



Revista

Cadernos de Finanças Públicas

03 | 2026



Previsão das Transferências do FPM em Municípios de Pequeno Porte: uma abordagem comparativa por séries temporais

Marcos Henrique Tomazini Mikoanski

Fernando Manosso

Sheila Regina Oro

Suele Da Rosa Trentini

RESUMO

O Fundo de Participação dos Municípios (FPM) é a principal fonte de receita de municípios brasileiros de pequeno porte. Este estudo compara a capacidade preditiva de três abordagens de séries temporais, sendo um modelo ingênuo sazonal, a Suavização Exponencial (ETS) e SARIMA, aplicadas aos repasses mensais do FPM ao município de Realeza-PR, de janeiro de 1997 a maio de 2026, confrontando a melhor projeção com a estimativa oficial do Tesouro Nacional para 2026. Utilizou-se uma série de 353 observações, com seleção automática de parâmetros pelo critério AICc. O modelo ETS(M,A,M) apresentou o melhor desempenho fora da amostra (MAPE de 7,00%; MASE de 1,695), superando o SARIMA e o ingênuo sazonal. Contudo, o teste de Ljung-Box e o periodograma integrado dos resíduos indicaram autocorrelação remanescente. Conclui-se que a ETS supera o SARIMA na previsão do FPM, mas nenhum modelo, sem tratar quebras estruturais e outliers, é plenamente confiável.

Palavras-Chave: FPM; Séries Temporais; Suavização Exponencial; SARIMA; Planejamento Orçamentário.

Código JEL: C53; R51; C22.

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	4
METODOLOGIA	5
RESULTADOS	9
CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	23
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	25

INTRODUÇÃO

O Fundo de Participação dos Municípios (FPM) é a principal fonte de receita da maioria dos municípios brasileiros de pequeno porte. Composto por uma parcela da arrecadação federal do Imposto de Renda (IR) e do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), o fundo redistribui recursos da União para os entes subnacionais de acordo com critérios populacionais e de renda, funcionando como um mecanismo central de equalização fiscal no federalismo brasileiro (Confederação Nacional de Municípios, 2014). Para municípios com população próxima de 20.000 habitantes como é o caso de Realeza (PR), o FPM frequentemente responde por mais da metade das receitas correntes, o que torna sua previsão uma etapa crítica do planejamento orçamentário anual (Realeza. Prefeitura Municipal, 2026).

A elaboração da Lei Orçamentária Anual (LOA) exige que o gestor municipal estime, com antecedência de meses, o volume de repasses que o município receberá no exercício seguinte. Essa estimativa é, na prática, construída sob incerteza estrutural, onde os repasses do FPM dependem da arrecadação federal, que é sensível ao ciclo econômico, à política tributária e a eventos não antecipáveis (Confederação Nacional de Municípios, 2014). O Tesouro Nacional divulga anualmente uma estimativa oficial de crescimento do FPM para subsidiar o planejamento dos municípios. A ausência de instrumental técnico acessível para validar ou questionar essa estimativa deixa os gestores municipais de pequeno porte em posição de dependência em relação as informações do governo federal.

Diante desse cenário, modelos de séries temporais têm sido aplicados à previsão de transferências fiscais e receitas municipais no Brasil. Brito et al. (2021) utilizaram modelos de séries temporais para projetar repasses do FPM em escala estadual, Silva et al. (2017) utilizaram o grupo de modelo ARIMA para a previsão de arrecadação do ICMS no estado do Pará. Rodrigues e Junior (2018) exploraram abordagens econométricas para a previsão de receitas municipais. Esses estudos demonstram o potencial do instrumental quantitativo para o planejamento fiscal. Entretanto, poucos são os trabalhos que reúnem, em um mesmo escopo, a validação preditiva com dados realizados fora da amostra, o foco em municípios de pequeno porte com alta dependência do FPM e o confronto direto entre a projeção estatística e a estimativa oficial do Tesouro Nacional. Essa combinação metodológica é necessária para avaliar se um modelo preditivo efetivamente agrega informação útil ao processo decisório do gestor local ou se, aplicado de forma direta e sem tratamentos adicionais da série, torna-se insuficiente.

Diante dessa lacuna, este estudo tem por objetivo comparar a capacidade preditiva de três

abordagens de previsão de séries temporais, sendo um modelo ingênuo sazonal de referência, a Suavização Exponencial (família ETS, que engloba o método de *Holt-Winters*) e o modelo Sazonal Autorregressivo Integrado de Média Móvel (SARIMA), aplicadas aos repasses mensais do FPM ao município de Realeza (PR) e definir qual tem maior capacidade de previsão de arrecadação, e comparar com a previsão oficial do governo.

METODOLOGIA

Os dados utilizados neste estudo referem-se aos repasses mensais do Fundo de Participação dos Municípios (FPM) ao município de Realeza (PR), abrangendo o período de janeiro de 1997 a maio de 2026, totalizando 353 observações mensais. As informações foram obtidas junto ao Portal Tesouro Transparente do Tesouro Nacional, por meio da funcionalidade de detalhamento das transferências constitucionais realizadas (Brasil. Secretaria do Tesouro Nacional., 2026b). Para fins de comparação das projeções, utilizou-se a estimativa oficial de repasse divulgada pelo governo (Brasil. Secretaria do Tesouro Nacional., 2026a).

Um procedimento de tratamento específico foi necessário em razão de uma mudança na forma de registro do portal a partir de 2025. Historicamente, o FPM é composto pelo repasse regular, fixado em 22,5% da arrecadação federal do Imposto de Renda (IR) e do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), acrescido de três repasses adicionais de 1% cada, instituídos pelas Emendas Constitucionais n.º 55/2007 (Brasil, 2007) (mês de dezembro), n.º 84/2014 (Brasil, 2014) (mês de julho) e n.º 112/2021 (Brasil, 2021) (mês de setembro). Até dezembro de 2024, esses adicionais vinham contabilizados de forma embutida no primeiro decêndio do FPM regular. A partir de janeiro de 2025, o portal passou a registrá-los como linha separada, denominada "FPM 1%". Para garantir a comparabilidade histórica da série, a agregação mensal soma as linhas "FPM" e "FPM 1%" dentro de cada mês. Sem esse procedimento, os meses de julho, setembro e dezembro de 2025 em diante apresentariam valores artificialmente reduzidos, comprometendo a estrutura sazonal da série.

Para fins de comparação das projeções, utilizou-se a estimativa oficial de repasse divulgada pelo Tesouro Nacional, que projeta crescimento nominal de 8,97% para o FPM de Realeza em 2026, correspondendo ao valor absoluto de R\$ 38.118.772,56 (Brasil. Secretaria do Tesouro Nacional., 2026a).

A fim de permitir a leitura do poder de compra real ao longo das três décadas analisadas, todos os valores nominais foram deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor

Amplio (IPCA), apurado pelo IBGE, utilizando o pacote *deflateBR*, com abril de 2026 como data de referência (Meireles, 2018). O valor real é dado por:

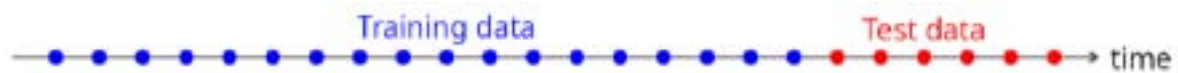
$$VR_t = VN_t \times \frac{IPCA_{abr21}}{IPCA_t} \#(1)$$

onde VR_t é o valor deflacionado, VN_t o valor nominal e $IPCA_t$ o número do índice do mês t .

A série deflacionada tem papel exclusivamente interpretativo e descritivo, não alimenta o modelo preditivo nem o confronto com a estimativa oficial do Tesouro Nacional, que divulga suas projeções em termos nominais, unidade em que o orçamento municipal é executado.

A amostra foi dividida em dois subconjuntos. O conjunto de treinamento compreende o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2024, totalizando 336 observações, utilizado para estimar os parâmetros dos modelos. O conjunto de teste abrange o período de janeiro de 2025 a maio de 2026, com 17 observações, empregado para avaliar a capacidade preditiva dos modelos com dados não observados durante o treinamento. Essa estratégia de validação fora da amostra é o procedimento descrito por Hyndman e Athanasopoulos (2018) para a previsão de séries temporais e garante que as métricas de erro reflitam o desempenho real do modelo em situações reais, onde a precisão das previsões só pode ser determinada considerando o desempenho do modelo em novos dados que não foram utilizados durante o seu ajuste.

Figura 1- Visualização dos dados de treinamento e de teste.



Fonte: Adaptado de Hyndman e Athanasopoulos (2018).

A série foi convertida ao formato temporal com frequência mensal ($m = 12$), iniciando em janeiro de 1997, e submetida a decomposição pelo método multiplicativo, adequado a séries econômicas nas quais a amplitude das variações sazonais cresce proporcionalmente ao nível da série ao longo do tempo, conforme descrito em Hyndman e Athanasopoulos (2018). Conforme Equação 2.

$$Y_t = T_t \times S_t \times R_t \#(2)$$

Onde T_t , S_t e R_t são, respectivamente, os componentes de tendência, sazonal e irregular no período t .

Para avaliar se a adoção de um modelo estatístico agrega informação útil ao planejamento fiscal, três abordagens de previsão foram estimadas e comparadas sobre a mesma série nominal,

sendo o modelo ingênuo sazonal, a Suavização Exponencial (família ETS) e o modelo SARIMA.

A primeira abordagem é o modelo ingênuo sazonal, que adota como previsão para cada mês o valor observado no mesmo mês do ano anterior.

$$\hat{y}(t) = y(t - m) \# (3)$$

Por não possuir parâmetros estimados, constitui a referência mínima que qualquer modelo mais sofisticado precisa superar para justificar sua adoção, sendo também o modelo de referência empregado no cálculo do MASE (Hyndman; Koehler, 2006).

A segunda abordagem é a Suavização Exponencial, na qual as previsões resultam de médias ponderadas das observações passadas, com pesos que decaem exponencialmente à medida que as observações se distanciam no tempo (Hyndman; Athanasopoulos, 2018). Para séries com tendência e sazonalidade, o método de *Holt-Winters* multiplicativo decompõe a previsão em três equações: nível (ℓ), tendência (b) e sazonalidade (s):

$$\text{Suavização Exponencial} \# (4)$$

$$\ell_t = \alpha \left[\frac{y_t}{s_{t-m}} \right] + (1 - \alpha) [\ell_{t-1} + b_{t-1}] \quad b_t = \beta [\ell_t - \ell_{t-1}] + (1 - \beta) b_{t-1} \quad s_t = \gamma \left[\frac{y_t}{\ell_{t-1} + b_{t-1}} \right] + (1 - \gamma) s_{t-m} \quad \hat{y}_{t+h|t} = [\ell_t + h \cdot b_t] \cdot s_{t+h-m(k+1)}$$

onde α , β e γ , pertencentes ao intervalo $[0,1]$, são os parâmetros de suavização do nível, da tendência e da sazonalidade, respectivamente. Adotou-se a formulação de espaço de estados ETS (Error, Trend, Seasonal), na qual a forma específica do modelo incluindo a natureza aditiva ou multiplicativa do erro e da sazonalidade e a eventual atenuação da tendência, é selecionada automaticamente pela minimização do critério AICc, por meio da função *ets()* do pacote *forecast* (Hyndman; Athanasopoulos, 2021). A estrutura multiplicativa do erro e da sazonalidade responde diretamente à heterocedasticidade caracterizada na série. A terceira abordagem, o modelo SARIMA, é descrita a seguir.

O modelo Sazonal Autorregressivo Integrado de Média Móvel, (SARIMA)_m, é a extensão do modelo ARIMA para séries com sazonalidade conforme notação apresentada por Hyndman e Athanasopoulos (2018):

$$ARIMA \quad (p, d, q)_{\text{Parte não sazonal do modelo}} \quad (P, D, Q)_{m \text{ Parte sazonal do modelo}}$$

onde m é o número de observações por ano. Usamos letras maiúsculas para as partes sazonais do modelo e letras minúsculas para as partes não sazonais.

Para o método ARIMA é necessário que os dados apresentem características de estacionariedade (média, variância e autocovariância invariantes no tempo). A condição foi avaliada,

pelo teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), de hipótese nula igual à presença de raiz unitária (Dickey; Fuller, 1979), implementado pelo pacote *urca* (Pfaff, 2006), com especificação com tendência determinística e seleção de defasagens pelo critério AIC.

O ADF serve como evidência sobre o comportamento da série. A determinação efetiva da ordem de diferenciação não sazonal d é realizada internamente pelo algoritmo de seleção automática pela função *auto.arima* do pacote *forecast* (Hyndman; Athanasopoulos, 2018), que seleciona as ordens dos componentes pela minimização do critério AICc e que aplica o teste KPSS (Kwiatkowski et al., 1992) cuja hipótese nula é a estacionariedade, diferente do ADF.

A parte sazonal do modelo consiste em termos semelhantes aos componentes não sazonais do modelo, mas que envolvem deslocamentos para trás do período sazonal

Modelo SARIMA # (5)

$$(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)(1 - \phi_1 B^{12} - \dots - \phi_p B^{12p})(1 - B)^d(1 - B^{12})^D y_t = (1 + \theta_1 B + \dots + \theta_q B^q)(1 + \theta_1 B^{12} + \dots + \theta_q B^{12q}) \varepsilon_t$$

O processo de estimação e validação foi conduzido em duas etapas. Na primeira, as três abordagens foram estimadas sobre a amostra de treinamento (janeiro de 1997 a dezembro de 2024) e avaliadas no conjunto de teste, comparando-se seu desempenho preditivo fora da amostra. Na segunda, a abordagem de melhor desempenho fora da amostra foi reestimada sobre a série completa (janeiro de 1997 a maio de 2026), utilizada para as projeções de junho de 2026 a dezembro de 2027. As duas etapas podem resultar em especificações distintas, pois o modelo de validação é otimizado para a amostra de treino, enquanto o modelo final incorpora a informação adicional dos 17 meses mais recentes.

A acurácia foi avaliada pelo Erro Percentual Absoluto Médio (MAPE) e pela Raiz do Erro Quadrático Médio (RMSE) (Hyndman; Koehler, 2006):

$$MAPE = \frac{100}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right| \quad RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2} \quad \#(6)$$

O MAPE, por ser expresso em termos percentuais, permite comparação direta com a estimativa oficial de crescimento nominal divulgada pelo Tesouro Nacional. O RMSE, expresso na unidade da série, penaliza erros de maior magnitude, sendo relevante para o planejamento de caixa municipal. Como métrica complementar, reporta-se também o Erro Absoluto Escalado Médio (MASE), proposto por Hyndman e Koehler (2006) como alternativa robusta ao MAPE por não apresentar comportamento assintótico em valores próximos de zero e por ser escalado em relação a um modelo de referência ingênuo, ou seja, apenas repetir o valor anterior.

As três métricas foram calculadas para os três modelos sobre o conjunto de teste, consti-

tuindo a base do confronto preditivo entre as abordagens. Por ser escalado ao modelo ingênuo de referência, o MASE permite leitura direta de quanto cada abordagem supera, ou não, esse parâmetro mínimo de desempenho.

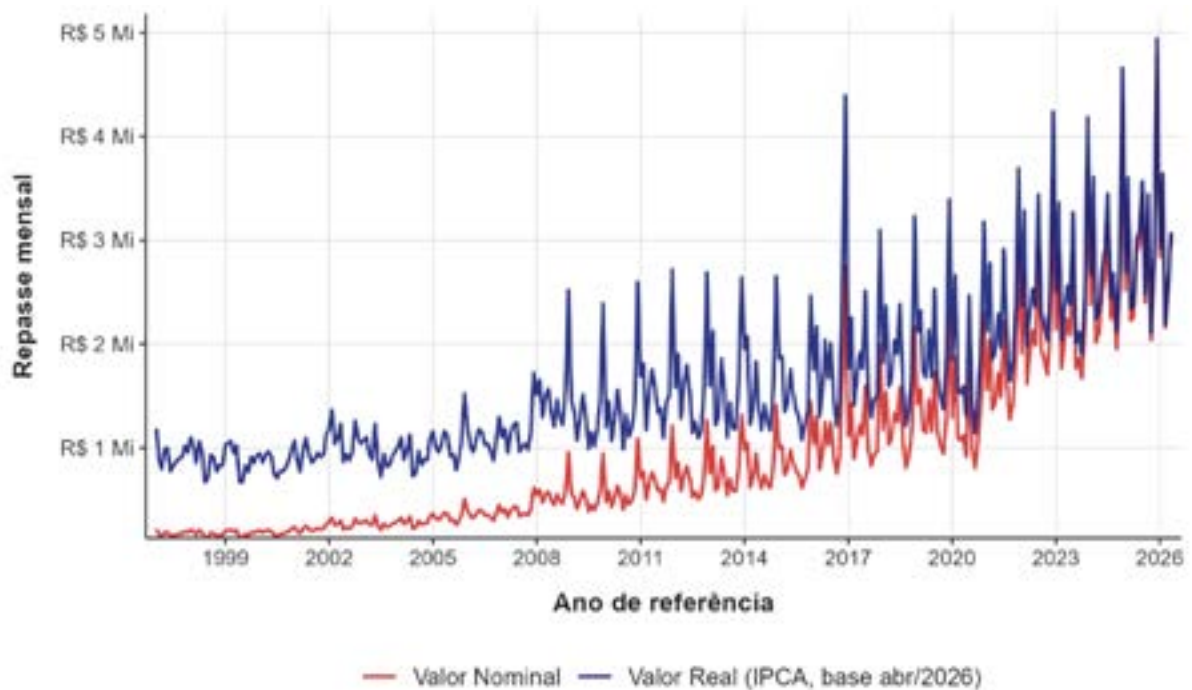
A adequação do modelo foi avaliada pela análise dos resíduos, com inspeção visual do gráfico de resíduos ao longo do tempo, da função de autocorrelação (ACF) dos resíduos e do histograma. O teste formal de Ljung-Box foi aplicado sob a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial nos resíduos (Ljung; Box, 1978), com $h = 24$ defasagens, correspondente ao padrão da função *checkresiduals* do pacote *forecast* para séries com frequência $m = 12$.

Como diagnóstico complementar da presença de estrutura sistemática não capturada, aplicou-se o periodograma integrado (cumulativo) dos resíduos do modelo com melhor desempenho. Sob a hipótese de resíduos compatíveis com ruído branco, o periodograma acumulado cresce de forma aproximadamente linear ao longo das frequências, permanecendo dentro das bandas de confiança de Kolmogorov-Smirnov. Os afastamentos dessas bandas evidenciam que parte da estrutura periódica da série não foi absorvida pelo modelo (Brockwell; Davis, 2016).

RESULTADOS

A Figura 2 apresenta a evolução dos repasses mensais do FPM a Realeza entre janeiro de 1997 e maio de 2026. A série nominal registra crescimento expressivo ao longo das três décadas, no qual os repasses, que não ultrapassavam R\$ 500 mil mensais no final dos anos 1990, passaram a superar R\$ 3 milhões com regularidade a partir de 2022. Quando os valores são corrigidos pela inflação (IPCA, base abril/2026), contudo, o crescimento real mostra-se mais modesto, onde boa parte do aumento nominal reflete a perda do poder de compra da moeda ao longo do período. Além disso, a série real evidencia maior instabilidade a partir de 2015, período marcado por oscilações mais intensas nos repasses, que antecipam os desafios de ajuste do modelo estatístico.

Figura 2 - Comparação dos valores nominais e reais.



Fonte: Autores, 2026.

A Tabela 1 apresenta os índices sazonais multiplicativos calculados a partir da série de treinamento. Um índice acima de 1 indica que aquele mês recebe, em média, mais do que a média mensal do ano e um índice abaixo de 1 indica o contrário. Os resultados são coerentes com o calendário de repasses do FPM e com as mudanças legislativas que ampliaram a transferência ao longo dos anos. Dezembro se destaca com o maior índice (1,459), ou seja, os repasses de dezembro são, em média, 45,9% superiores à média anual, reflexo direto do adicional constitucional de 1% instituído pela EC n.º 55/2007 (Brasil, 2007) para reforçar o caixa das prefeituras no pagamento do 13º salário dos servidores. Fevereiro é o segundo mês mais elevado (1,181). No lado oposto, setembro apresenta o menor índice (0,794), histórica e estruturalmente marcado pela desaceleração da arrecadação federal, o que pode ter motivado a criação do adicional de 1% pela EC n.º 112/2021 (Brasil, 2021). Julho (0,944) apresenta comportamento semelhante, razão pela qual foi contemplado pelo adicional da EC n.º 84/2014 (Brasil, 2014).

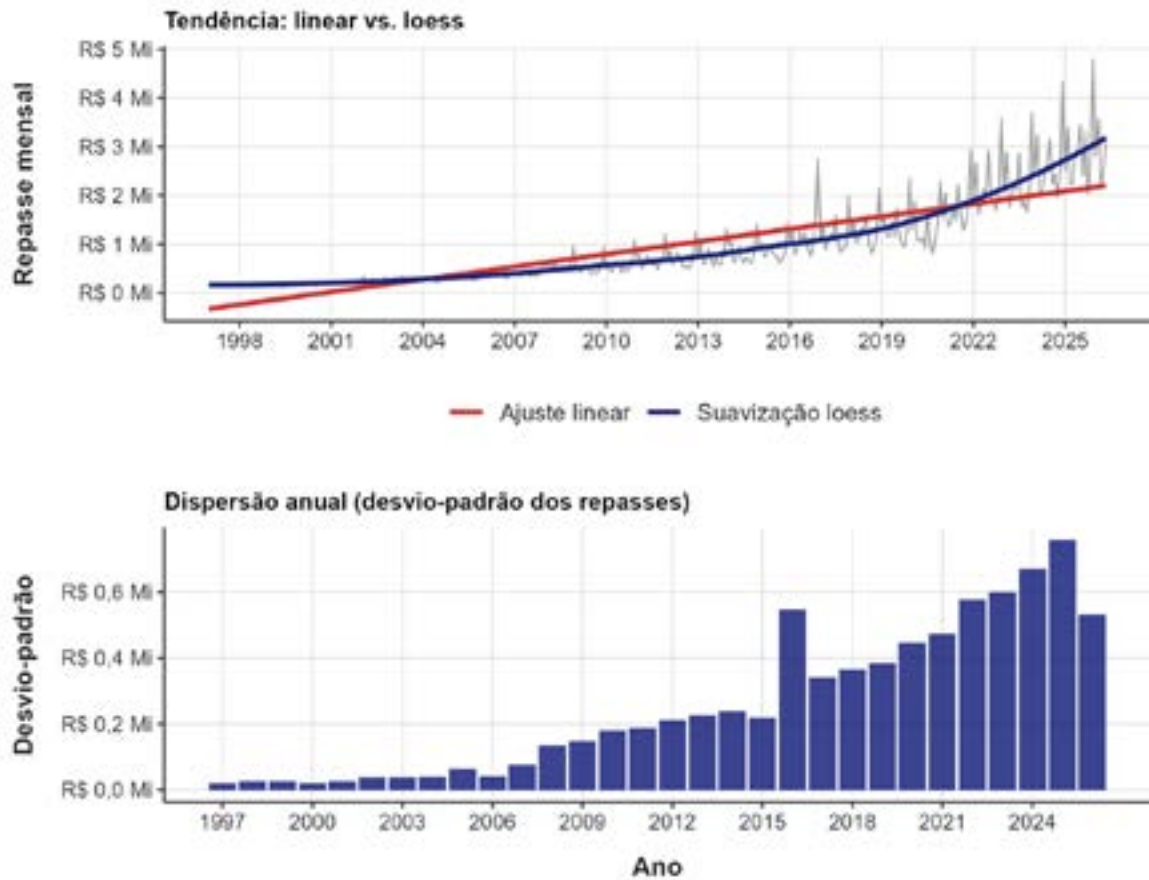
Tabela 1 - Efeito do mês sobre a média.

Mês	Índice sazonal	Efeito sobre a média do ano
janeiro	1,063	6,26%
fevereiro	1,181	18,12%
março	0,87	-13,03%
abril	0,961	-3,92%
maio	1,104	10,35%
junho	0,923	-7,66%
julho	0,944	-5,57%
agosto	0,887	-11,28%
setembro	0,794	-20,64%
outubro	0,834	-16,60%
novembro	0,981	-1,91%
dezembro	1,459	45,88%

Fonte: Autores, 2026.

A Figura 3 caracteriza a série quanto aos dois aspectos levantados na avaliação metodológica, sendo a forma da tendência e a estabilidade da variância. No painel superior, o ajuste linear e a suavização local *loess*, revelam que o crescimento dos repasses não é linear. A curva *loess* mantém-se relativamente achatada até o início dos anos 2010 e, sobretudo a partir de 2021, acelera-se de forma acentuada, ultrapassando a reta de tendência. Esse comportamento convexo é característico de séries fiscais nominais, em que o crescimento combina o efeito acumulado da inflação com a expansão real da arrecadação. Embora o ajuste linear explique 72,8% da variância ($R^2 = 0,728$), ele subestima os repasses do período recente. No painel inferior, o desvio-padrão anual dos repasses cresce de forma expressiva ao longo do tempo, onde a dispersão média do quinquênio 2021-2025 é cerca de 26 vezes superior à de 1997-2001. Esse resultado confirma a presença de heterocedasticidade (variância que cresce proporcionalmente ao nível da série) e justifica tanto a decomposição multiplicativa quanto a adoção de um modelo de suavização exponencial com componentes multiplicativos, o ETS(M,A,M).

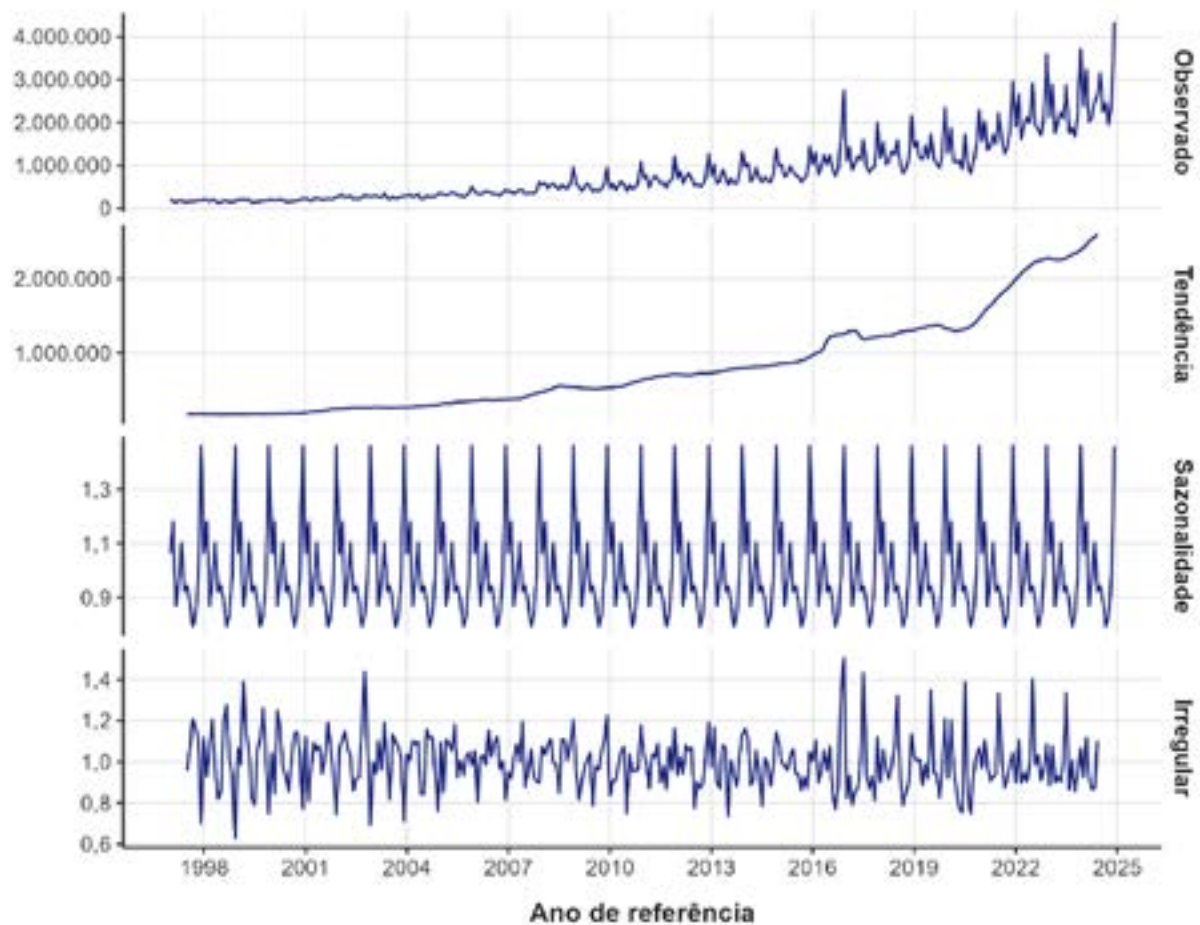
Figura 3 – Caracterização da tendência e da variância da série.



Fonte: Autores, 2026.

A decomposição multiplicativa (Figura 4) confirma visualmente as oscilações sazonais. A medida que o nível dos repasses cresce ao longo das décadas, as oscilações sazonais também ficam maiores em valor absoluto. O componente irregular, que representa o que não é explicado pela tendência nem pela sazonalidade, apresenta variância crescente especialmente a partir de 2015. Isso significa que os repasses tornaram-se progressivamente mais difíceis de prever com um modelo de parâmetros fixos, como o SARIMA, sinalizando que a série passou a incorporar perturbações externas.

Figura 4 - Decomposição multiplicativa.



Fonte: Autores, 2026.

O teste ADF avaliou se a série de repasses do FPM é estacionária, ou seja, se suas propriedades estatísticas (média e variância) permanecem constantes ao longo do tempo, condição necessária para a aplicação do modelo SARIMA. O teste produziu estatística $\tau_3 = -5,91$, mais negativa do que o valor crítico de 5% (-3,42), o que leva à rejeição da hipótese nula de raiz unitária, ou seja, o teste ADF sugere que a série não percorre aleatoriamente sem direção, mas apresenta comportamento estacionário em torno de uma tendência crescente determinística. As estatísticas conjuntas ϕ_2 e ϕ_3 , que testam restrições sobre a tendência determinística, também rejeitam suas hipóteses nulas (Tabela 2). Como evidência descritiva, o ADF sugere que a série é estacionária em torno de uma tendência determinística.

Tabela 2 - Valores do teste ADF.

ESTATÍSTICA	VALOR CALCULADO	CRÍTICO 1%	CRÍTICO 5%	CRÍTICO 10%
TAU3	-5,91	-3,98	-3,42	-3,13
PHI2	12,19	6,15	4,71	4,05
PHI3	17,91	8,34	6,3	5,36

Fonte: Autores, 2026.

O teste KPSS indicou que a série necessita de uma diferenciação ($d = 1$) antes da modelagem, resultado adotado pelo *auto.arima* em sua rotina interna de seleção de ordem. Essa conclusão não contradiz a eventual indicação de estacionariedade do teste ADF, onde as duas hipóteses nulas são opostas (raiz unitária no ADF e estacionariedade no KPSS) e podem apontar em direções distintas quando a série combina uma tendência determinística (crescimento estrutural do FPM) com um componente estocástico que se acumula ao longo do tempo. Nesse cenário, a diferenciação de primeira ordem é a solução padrão do grupo *Box-Jenkins* porque elimina os dois componentes simultaneamente.

Como evidência adicional da inadequação do ajuste automático sem tratamento de quebras, a Tabela 3 demonstra que o modelo selecionado incorporou um termo de média móvel não sazonal (ma1) estatisticamente não significativo ao nível de 5% ($p = 0,2518$). A inclusão de parâmetros não significativos é um resultado de modelos que tentam acomodar choques estruturais não tratados por meio de sobredimensionamento da parte estocástica, o que compromete a qualidade e agrava o erro de previsão fora da amostra.

Tabela 3 - Coeficientes estimados do modelo SARIMA teste.

TERMO	COEFICIENTE	ERRO-PAD RÃO	ESTATÍSTICA Z	P-VALOR
AR1	-0,6767	0,1086	-6,23	0
MA1	0,1146	0,1	1,15	0,2518
MA2	-0,565	0,0605	-9,34	0
SAR1	-0,4159	0,0585	-7,11	0
SAR2	-0,1509	0,0581	-2,6	0,0094

Fonte: Autores, 2026.

A Tabela 4 compara o desempenho preditivo fora da amostra das três abordagens. A Sua-
vização Exponencial ETS(M,A,M) obteve o melhor resultado em todas as métricas, superando

tanto o modelo ingênuo sazonal quanto o SARIMA. O MASE compara cada modelo com o erro médio da referência ingênua do período de treino, que repete o valor do mesmo mês do ano anterior, com isso, um valor superior a 1 indica erro maior que o dessa referência trivial. O próprio modelo Ingênuo Sazonal, avaliado no período de teste (janeiro de 2025 a maio de 2026), ultrapassou seu próprio erro médio de treino (1997 a 2024), com MASE de 2,682. Com MASE de 2,18, o erro do $SARIMA(1,1,2)(2,1,0)_{12}$ no período de teste foi mais do que o dobro do erro médio que o ingênuo sazonal cometia no período de treino. Mesmo o melhor modelo, o ETS, manteve MASE de 1,695, ainda acima da unidade, o que evidencia os limites das abordagens de parâmetros fixos para a previsão do FPM em Realeza e a necessidade de tratamentos adicionais da série.

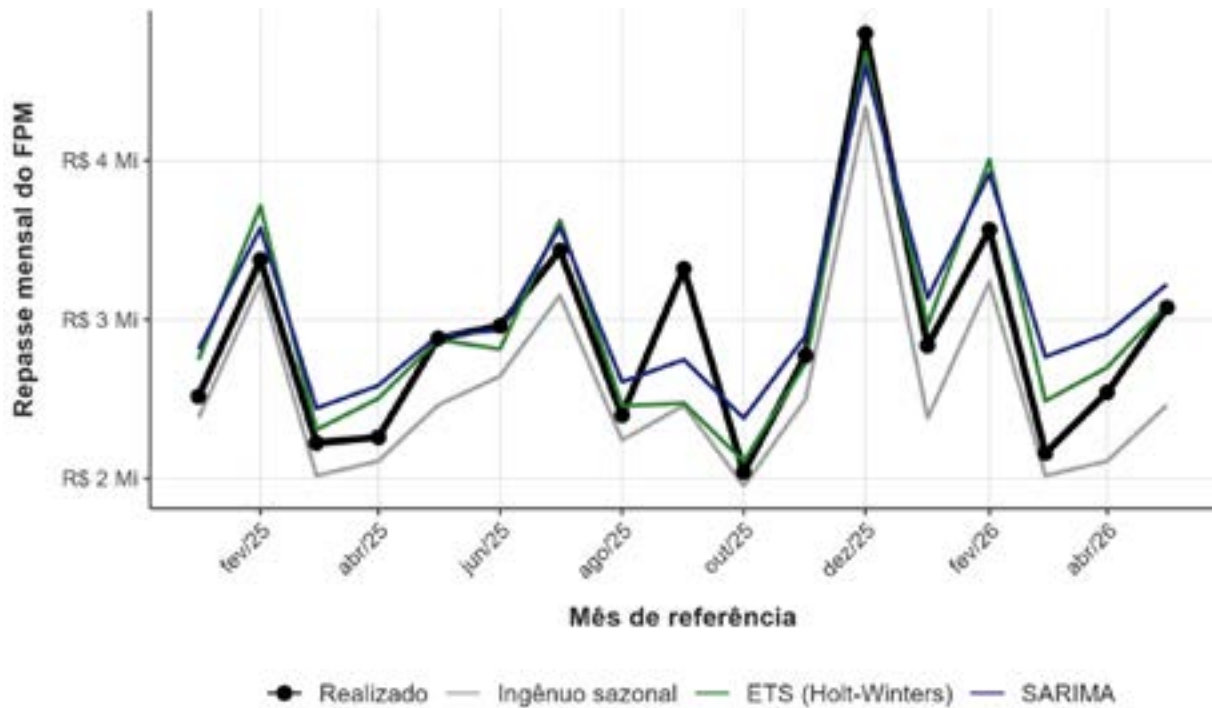
Tabela 4 - Desempenho preditivo comparativo (validação fora da amostra).

MODELO	RMSE (R\$)	MAPE (%)	MASE
INGÊNUO SAZONAL	377.494,00	10,83	2,682
SUAVIZAÇÃO EXPONENCIAL ETS(M,A,M)	284.493,00	7,00	1,695
$SARIMA(1, 1, 2)(2, 1, 0)_{12}$	305.634,00	9,81	2,184

Fonte: Autores, 2026.

A Figura 5 confronta visualmente as previsões das três abordagens com os repasses efetivamente realizados no período de teste. As curvas do ETS e do SARIMA reproduzem bem o padrão sazonal dos repasses, mas ambas tendem a situar-se acima dos valores realizados na maioria dos meses, com o SARIMA apresentando a superestimação mais acentuada, coerente com o desvio acumulado de 5,79% no período de teste, ante 2,28% do ETS. O modelo ingênuo sazonal (cinza) mantém-se sistematicamente abaixo do realizado, por reproduzir apenas o valor do mesmo mês do ano anterior sem incorporar a tendência de crescimento. A figura evidencia, de forma qualitativa, o que a Tabela 4 quantifica, mostrando a maior proximidade das previsões do ETS(M,A,M) em relação aos repasses observados.

Figura 5 – Repasses realizados versus previsões no período de teste.



Fonte: Autores, 2026.

A Tabela 5 detalha o desempenho mês a mês do modelo selecionado (ETS). O desvio acumulado nos 17 meses foi de R\$ 1.118.439,55, equivalente a apenas 2,28% do total realizado, bem inferior aos 5,79% do SARIMA, o que reforça a superioridade preditiva da Suavização Exponencial. Ainda assim, alguns meses concentram desvios elevados, com destaque para setembro de 2025 (erro de 25,46%), março de 2026 (15,22%) e fevereiro de 2026 (12,42%), associados às quebras estruturais e aos *outliers* discutidos adiante.

Tabela 5 - Desempenho mês a mês do modelo selecionado (ETS).

Mês	Previsto (R\$)	Realizado (R\$)	Diferença (R\$)	Erro absoluto (%)
jan/25	2.746.382,39	2.515.773,92	-230.608,47	9,17
fev/25	3.714.049,01	3.375.878,09	-338.170,92	10,02
mar/25	2.306.141,19	2.223.171,05	-82.970,14	3,73
abr/25	2.502.961,30	2.259.121,14	-243.840,16	10,79
mai/25	2.871.752,27	2.881.829,33	10.077,06	0,35
jun/25	2.813.640,24	2.960.034,66	146.394,42	4,95
jul/25	3.625.615,47	3.434.711,76	-190.903,71	5,56
ago/25	2.455.668,41	2.397.337,64	-58.330,77	2,43
set/25	2.473.996,91	3.318.992,45	844.995,54	25,46
out/25	2.107.371,85	2.040.374,24	-66.997,61	3,28
nov/25	2.724.489,06	2.773.561,77	49.072,71	1,77
dez/25	4.681.737,53	4.800.440,02	118.702,49	2,47
jan/26	2.964.612,59	2.835.096,61	-129.515,98	4,57
fev/26	4.007.330,14	3.564.565,75	-442.764,39	12,42
mar/26	2.487.117,97	2.158.560,32	-328.557,65	15,22
abr/26	2.698.174,48	2.541.495,10	-156.679,38	6,16
mai/26	3.094.358,52	3.076.015,92	-18.342,60	0,60
TOTAL (17 meses)	50.275.399,32	49.156.959,77	-1.118.439,55	2,28

Fonte: Autores, 2026.

Após estimar o modelo selecionado, os erros residuais (a diferença entre o que o modelo previu e o que aconteceu de fato) deveriam se comportar como ruído aleatório, sem nenhum padrão reconhecível. O teste de Ljung-Box verifica exatamente isso. Para a Suavização Exponencial ETS(M,A,M), com estatística $Q^* = 41,92$ (24 graus de liberdade) e p-valor de 0,0132, o teste rejeita a hipótese de que os resíduos são aleatórios, evidenciando padrões nos erros que o modelo não conseguiu capturar (Tabela 6).

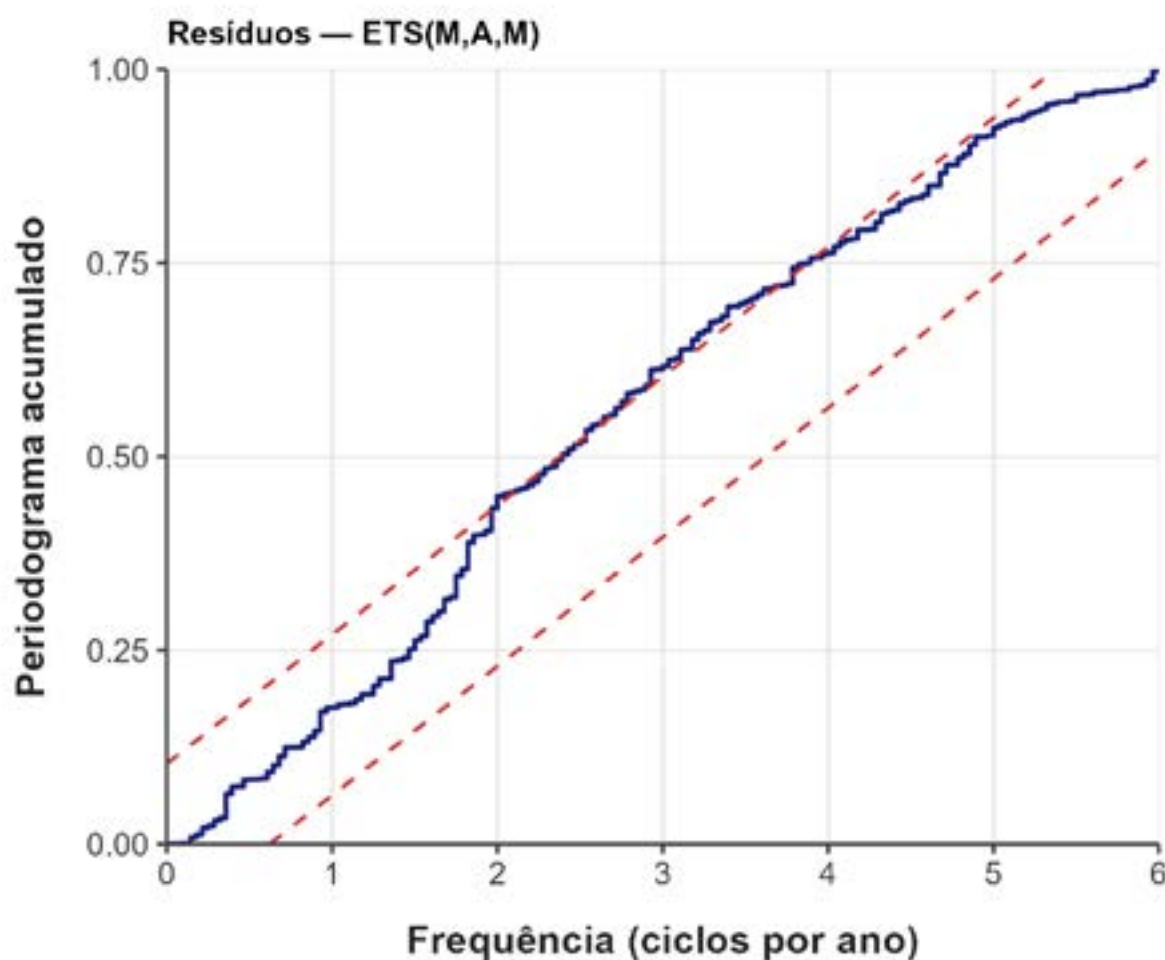
Tabela 6 - Teste de Ljung-Box.

Modelo	Q^* (Ljung-Box)	Graus de liberdade	p-valor	Conclusão (5%)
ETS(M,A,M)	41,92	24	0,0132	Rejeita-se H0: resta autocorrelação

Fonte: Autores, 2026.

A evidência é corroborada pelo periodograma integrado que mostra a curva acumulada dos resíduos ultrapassando as bandas de confiança de Kolmogorov-Smirnov, sinalizando estrutura periódica não capturada (Figura 6). Mesmo sendo a abordagem de melhor desempenho preditivo entre as três avaliadas, o modelo selecionado não captura integralmente a parte sistemática da série.

Figura 6 - Periodograma integrado dos resíduos do modelo selecionado.



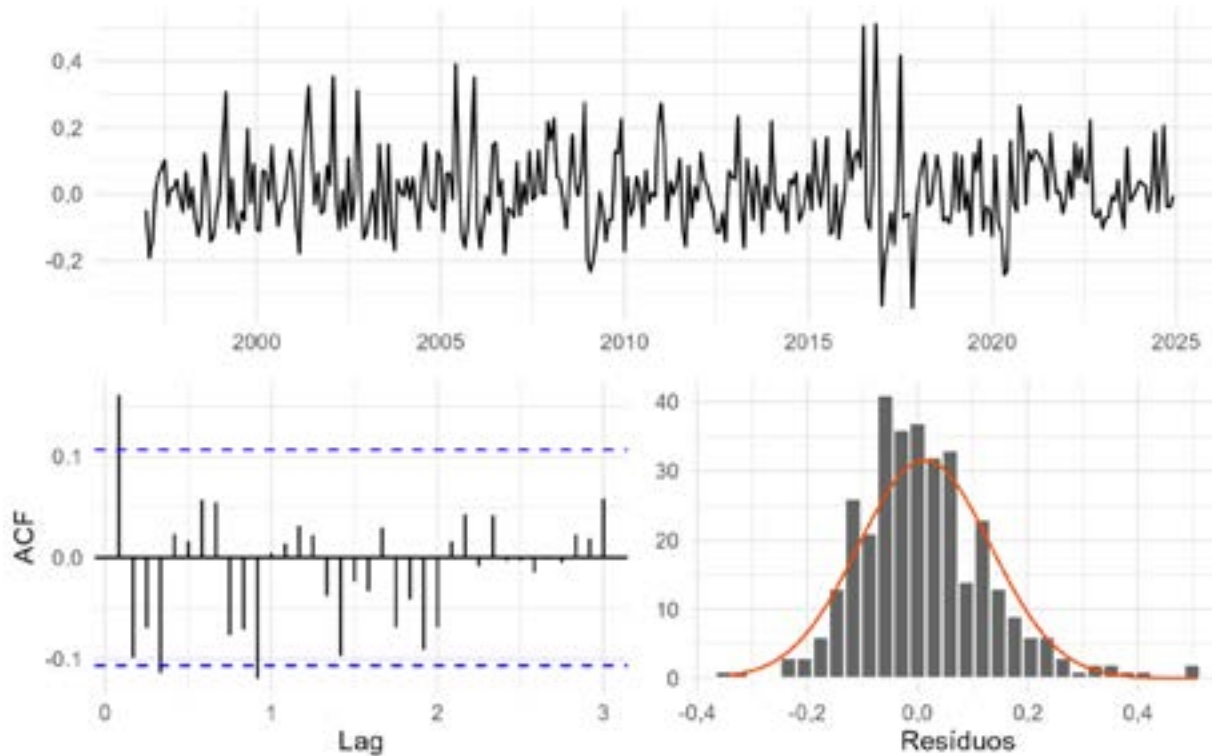
Fonte: Autores, 2026.

Por se tratar de um modelo com erro multiplicativo, os resíduos do ETS(M,A,M) são expressos em termos relativos, não em reais. Ainda assim, dois comportamentos anômalos se destacam. Entre 2016 e 2018, um erro positivo próximo de 50% é seguido, poucos meses depois, por um erro negativo de magnitude semelhante, reflexo tardio da crise fiscal federal que comprimiu a arrecadação do Imposto de Renda e do IPI (Oliveira, 2016), as bases de cálculo

do FPM. A variância dos resíduos permanece elevada ao longo da década de 2020, refletindo o choque da pandemia de Covid-19, a recuperação econômica subsequente e a integralização progressiva do adicional de 1% de setembro da EC n.º 112/2021 (Brasil, 2021). Esses eventos representam quebras estruturais, mudanças abruptas e permanentes no comportamento da série que modelos de parâmetros fixos, estimados de uma só vez sobre toda a amostra, não têm capacidade de acomodar dinamicamente, nem o SARIMA, nem o ETS. A rejeição de H_0 pelo Ljung-Box confirma que os resíduos do modelo selecionado não constituem ruído branco, mesmo sendo a abordagem de melhor desempenho preditivo entre as três avaliadas, o ETS não capturou integralmente a estrutura de dependência temporal da série.

Na Figura 7, o painel superior exibe os resíduos ao longo do tempo, onde a amplitude dos erros é visivelmente maior a partir de 2016 do que no período anterior, indicando que a variância dos resíduos não permanece constante ao longo da série. O painel inferior esquerdo apresenta a função de autocorrelação (ACF) dos resíduos, cujas bandas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, calculado como $\pm \frac{2}{\sqrt{T}}$ (Hyndman e Athanasopoulos, 2021). O eixo horizontal está em unidades anuais, de modo que cada unidade inteira corresponde a 12 defasagens mensais. Algumas autocorrelações ultrapassam essas bandas, evidenciando correlação nos resíduos. O painel inferior direito mostra o histograma dos resíduos com a curva normal teórica superposta. A distribuição é aproximadamente centrada em zero, porém apresenta cauda direita mais alongada, reflexo de episódios em que o modelo subestimou repasses atipicamente elevados.

Figura 7 – Resíduos do modelo Suavização Exponencial ETS(M,A,M).



Fonte: Autores, 2026.

Concluída a etapa de validação, o modelo selecionado foi reestimado sobre a série completa para a geração das projeções, procedimento do qual resultou a especificação ETS(M,A,M), cujos parâmetros de suavização são apresentados na Tabela 7 ($\alpha = 0,2561$; $\beta = 0,0042$; $\gamma = 0,4582$; AICc = 10.040,52). A persistência da rejeição do teste de Ljung-Box, tanto na etapa de validação quanto na reestimação com a série completa, reforça que a estrutura residual não capturada decorre de características da própria série, em especial das quebras estruturais legislativas e dos *outliers* macroeconômicos, e não da escolha específica de um modelo.

Tabela 7- Parâmetros de suavização do modelo selecionado (ETS(M,A,M)), reestimado na série completa.

PARÂMETRO	ESTIMATIVA
ALPHA	0,2561
BETA	0,0042
GAMMA	0,4582
AICc	10.040,52

Fonte: Autores, 2026.

Com a reestimação do modelo selecionado na série completa, a projeção de crescimento nominal do FPM para Realeza é apresentada na Tabela 8. Para 2026, o Tesouro Nacional previu um repasse 8,97% maior que o de 2025, o modelo selecionado (ETS) projeta crescimento de apenas 3,42%, uma postura mais conservadora. Entretanto, mesmo o melhor modelo, sem o tratamento de *outlier* e maior aprofundamento do tratamento dos dados, ainda apresenta autocorrelação residual e não deve ser considerado isoladamente para a formulação dos orçamentos municipais na forma atual.

Tabela 8 - Previsão dos modelos e confronto com o Tesouro.

Método de projeção	Base: FPM nominal 2025 (R\$)	Crescimento nominal 2026	FPM projetado 2026 (R\$)
Tesouro Nacional (previsão oficial)	34.981.226,07	8,97%	38.118.772,56
Modelo selecionado — ETS(M,A,M)	34.981.226,07	3,42%	36.177.474,57

Fonte: Autores, 2026.

O objetivo não é afirmar que esses valores são confiáveis como instrumento de gestão fiscal, mas sim demonstrar o que o modelo produz e em que medida ele se distancia da estimativa oficial do Tesouro Nacional, exercício que integra os objetivos do estudo.

O modelo selecionado, ETS(M,A,M), estimado sobre a série completa, projeta para o exercício de 2026 um total de R\$ 36.177.474,57, combinando os R\$ 14.175.733,70 realizados entre janeiro e maio com os R\$ 22.001.740,87 projetados para junho a dezembro. Esse valor implica crescimento nominal de 3,42% sobre o FPM realizado em 2025 (R\$ 34.981.226,07), distanciando-se 5,55 pontos percentuais da projeção oficial do Tesouro Nacional, que estima crescimento de 8,97% (R\$ 38.118.772,56). A diferença absoluta entre as duas projeções é de R\$ 1.941.297,99, valor expressivo para um município do porte de Realeza (Figura 8).

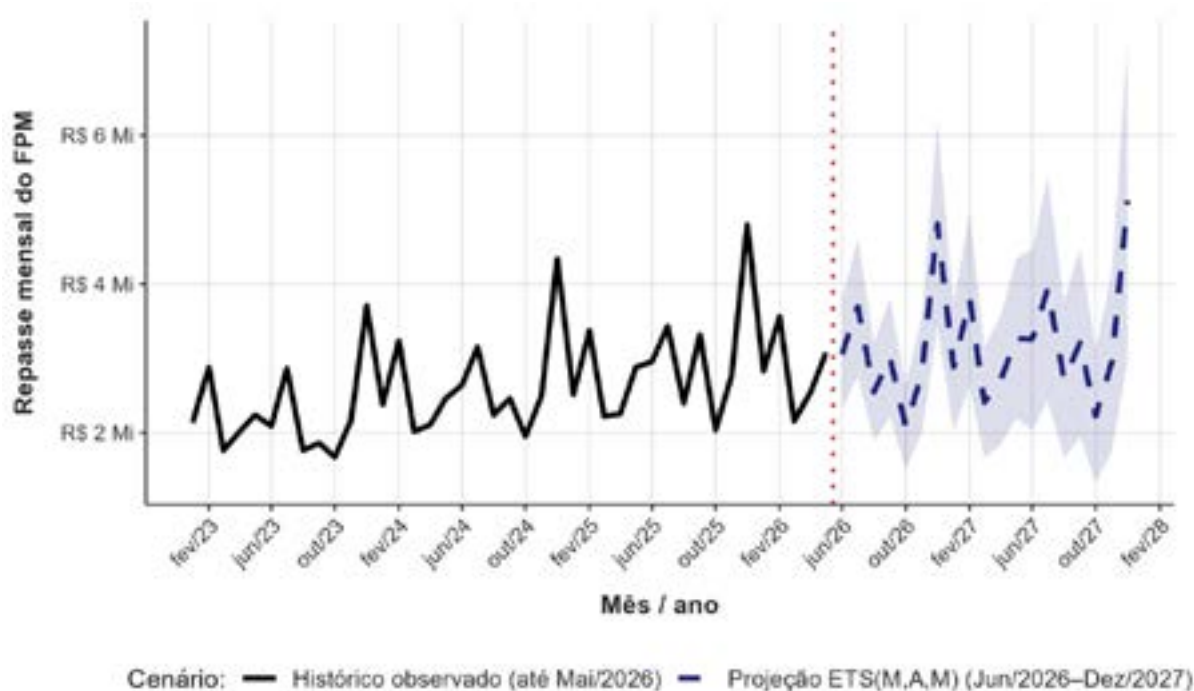
Figura 8 - Projeção de arrecadação pelo modelo ETS(M,A,M) em 2026.



Fonte: Autores, 2026.

Para 2027, o modelo selecionado projeta um total de R\$ 38.504.959,26, com intervalo de confiança de 95% entre R\$ 24.517.978,79 e R\$ 52.491.939,74, implicando crescimento nominal de 6,43% sobre o fechamento estimado de 2026. A amplitude elevada do intervalo (superior a R\$ 27 milhões) reflete a incerteza acumulada ao longo de doze meses de projeção e a natureza multiplicativa do modelo ETS, devendo ser interpretada com cautela, sobretudo porque a validade probabilística desses intervalos pressupõe resíduos compatíveis com ruído branco, condição não verificada neste estudo (Figura 9).

Figura 9 - Comportamento da arrecadação pelo modelo ETS(M,A,M) em 2027.



Fonte: Autores, 2026.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A comparação entre as três abordagens evidencia que a Suavização Exponencial, na forma ETS(M,A,M), supera o modelo SARIMA e o ingênuo sazonal na previsão dos repasses mensais do FPM ao município de Realeza no período analisado. Ainda assim, nenhum dos modelos de parâmetros fixos é, isoladamente, suficiente para produzir previsões estatisticamente válidas. O MASE fora da amostra superior a 1 nas três abordagens indica que todas elas erraram mais, no período de teste, do que o ingênuo sazonal errava em média no período de treino. Para o modelo selecionado, o teste de Ljung-Box e o periodograma integrado rejeitam a hipótese de resíduos compatíveis com ruído branco, confirmando que parte da estrutura de dependência temporal da série permanece não capturada mesmo pela abordagem de melhor desempenho.

Dois fatores, identificados ao longo da análise, explicam essa limitação e apontam os tratamentos necessários para futuras investigações. Primeiro, as quebras estruturais legislativas, a instituição progressiva dos três adicionais de 1% (EC n.º 55/2007, EC n.º 84/2014 e EC n.º 112/2021) introduz mudanças discretas e permanentes nos padrões sazonais da série que não são captadas por modelos de parâmetros fixos. Em segundo, os *outliers* macroeconômicos, onde os episódios de 2015-2016 e 2020-2021 produzem desvios que inflam a variância residual

e distorcem a estimação dos parâmetros.

A contribuição deste estudo reside em demonstrar empiricamente, para um município de pequeno porte com alta dependência do FPM, que os métodos de suavização exponencial podem superar o SARIMA na previsão fiscal, mas que a adoção de qualquer modelo de parâmetros fixos, sem a identificação e o tratamento de quebras estruturais e de *outliers*, ainda gera estimativas com margem de erro relevante para o planejamento orçamentário. Como encaminhamento, o diagnóstico pelo periodograma integrado indica que a estrutura sistemática remanescente poderia ser capturada por modelos híbridos, que combinem a componente linear e uma componente não-linear, como caminho promissor para investigações futuras.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BRASIL. Emenda Constitucional nº 55, de 20 de setembro de 2007. Altera o art. 159 da Constituição Federal. Diário Oficial da União: Seção 1, 20 set. 2007. Disponível em: <<https://www2.camara.leg.br/legin/fed/emecon/2007/emendaconstitucional-55-20-setembro-2007-559897-publicacaooriginal-82343-pl.html>> Acesso em: 10 de março de 2026.

BRASIL. Emenda Constitucional nº 84, de 2 de dezembro de 2014. Altera o art. 159 da Constituição Federal para aumentar a entrega de recursos pela União para o Fundo de Participação dos Municípios. Diário Oficial da União: Seção 1, 3 dez. 2014. Disponível em: <https://planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/emendas/emc/emc84.htm> Acesso em: 10 de março de 2026.

BRASIL. Emenda Constitucional nº 112, de 27 de outubro de 2021. Altera o art. 159 da Constituição Federal para disciplinar a distribuição de recursos pela União ao Fundo de Participação dos Municípios. Diário Oficial da União: Seção 1, 28 out. 2021. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/emendas/emc/emc112.htm> Acesso em: 10 de março de 2026.

BRASIL. SECRETARIA DO TESOIRO NACIONAL. Previsão anual de transferências FPM/FPE, IPI-Exportação e CIDE-Combustíveis. Tesouro Nacional Transparente. Disponível em: <<https://www.tesourotransparente.gov.br/publicacoes/previsao-anual-de-transferencias-fpm-fpe-ipi-exportacao-e-cide-combustiveis/2026/114>>. Acesso em: 7 jun. 2026a.

BRASIL. SECRETARIA DO TESOIRO NACIONAL. Transferências Constitucionais Realizadas. Disponível em: <<https://www.tesourotransparente.gov.br/consultas/transferencias-constitucionais-realizadas>>. Acesso em: 5 jun. 2026b.

BRITO, Thazia Karine De Souza; SOUZA, Jose Antonio Nunes de; FERREIRA, Francisco Danilo da Silva; SILVA, William Gledson e. Previsão mensal dos valores do Fundo de Participação dos Municípios (FPM) Norte-Rio-Grandenses a partir de um modelo de séries temporais. Economia & Região, v. 10, n. 3, p. 33–48, 6 dez. 2021. DOI 10.5433/2317-627X.2022v10n3p33

BROCKWELL, Peter J.; DAVIS, Richard A. Introduction to Time Series and Forecasting. Cham: 25

Springer International Publishing, 2016.

CONFEDERAÇÃO NACIONAL DE MUNICÍPIOS. Fundo de Participação dos Municípios (FPM). Brasília, 2014.

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, jun. 1979. DOI 10.1080/01621459.1979.10482531

HYNDMAN, Rob J.; ATHANASOPOULOS, George. *Forecasting: principles and practice*. 2nd edition ed. Melbourne: OTexts, 2018.

HYNDMAN, Rob J.; ATHANASOPOULOS, George. *Forecasting: Principles and Practice* (3rd ed). 3a ed. Melbourne, Australia: OTexts, 2021.

HYNDMAN, Rob J.; KOEHLER, Anne B. Another look at measures of forecast accuracy. *International Journal of Forecasting*, v. 22, n. 4, p. 679–688, out. 2006. DOI 10.1016/j.ijforecast.2006.03.001

KWIATKOWSKI, Denis; PHILLIPS, Peter C. B.; SCHMIDT, Peter; SHIN, Yongcheol. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, v. 54, n. 1–3, p. 159–178, out. 1992. DOI 10.1016/0304-4076(92)90104-Y

LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, v. 65, n. 2, p. 297–303, 1 ago. 1978. DOI 10.1093/biomet/65.2.297

MEIRELES, Fernando. deflateBR: Deflate Nominal Brazilian Reais. , 28 set. 2018. Disponível em: <<https://CRAN.R-project.org/package=deflateBR>>. Acesso em: 6 jun. 2026

OLIVEIRA, Kelly. Arrecadação do governo registra queda de 5,62% em 2015. Disponível em: <<https://agenciabrasil.ebc.com.br/economia/noticia/2016-01/arrecadacao-do-governo-registra-queda-de-562-em-2015>>. Acesso em: 16 jun. 2026.

PFAFF, Bernhard. Analysis of integrated and cointegrated time series with R. New York, NY: Springer, 2006.

REALEZA. PREFEITURA MUNICIPAL. Portal da Transparência: Receitas e Renúncias. Prefeitura Municipal de Realeza. Disponível em: <<https://realeza.pr.gov.br/transparencia/receitas-renuncias>>. Acesso em: 17 jun. 2026.

RODRIGUES, Francisco; JUNIOR, Antonio Erivando Xavier. APLICAÇÃO DO MODELO KOYCK PARA PREVISÃO DA RECEITA PÚBLICA: UM ESTUDO DA PREVISÃO DO ISS, COTA-PARTE DO ICMS E DO FPM NO MUNICÍPIO DE MOSSORÓ/RN. 2018.

SILVA, Alexandre César Batista da; ALBUQUERQUE, F. S.; BEZERRA, M. S. C.; SILVA, W. B. Utilização de séries temporais na previsão de arrecadação de ICMS no estado do Pará. In: Recife: UFPE, 2017.