo no nível de 1%. A significância estatística na direção reversa, observada ao nível de 5%, deve ser interpretada com cautela, pois pode refletir co-movimentos sazonais nos ciclos anuais de recarga e precipitação, sem implicar causalidade física reversa (Tabela 2).

Portanto, o conjunto das variáveis climáticas (ONI e Precipitação) possui elevado poder preditivo sobre as variações temporais de volume do aquífero. Essas variáveis fornecem informações estatisticamente significativas para antecipar a dinâmica de recarga da zona saturada. Do ponto de vista físico, o volume de um aquífero local/regional não pode causar nem alterar a temperatura do Oceano Pacífico Equatorial (ONI) ou a dinâmica macroclimática global. O surgimento dessa significância estatística fraca a 5% ($p = 0,028$) pode decorrer de efeitos de retroalimentação sazonal compartilhada (comovimento cíclico em 12 meses capturado pela matriz do VAR) ou pela persistência (memória estocástica) na série de precipitação.

Tabela 2. Resultados do Teste de Causalidade de Granger, Variáveis Volume do Aquífero, Índice ONI e Anomalia de Precipitação, 2000–2025

Relação Causal (Ho)	Causa (X)	Efeito (Y)	Graus de Liberdade (df1, df2)	Estatística F	p-valor	Decisão ($\alpha=0,05$)
Clima → Volume	ONI, Precip	d_vol	-12,825	46,185	$2,78 \times 10^{-7}^*$	Rejeita Ho
Causalidade Reversa	d_vol	ONI, Precip	-12,825	19,282	0,02809**	Rejeita Ho

* Significativo ao nível de 1%. ** Significativo ao nível de 5%.

Fonte: Elaborada a partir de dados da NASA e NOAA.

A seguir, foi estimado o modelo ARIMAX. Com base nos resultados do modelo ARIMAX, observa-se a seguinte dinâmica entre os componentes estocásticos, a anomalia de precipitação e os impactos defasados do ENOS (*ONI*).

Em relação à estrutura autorregressiva e sazonal (ARMA/SARMA), tem-se que:

ma_1 ($\hat{\beta} = 0,4708$; $t = 8,60$; $p < 0,0001$), é estatisticamente significativo a 1%. Esse resultado indica forte persistência de curto prazo nos choques do saldo hídrico (Tabela 3). Em outras palavras, o coeficiente do componente de médias móveis igual a 0,4708 revela que 47,08% dos choques aleatórios não observados no mês anterior persistem na dinâmica do volume do aquífero no período subsequente, demonstrando uma memória de curto prazo nos erros do processo estocástico; sma_1 ($\hat{\beta} = 0,2020$; $t = 3,49$; $p = 0,0005$) e sma_2 ($\hat{\beta} = 0,1603$; $t = 3,00$; $p = 0,0027$) são ambos significativos a 1%, confirmando a presença de estrutura sazonal de média móvel nos resíduos do armazenamento (Tabela 3). Mais especificamente, os resultados confirmam a presença de estrutura estocástica sazonal nos resíduos do reservatório. Em termos hidrológicos, esses coeficientes evidenciam a existência de memória interanual no armazenamento, sendo que aproximadamente 20,20% e 16,03% dos choques não observados ocorridos no mesmo mês do ano anterior ($t - 12$) e de dois anos antes ($t - 24$), respectivamente, persistem no volume atual do aquífero. Esse comportamento reflete a lenta dinâmica de percolação e a dependência de longo prazo dos ciclos sazonais de recarga.

Quanto às covariáveis meteorológicas e climáticas (*xreg*), foram obtidos os seguintes resultados:

Anomalia_Precip ($\hat{\beta} = 0,5386$; $t = 27,45$; $p < 0,0001$) é significativo a 1% (Tabela 3). A estimativa indica que cada mm adicional de anomalia na chuva gera um impacto direto e imediato de +0,54 mm no saldo do aquífero no mesmo mês;

ONI contemporâneo ($\hat{\beta} = -1,8757$; $t = -0,12$; $p = 0,9079$) não é estatisticamente significativo (Tabela 3). O efeito contemporâneo do ENOS sobre o estoque é estatisticamente nulo;

ONI_{lag3} ($\hat{\beta} = 26,1033$; $t = 1,55$; $p = 0,1213$) e ONI_{lag6} ($\hat{\beta} = 23,0322$; $t = 1,41$; $p = 0,1600$), embora apresentem coeficientes positivos expressivos, nenhuma das defasagens do ONI foi estatisticamente significativa aos níveis usuais de 5% ou 10% (Tabela 3).

Com base nos resultados acima, o modelo aponta que o impacto do El Niño / La Niña (*ONI*) sobre o volume do aquífero opera indiretamente por meio da anomalia de precipitação (*Anomalia_Precip*). Uma vez controlada a precipitação direta no modelo, o efeito residual do *ONI* perde significância estatística, indicando que a precipitação atua como principal canal de transmissão do choque climático regional.

Tabela 3. Resultados das Estimativas do Modelo ARIMAX

Parâmetro	Estimativa	Erro Padrão	Valor z	Pr(> z)
ma1	0.470774	0.054722	8.6031	< 2.2e-16 ***
sma1	0.201987	0.057868	3.4904	0.0004822 ***
sma2	0.160308	0.053412	3.0014	0.0026876 **
ONI	-1.87573	16.212031	-0.1157	0.9078904
ONI_lag3	26.103314	16.84908	1.5492	0.1213234
ONI_lag6	23.032207	16.392185	1.4051	0.1599997
Anomalia_Precip	0.538583	0.019618	27.4529	< 2.2e-16 ***

Fonte: Elaborada a partir de dados da NASA e NOAA.

Para verificar se os resíduos do modelo são ruído branco (*white noise*), foi aplicado o teste Ljung-Box, conforme Ljung e Box (1978). A hipótese nula do teste Ljung-Box afirma que os resíduos não apresentam autocorrelação, ou seja, são ruído branco. O teste apresentou p-valor de 0,3547, superior aos níveis usuais de significância. Assim, não se rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação, indicando que os resíduos se comportam como ruído branco (Tabela 4).

Tabela 4. Resultados do Teste Ljung-Box sobre os Resíduos do Modelo ARIMAX

Estatística Q	Grau de Liberdade	P-valor
---------------	-------------------	---------

22.801

21

0.3547

Fonte: Elaborada a partir de dados da NASA e NOAA.

Ainda, com base nos resíduos do Modelo ARIMAX, foi gerada a Figura 2. A parte superior dessa figura apresenta a série temporal dos resíduos. Observa-se que os resíduos flutuam em torno de uma média zero de forma estável ao longo de todo o período (2000–2025). Além disso, notam-se picos pontuais, como em meados de 2010 e 2016, compatíveis com eventos meteorológicos/climáticos extremos de precipitação, mas que não comprometem a estabilidade geral da série.

Quanto à Função de Autocorrelação (ACF), localizada no gráfico inferior esquerdo da Figura 2, observa-se ausência de autocorrelação serial, pois a quase totalidade das barras verticais permanece dentro do intervalo de confiança de 95%, representado pelas linhas tracejadas azuis em aproximadamente $\pm 0,11$. Além disso, a ausência de padrões repetitivos ou de barras que ultrapassem os limites críticos nas defasagens iniciais ou sazonais (lags 12, 24 e 36) confirma que a estrutura autorregressiva e de média móvel (MA (1), SMA (1) e SMA (2)) extraiu com sucesso a dependência temporal dos dados. O resíduo comporta-se como ruído branco.

Finalmente, analisam-se a distribuição e o histograma dos resíduos, localizados no canto inferior direito. O histograma exibe um formato unimodal e aproximadamente simétrico, aderindo bem à curva de densidade normal teórica (linha laranja), comportamento compatível com simetria e aproximação normal dos resíduos. Quanto às caudas, verifica-se leve assimetria à direita, com cauda mais longa associada a eventos extremos positivos de precipitação, mas sem desvios severos que invalidem os testes t de *Student* dos coeficientes (Figura 2, inferior direito).

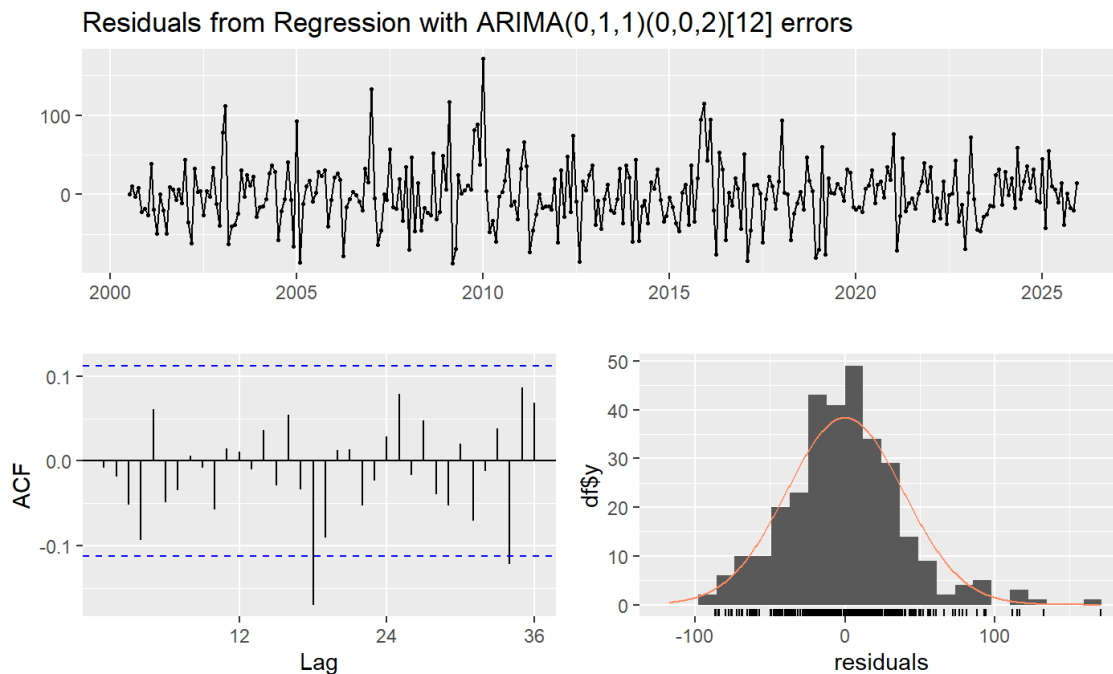


Figura 2. Análise de resíduos, série temporal, função de autocorrelação (ACF) e distribuição de frequências.

Fonte: Elaborada a partir de dados da NASA e NOAA.

A seguir, apresenta-se a Figura 3, que contém o gráfico da Função de Correlação Cruzada entre a anomalia de precipitação e o volume do aquífero. Mais precisamente, o gráfico exibe a relação de dependência temporal entre a anomalia de precipitação (x) e a *proxy* de volume do Aquífero Guarani (y), cobrindo uma janela de defasagens de ± 12 meses com intervalo de confiança de 95% (linhas tracejadas azuis em $\approx \pm 0,11$).

Verifica-se um pico contemporâneo na defasagem 0. O maior valor de correlação cruzada ocorre exatamente na defasagem $k = 0$ ($r \approx 0,425$), ultrapassando o limite de significância estatística (Figura 3). Em termos de significado hidrológico, esse resultado confirma que a resposta primária e imediata do saldo hídrico à precipitação é contemporânea no nível mensal. Ou seja, excessos pluviais no mês t traduzem-se diretamente em ganhos de armazenamento no mesmo mês t .

Quanto à dinâmica de defasagens negativas ($k < 0$, com Precipitação Antecedendo o Volume), observa-se decaimento suave ($k = -1, -2, -3$). Nos meses anteriores ($k = -1$ com $r \approx 0,35$; $k = -2$ com $r \approx 0,26$), a correlação permanece positiva e estatisticamente significativa, decaindo gradualmente (Figura 3). Portanto, pode-se inferir a presença de memória de curto prazo, uma vez que essa persistência temporal positiva em $k < 0$ capta o

efeito prolongado da drenagem/percolação lenta da água no solo. Ela justifica hidrológicamente a presença do termo de média móvel $MA(1) = 0,4708$ no modelo ARIMAX.

Outro aspecto captado pela Função de Correlação Cruzada diz respeito ao ciclo sazonal e à inversão de sinal ($k = -6$ e $k = +5, +6$). Nota-se a presença de correlações estatisticamente significativas e negativas por volta das defasagens de 5 a 7 meses, tanto no passado quanto no futuro. Esse comportamento senoidal espelhado reflete a sazonalidade oposta de 6 meses inerente ao clima regional, ou seja, o contraste direto entre o auge da estação chuvosa no verão e o auge da seca no inverno (Figura 3). Isso confirma a inclusão dos termos de média móvel sazonal (SMA_1 e SMA_2) para filtrar esse ruído periódico.

Em suma, a análise de correlação cruzada (CCF) entre a anomalia de precipitação e a *proxy* do volume do Aquífero Guarani revela um pico de correlação positiva altamente significativa na defasagem contemporânea ($k = 0; r = 0,4255$). O decaimento gradual da correlação nas defasagens negativas subsequentes ($k = -1$ e $k = -2$) atesta a memória estocástica de curto prazo no processo de infiltração. Por sua vez, a inversão de sinal observada em $k = \pm 6$ reflete a alternância sazonal interanual de seca e chuva. Esse diagnóstico ratifica a especificação do modelo ARIMAX, fundamentando a inclusão da anomalia de precipitação contemporânea como regressor principal acompanhado por uma estrutura de erros SARMA.

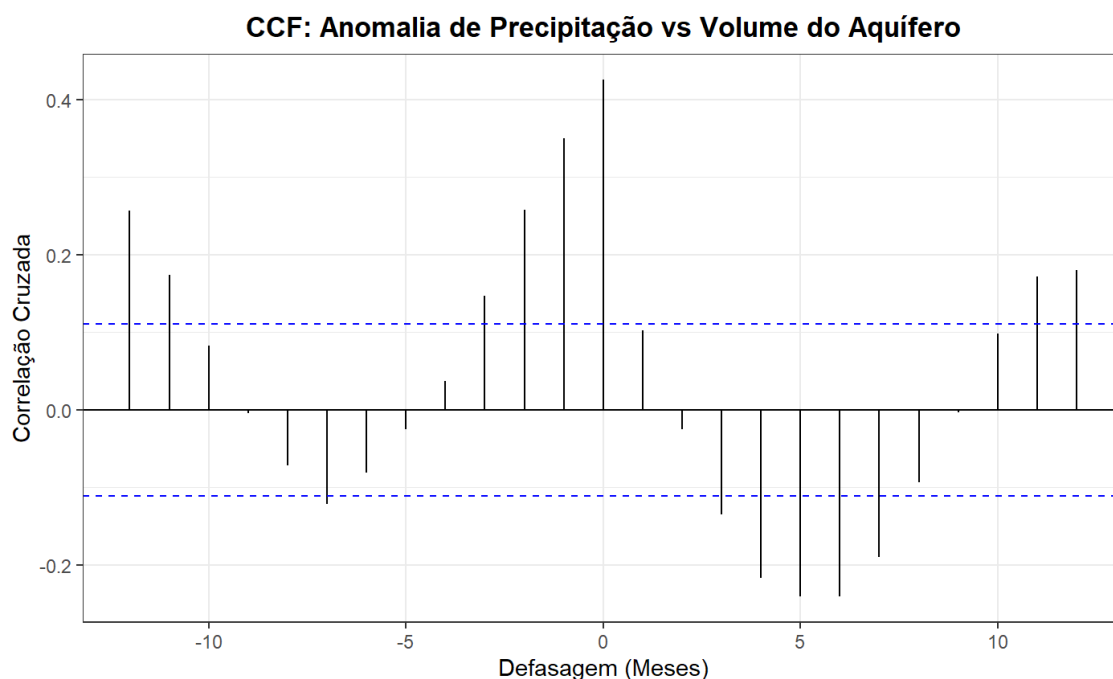


Figura 3. Função de correlação cruzada (CCF) entre a anomalia de precipitação e o volume do Aquífero Guarani (2000–2025).

Fonte: Elaborada a partir de dados da NASA e NOAA.

A seguir, é apresentada a análise da Função de Correlação Cruzada (CCF) entre o Índice Oceânico do Niño (ONI) e o volume do Aquífero Guarani.

O diagnóstico dos resultados mostra um pico negativo e latência hidrológica ($r \approx -0,40$). O pico de maior correlação em módulo ocorre no intervalo de +4 a +6 meses, atingindo um valor negativo de $-0,40$. A partir desse resultado, pode-se inferir que choques ou variações no ONI levam entre 4 e 6 meses para manifestar seu impacto máximo sobre a resposta volumétrica do reservatório subterrâneo (Figura 4).

A correlação negativa ultrapassa o limite estatístico no *lag* 0 e permanece estatisticamente significativa de forma contínua até próximo ao 12º mês. Isso confirma uma memória estocástica e uma inércia de recarga de médio prazo na zona saturada.

Nas defasagens mais longas, próximas a +24 meses, a correlação cruza a linha de significância no campo positivo ($r \approx +0,20$). Esse padrão reflete a periodicidade natural do ENOS e a transição cíclica entre as fases El Niño e La Niña.

Portanto, a Função de Correlação Cruzada (CCF) entre o Índice Oceânico do Niño (ONI) e o Volume do Aquífero Guarani evidencia uma dependência estocástica defasada expressiva com padrão cíclico. Nos *lags* positivos ($k > 0$), que medem a precedência temporal do oceano sobre o aquífero, observa-se que o pico de maior correlação ($r \approx -0,40$) ocorre entre as defasagens de 4 a 6 meses. Esse intervalo estabelece a latência hidrológica e o tempo de percolação até a zona saturada. Além disso, a significância estatística ($p < 0,05$) estende-se continuamente do mês zero até o 12º mês, confirmando que as anomalias do Pacífico impactam o balanço hídrico por até um ano completo.

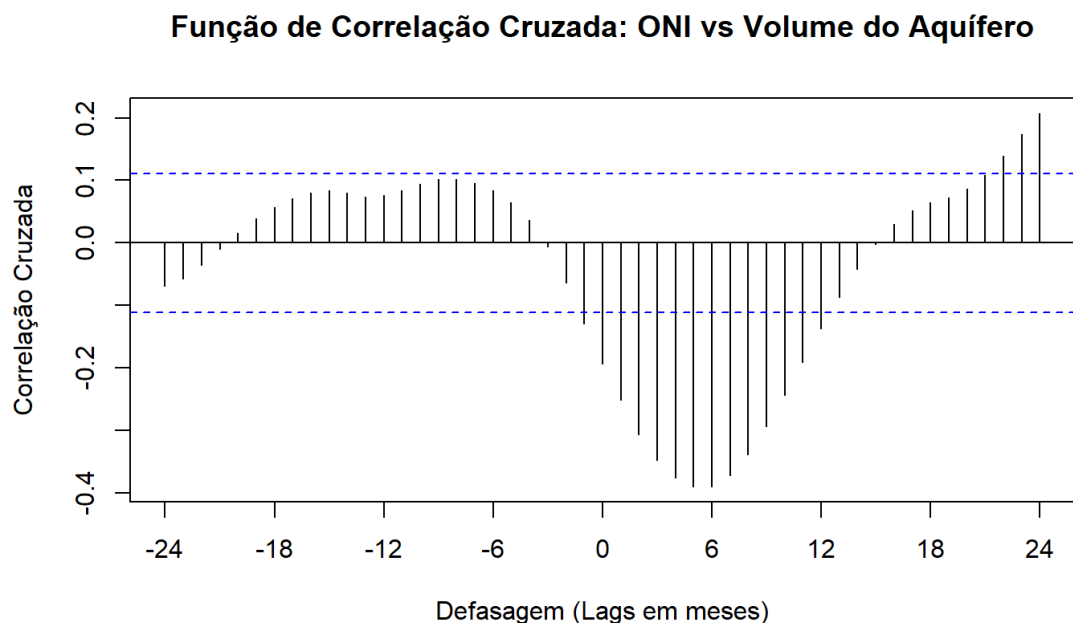


Figura 4. Função de correlação cruzada (CCF) entre ONI e o volume do Aquífero Guarani (2000–2025).

Fonte: Elaborada a partir de dados da NASA e NOAA.

Após a análise do modelo ARIMAX, passa-se ao modelo VAR. Inicialmente, analisa-se a Decomposição da Variância do Erro de Previsão para a variável Volume do Aquífero Guarani.

Como o modelo VAR foi utilizado para calcular a Decomposição da Variância do Erro de Previsão e a Função de Resposta a Impulso, é necessário avaliar seus resíduos para verificar a ausência de autocorrelação serial.

O resultado do teste de Portmanteau (assintótico) indica que a especificação do modelo VAR capturou adequadamente a dependência temporal da série, validando a estrutura de resíduos. A hipótese nula do teste estabelece ausência de autocorrelação serial nos resíduos. Como mostrado na Tabela 5, o p-valor é 0,3588, superior ao nível de significância de 10%; portanto, não se rejeita a hipótese nula. Assim, os resíduos se comportam como ruído branco multivariado.

Assim, o resultado confirma a ausência de autocorrelação serial nos resíduos conjuntamente testados. Isso significa que a escolha do número de *lags* (p) e a inclusão das variáveis exógenas (*dummies* sazonais) foram suficientes para capturar a dinâmica de

memória temporal do sistema ONI→Precipitação→Volume, além de sustentar a consistência das estimativas das Funções de Resposta a Impulso (IRF) e da Decomposição da Variância do Erro de Previsão (FEVD).

Tabela 5. Resultados do Teste Portmanteau, Resíduos do Modelo VAR

χ^2	Graus de Liberdade	P-valor
94.254	90	0.3588

Fonte: Elaborada a partir de dados da NASA e NOAA.

O diagnóstico do teste de Jarque-Bera multivariado aponta um desvio em relação à normalidade nos resíduos do modelo VAR, associado à assimetria (*skewness*).

Os resultados do teste conjunto de Jarque-Bera mostram que a hipótese nula de que os resíduos apresentam distribuição normal pode ser rejeitada, uma vez que seu p-valor é < 0,001 (Tabela 6). Individualmente, em relação à curtose, a hipótese nula de que a distribuição é mesocúrtica não pode ser rejeitada, pois seu p-valor é 0,4823, muito acima do nível de significância de 10% (Tabela 6). Quanto à questão da assimetria, a hipótese nula de que a distribuição dos resíduos é simétrica em relação à média pode ser rejeitada, pois seu p-valor está abaixo do nível de significância de 1% (Tabela 6).

Tabela 6. Resultados do Teste Jarque-Bera, Resíduos do Modelo VAR

Componente	Estatística (χ^2)	p-valor	Decisão ($\alpha = 5\%$)	Diagnóstico Econométrico
Assimetria (Skewness)	19,978	< 0,0002	Rejeita H_0	Fonte principal de não-normalidade (assimetria nos resíduos).
Curtose (Kurtosis)	2,4612	0,4823	Não rejeita H_0	Sem evidência de excesso de curtose.
Jarque-Bera Conjunto	22,439	< 0,001	Rejeita H_0	Rejeição da normalidade conjunta induzida pela assimetria.

Fonte: Elaborada a partir de dados da NASA e NOAA.

Em suma, a partir das interpretações econométrica e hidrológica, tem-se que a rejeição da normalidade no vetor de assimetria é típica em séries temporais hidroclimáticas.

Eventos extremos de precipitação, tais como tempestades atípicas ou secas severas (El Niño/La Niña intensos) podem gerar observações extremas em uma das caudas, provocando assimetria na distribuição dos resíduos.

Quanto às implicações para o modelo VAR, a não normalidade dos resíduos não implica, por si só, a invalidação dos estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) do VAR, que permanecem consistentes sob as condições usuais (Lütkepohl, 2005). O teste de Portmanteau prévio confirmou que não há autocorrelação ($p = 0,3588$), o que constitui um requisito importante para a validade das respostas a impulso (IRF) e da decomposição da variância (FEVD). Além disso, resultados assintóticos podem sustentar a inferência em amostras de médio a grande porte, embora a presença de assimetria recomende cautela na interpretação.

Portanto, a avaliação da distribuição dos resíduos do modelo VAR, por meio do teste de Jarque-Bera Multivariado, indicou a rejeição da hipótese nula de normalidade conjunta ($\chi^2 = 22,439$; $p = 0,001$). A decomposição das estatísticas revela que a não normalidade está associada à componente de assimetria ($\chi^2 = 19,978$; $p < 0,001$), enquanto o componente de curtose não apresenta evidência estatística de desvio em relação à distribuição normal ($\chi^2 = 2,4612$; $p = 0,4823$). Essa assimetria residual é compatível com a ocorrência de choques climatológicos extremos não lineares, como precipitações intensas de curto prazo. Contudo, com base na consistência assintótica do estimador de MQO e na ausência de evidência de autocorrelação serial nos resíduos, conforme indicado pelo teste de Portmanteau, a estrutura estocástica do VAR permanece adequada para as análises de precedência e decomposição de variância.

A Figura 5 (parte superior) apresenta as densidades dos resíduos do Modelo VAR para cada variável e a respectiva distribuição teórica. Na parte inferior, são apresentados os gráficos Q-Q normal para cada variável do Modelo VAR.

Com base na Figura 5, a avaliação gráfica do comportamento dos erros do modelo VAR estimado reforça os achados do teste de normalidade multivariado de Jarque-Bera. Conforme apresentado na Figura 5, a variável do Índice Oceânico do Niño (ONI) exibe forte aderência à distribuição gaussiana teórica, com os resíduos no histograma acompanhando a curva de densidade normal e os *quantis* empíricos no gráfico Q-Q ajustando-se linearmente à reta de referência. A série de precipitação (*precip*) apresenta comportamento razoavelmente simétrico, registrando apenas pequenas divergências nas extremidades do gráfico Q-Q.

Por sua vez, a variável de volume (*d_vol*) constitui o principal vetor de violação da hipótese de normalidade conjunta. O histograma revela um pico central pronunciado acompanhado de assimetria positiva à direita, padrão corroborado pelo desvio ascendente dos pontos no gráfico Q-Q nos *quantis* superiores (valores entre 100 e 200). Como a não-normalidade do sistema é induzida predominantemente pela assimetria dos resíduos da equação de volume, mantendo-se a estrutura de curtose adequada, justifica-se o emprego do procedimento de *bootstrap* residual para o cálculo dos intervalos de confiança das Funções

de Resposta a Impulso (IRF) e da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão (FEVD), reforçando a validade e a robustez da inferência econométrica.

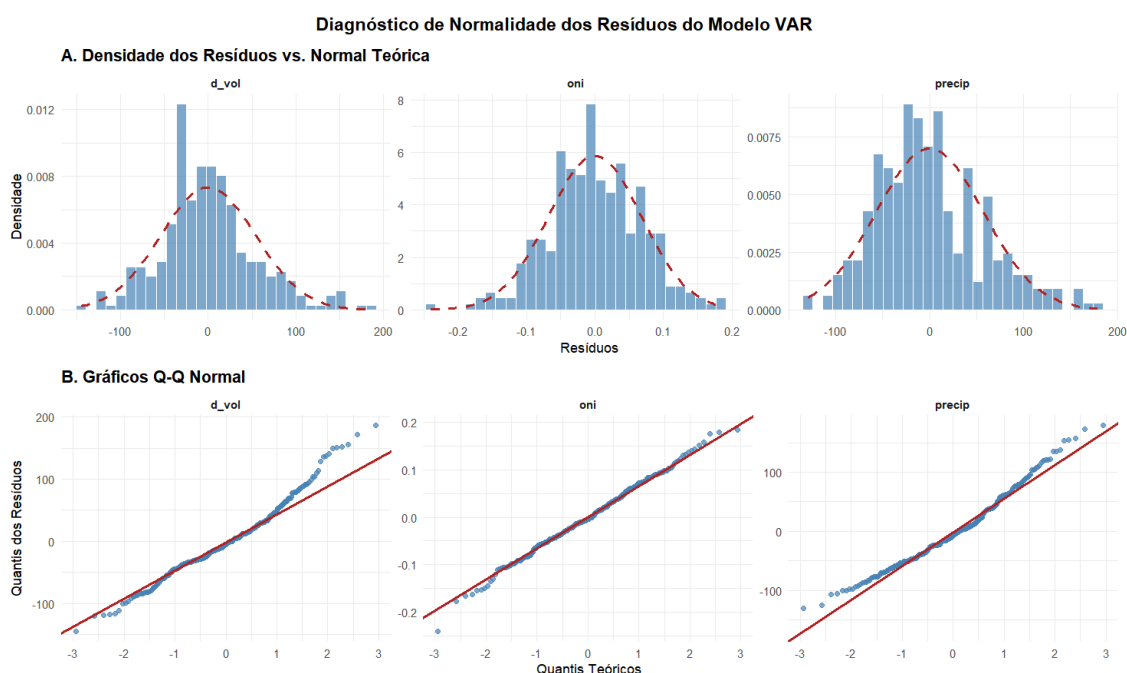


Figura 5. Densidade dos resíduos versus normal teórica e gráficos Q-Q normal.

Fonte: Elaborada a partir de dados da NASA e NOAA.

A Figura 6 exibe a contribuição relativa dos choques do próprio volume (inércia hidrológica), da precipitação local e do Índice ONI (ENOS) para a variância do erro de previsão do volume do Aquífero Guarani ao longo de um horizonte de 24 meses.

O resultado mostra a precipitação como fator dominante (~67% a 71%). Em outras palavras, a anomalia de precipitação (*precip*) responde pela maior parcela das variações do volume do aquífero em praticamente todos os horizontes de tempo, situando-se em torno de 67% a 71% da variância (Figura 6).

Em relação à variável volume, a parcela atribuída à própria dinâmica do volume e a fatores não observados situa-se em torno de 29% a 30%. Ou seja, o próprio histórico do volume (*d_vol*) responde por cerca de 30% do erro de previsão. Isso representa a inércia natural do aquífero e outros fatores não incluídos no modelo, como evapotranspiração, tipo de solo e bombeamento de água (Figura 6).

Por fim, tem-se o papel marginal direto do ENOS (~4% a 5%). O índice ONI explica uma parcela pequena e direta da variância, ao redor de 4% a 5% a partir do mês 5. Esse resultado é coerente com a interpretação de que o ENOS atua principalmente de forma indireta: altera os padrões de precipitação e a precipitação, por sua vez, afeta o volume (Figura 6).

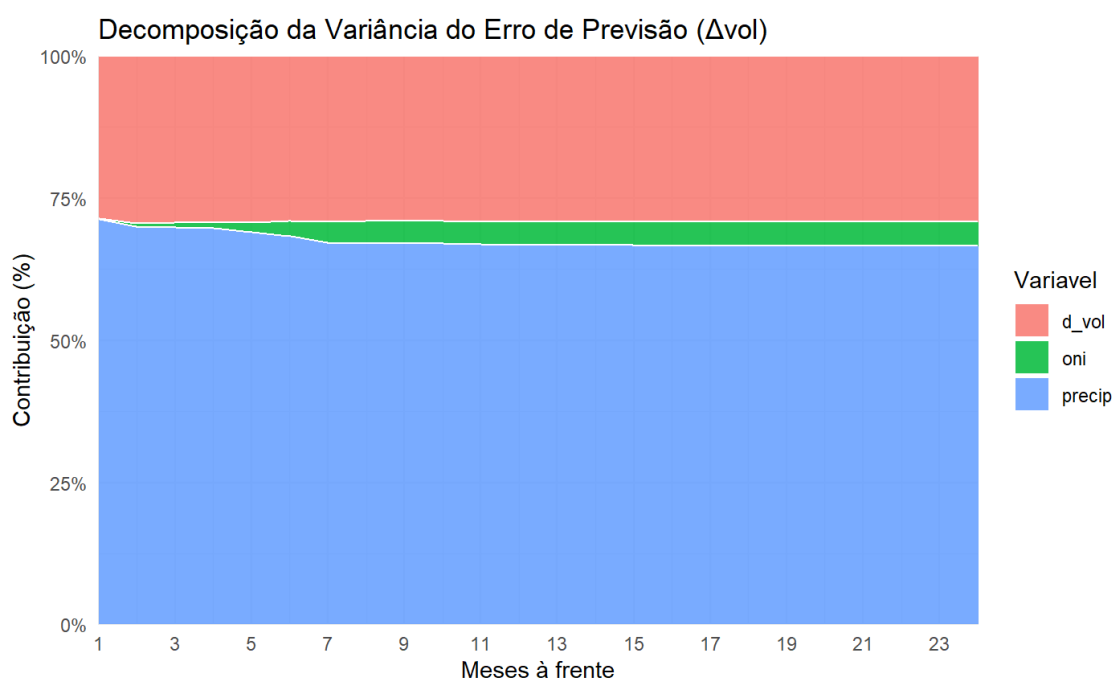


Figura 6. Decomposição da variância do erro de previsão (FEVD) do volume do Aquífero Guarani ao longo de 24 meses.

Fonte: Elaborada a partir de dados da NASA e NOAA.

O Quadro 1 apresenta um resumo dos resultados da decomposição da variância dos erros de previsão.

Quadro 1. Resumo dos resultados da Decomposição da Variância do Erro de Previsão

Componente	Contribuição média	Interpretação hidrológica
Precipitação (precip)	~67% - 71%	Principal determinante direto das alterações de curto e longo prazo no volume.

Inércia / Próprio Volume (d_vol)	~29% - 30%	Memória do sistema aquífero e fatores exógenos não capturados.
ENOS (ONI)	~4% - 5%	Forçante macroclimática indireta (atua por meio da precipitação).

Fonte: Elaborada a partir de dados da NASA e NOAA.

A Figura 7 apresenta a trajetória da resposta acumulada ao impulso na *proxy* de volume do Aquífero Guarani diante de um choque positivo não antecipado de 1 desvio-padrão na precipitação.

A resposta acumulada mostra que um choque positivo na chuva gera um aumento imediato da *proxy* de volume do aquífero (aproximadamente +48 mm no mês zero), seguida por uma dissipação gradual à medida que a água percola, drena ou é extraída, estabilizando-se em um ganho persistente em torno de +12 a +14 mm no horizonte analisado (Figura 7).

O choque de precipitação, com impacto em $t = 0$, eleva instantaneamente a estimativa de volume no pico de ~48 mm, indicando recarga rápida nas zonas de afloramento. O intervalo de confiança de 95% permanece estritamente acima da linha de zero até o mês 7, confirmando que o efeito positivo da chuva no aquífero é estatisticamente significativo por mais de meio ano. A curva se estabiliza em patamar positivo sustentado (~14 mm), refletindo a persistência do ganho de armazenamento subterrâneo no horizonte analisado (Figura 7).

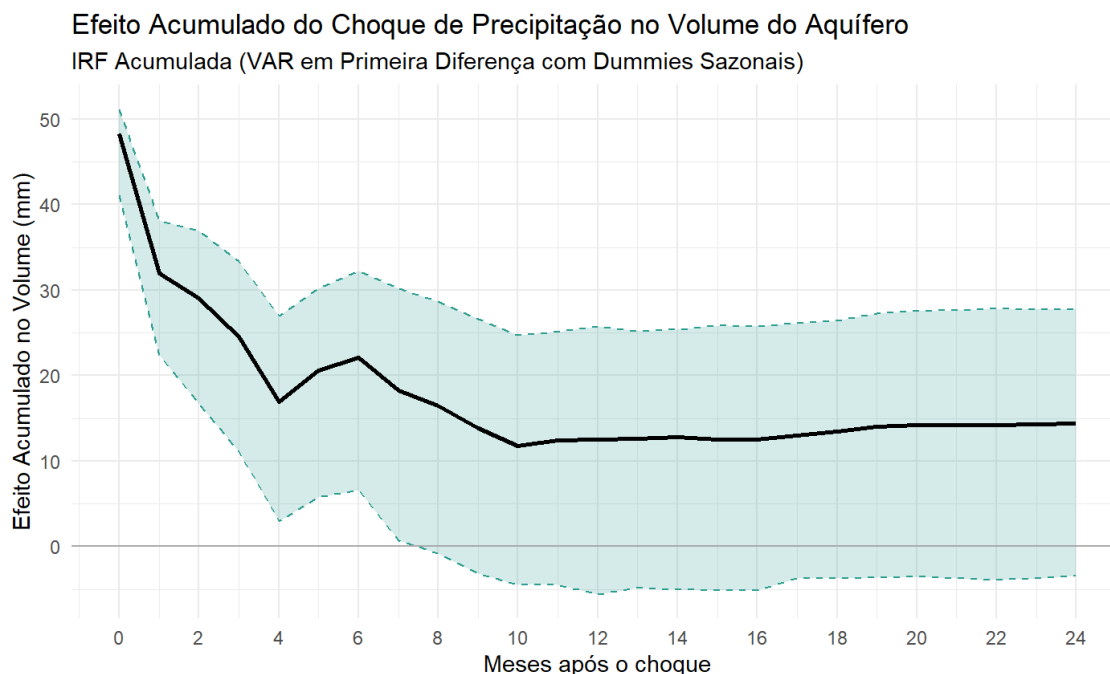


Figura 7. Função de resposta a impulso (IRF) do volume do Aquífero Guarani a um choque de 1 D.P. na precipitação.

Fonte: Elaborada a partir de dados da NASA e NOAA.

A Figura 8 apresenta o resultado de uma Função de Resposta a Impulso (IRF) que simula o impacto de um choque positivo de um desvio-padrão (D.P.) no ENOS sobre o volume de água do Aquífero Guarani, em um horizonte de 24 meses, acompanhado por um intervalo de confiança de 95% obtido por bootstrap.

Nos primeiros 3 meses, o impacto fica próximo de zero, ou seja, sem significância estatística, pois o limite inferior toca/cruza o zero. Esse resultado é coerente com a dinâmica hidrológica, pois um aquecimento no Pacífico Equatorial (evento El Niño) não afeta o aquífero instantaneamente; leva meses para a teleconexão se traduzir em padrões de chuva regionais e, posteriormente, em recarga do aquífero (Figura 8).

Observa-se efeito estatisticamente significativo a partir do mês 4. Mais especificamente, entre o mês 4 e o mês 5, a borda inferior da banda de confiança de 95% cruza a linha de zero e passa para valores positivos. A partir daí, o impacto do choque do ENOS torna-se estatisticamente significativo de forma contínua (Figura 8).

Finalmente, verifica-se o pico e a estabilização no horizonte de longo prazo, entre os meses 12 e 24. O efeito positivo acumulado atinge o pico em torno do mês 12 (~33 mm) e estabiliza em um novo patamar positivo em torno de +31 a +32 mm (Figura 8).

Em suma, verificou-se associação positiva entre as duas variáveis. O resultado confirma que choques positivos no ONI (fase El Niño) estão associados a um aumento acumulado do volume do Aquífero Guarani. Esse resultado é consistente com a literatura para as regiões Sul e Sudeste do Brasil, onde o El Niño costuma intensificar as chuvas. Além disso, diferentemente da chuva direta, cujo choque causa impacto acumulado imediato, o ENOS apresenta uma defasagem de resposta de 4 a 6 meses até refletir significativamente no estoque do aquífero.

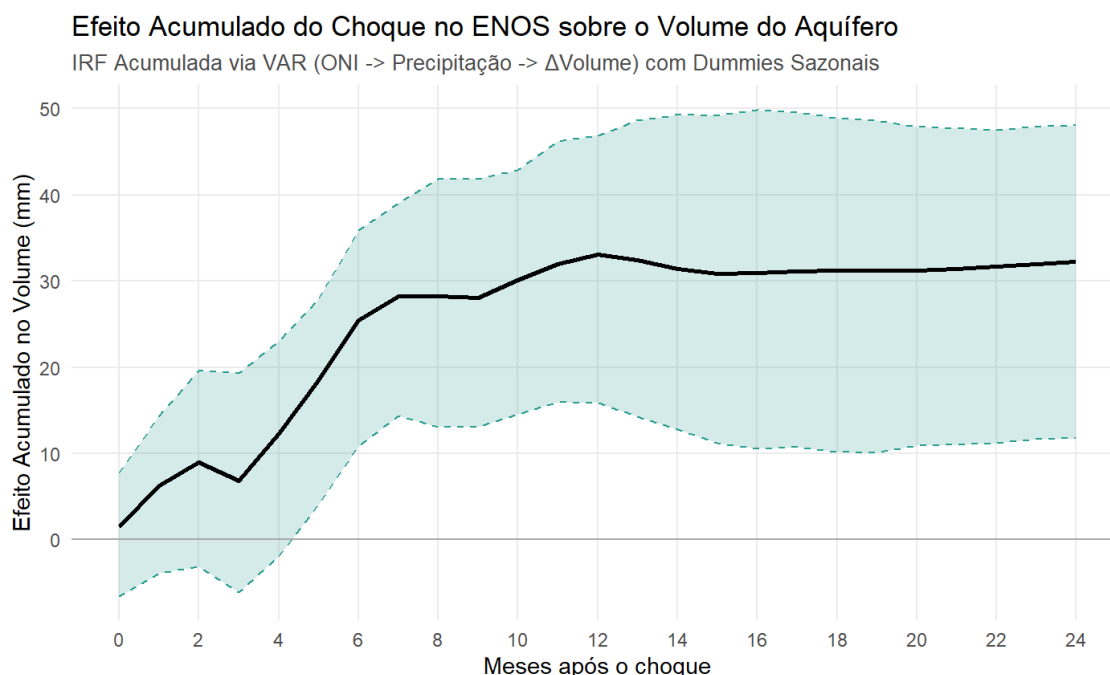


Figura 8. Função de resposta a impulso (IRF) do volume do Aquífero Guarani a um choque de 1 D.P. no ENOS.

Fonte: Elaborada a partir de dados da NASA e NOAA.

6. CONCLUSÕES

O presente estudo analisou a dinâmica de resposta do Sistema Aquífero Guarani às anomalias climáticas do El Niño-Oscilação do Sul (ENOS), revelando que o impacto macroclimático atua predominantemente de forma indireta sobre a recarga do reservatório subterrâneo. Ao controlar a precipitação pluvial nos modelos econométricos, observa-se que a chuva atua como o principal mecanismo de transmissão dos choques climáticos. Esse comportamento foi corroborado pela Decomposição da Variância do Erro de Previsão (FEVD), a qual indicou que a anomalia de precipitação é o principal determinante das

variações volumétricas do aquífero, respondendo por 67% a 71% da variância do erro de previsão ao longo de um horizonte de 24 meses, enquanto o efeito direto e isolado do Índice Oceânico do Niño (ONI) apresenta papel marginal de 4% a 5%.

Adicionalmente, a análise de Correlação Cruzada (CCF) e a modelagem multivariada identificaram uma defasagem temporal marcante no processo hidrológico. Diferentemente da precipitação direta, que gera ganhos volumétricos contemporâneos e imediatos na zona saturada ($k = 0$), a CCF revelou que o pico de correlação com o índice ONI ($r \approx -0,40$) ocorre com uma latência de 4 a 6 meses, estendendo a significância do impacto continuamente até o 12º mês. Esse intervalo reflete o tempo necessário para a conversão da teleconexão oceânico-atmosférica em padrões regionais de precipitação e sua posterior percolação no solo. A análise de resíduos e a estrutura ARIMAX/VAR ratificaram essa inércia hídrica, evidenciada pela parcela de 29% a 30% da variância explicada pela própria inércia do volume, o que atesta a lenta drenagem e a persistência interanual dos ciclos de recarga.

Por fim, as Funções de Resposta a Impulso (IRF) confirmaram que choques na fase do El Niño estão associados a incrementos acumulados e sustentados no armazenamento de água, atingindo o pico no 12º mês (~33 mm) e estabilizando-se em patamar positivo no longo prazo (~31 a 32 mm).

Para o avanço da agenda de pesquisa sobre a governança e a dinâmica desse reservatório transfronteiriço, recomendam-se futuros estudos que contemplem o aprimoramento do balanço hídrico por meio da incorporação da Evapotranspiração Real (ETR), do escoamento superficial (*runoff*) e da capacidade de água disponível (CAD) no solo. Sugere-se também a aplicação de modelos geoestatísticos e modelos de dados em painel desagregados espacialmente pelas zonas de afloramento do Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai, visando capturar heterogeneidades regionais nos tempos de percolação. Além disso, a inclusão de dados de captação antrópica por poços tubulares e a utilização de modelos não lineares ou com mudança de regime, como Markov-Switching e redes neurais, poderão contribuir para isolar as pressões do uso humano das assimetrias decorrentes de eventos climáticos extremos.

7. LITERATURA CITADA

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS E SANEAMENTO BÁSICO (Brasil). Conjuntura dos recursos hídricos no Brasil 2020: informe anual. Brasília, DF: ANA, 2020. Disponível em: <https://www.gov.br/ana>. Acesso em: 10 set. 2026.

AKAIKE, Hirotugu. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, v. 19, n. 6, p. 716-723, 1974.

BOX, George E. P.; JENKINS, Gwilym M.; REINSEL, Gregory C.; LJUNG, Greta M. *Time series analysis: forecasting and control*. 5. ed. Hoboken: John Wiley & Sons, 2015.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366a, p. 427-431, 1979.

EMBRAPA. EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Visão 2030: o futuro do agronegócio brasileiro. Brasília, DF: Embrapa, 2018. 212 p.

ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. 4. ed. New York: John Wiley & Sons, 2014.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, C.W.J. Long-run economic relationship: readings in cointegration. New York: Oxford University Press, 1991. 301 p. (Advanced texts in econometrics).

GRANGER, C.W.J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37, p. 424-438, 1969. In: *Essays in Econometrics. Collected Papers of Clive W. J. Granger. Volume II: Causality, Integration and Cointegration, and Long Memory*. Edited by: Eric Ghysels, Norman R. Swanson, and Mark W. Watson. United States: Cambridge University Press. 2001.

LJUNG, Greta M.; BOX, George E. P. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, v. 65, n. 2, p. 297-303, 1978.

LÜTKEPOHL, Helmut. *New introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer-Verlag, 2005.

MARGARIDO, Mario Antonio. Teoria e Aplicações de Modelos de Séries Temporais em Economia. São Paulo: Pezco Consultoria, Editora e Desenvolvimento. 2. ed. 2026.

MARGARIDO, Mario A.; ANEFALOS, Lilian C. Testes de Raiz Unitária e o Software SAS. *Agricultura em São Paulo*, v. 46, t. 2, p. 19-45, 1999.

MACKINNON, James G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. In: MADDALA, G. S.; KIM, In-Moo (ed.). Unit roots, cointegration, and structural change. Cambridge: Cambridge University Press, 1996. p. 601-618.

NATIONAL AERONAUTICS AND SPACE ADMINISTRATION (NASA). *POWER: Prediction Of Worldwide Energy Resources*. NASA Langley Research Center. Disponível em: <https://power.larc.nasa.gov/>. Acesso em: 2 set. 2026.

NATIONAL OCEANIC AND ATMOSPHERIC ADMINISTRATION (NOAA). Physical Sciences Laboratory. *Cold & Warm Episodes by Season: Oceanic Niño Index (ONI)*. Climate Prediction Center. Disponível em: <https://psl.noaa.gov/data/correlation/oni.data>. Acesso em: 2 set. 2026.

ORGANIZAÇÃO DOS ESTADOS AMERICANOS; PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O MEIO AMBIENTE. Programa de Ação Estratégica para o Sistema Aquífero Guarani: Projeto Proteção Ambiental e Desenvolvimento Sustentável do Sistema Aquífero Guarani (PASAG). Brasília, DF: SG/OEA, 2009. 424 p. ISBN 978-85-98276-07-6.

PFAFF, Bernhard. VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package **vars**. Journal of Statistical Software, v. 27, n. 2, p. 1-28, 2008.

SAID, Said E.; DICKEY, David A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. Biometrika, v. 71, n. 3, p. 599-607, 1984.

SERVIÇO GEOLÓGICO DO BRASIL. Estudos e mapeamentos dos recursos hídricos subterrâneos do Brasil: síntese executiva. Brasília, DF: CPRM, 2010. 132 p.

UNESCO. Sistemas aquíferos transfronteiriços do mundo: uma avaliação preliminar. Paris: Organização das Nações Unidas para a Educação, a Ciência e a Cultura; Programa Hidrológico Intergovernamental (PHI-VI), 2009. (Série Documentos Técnicos em Hidrologia do PHI, n. 86).

WORLD BANK; GROUNDWATER MANAGEMENT ADVISORY TEAM. The Guarani Aquifer Initiative: towards realistic groundwater management in a transboundary context. Washington, DC: World Bank, 2006. (GW-MATE Case Profile Collection, n. 9).

The logo for PSP Hub. 'PSP' is in a bold, dark grey sans-serif font. The first 'P' has a green square on its upper right side. 'Hub' is in a green sans-serif font. The background features a large green triangle at the bottom right, a smaller green triangle at the top right, and a grey triangle at the top right corner.

PSP Hub

INFRASTRUCTURE AND URBANISM STUDIES