UNIVERSIDADE FEDERAL DE ALAGOAS FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE MESTRADO PROFISSIONAL EM ADMINISTRAÇÃO PÚBLICA EM REDE NACIONAL (PROFIAP)

OTAVIANO GOMES DO NASCIMENTO NETO

OS LIMITES DA COMPARABILIDADE INSTITUCIONAL: COMO A COMPLEXIDADE DA DEMANDA DISTORCE A AVALIAÇÃO DE DESEMPENHO NO JUDICIÁRIO DE ALAGOAS

MACEIÓ
2026

OTAVIANO GOMES DO NASCIMENTO NETO

OS LIMITES DA COMPARABILIDADE INSTITUCIONAL: COMO A COMPLEXIDADE DA DEMANDA DISTORCE A AVALIAÇÃO DE DESEMPENHO NO JUDICIÁRIO DE ALAGOAS

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Administração Pública em Rede Nacional da Universidade Federal de Alagoas (PROFIAP/UFAL), como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Administração Pública

Orientador: Prof. Dr. Anderson Henrique dos Santos Araújo

MACEIÓ
2026

ANDIFES UNIVERSIDADE FEDERAL DE ALAGOAS

FOLHA DE APROVAÇÃO

OTAVIANO GOMES DO NASCIMENTO NETO

OS LIMITES DA COMPARABILIDADE INSTITUCIONAL: COMO A COMPLEXIDADE DA DEMANDA DISTORCE A AVALIAÇÃO DE DESEMPENHO NO JUDICIÁRIO DE ALAGOAS

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Administração Pública em Rede Nacional da Universidade Federal de Alagoas (PROFIAP/UFAL), como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Administração Pública

Aprovado em:

Maceió, 15 de junho de 2026.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Anderson Henrique dos Santos Araújo (PROFIAP/UFAL)
- Orientador -

Prof. Dr. Keuler Hissa Teixeira (PROFIAP/FEAC/UFAL)
- Examinador interno –

Prof. Dr. Daniel Tomaz de Sousa (PROFIAP/UFAL)
- Examinador externo –

RESUMO

Sistemas de avaliação de desempenho no Poder Judiciário baseados exclusivamente em indicadores temporais podem produzir comparações distorcidas entre unidades com perfis de demanda estruturalmente distintos. Esta dissertação investiga empiricamente essa questão utilizando dados em painel mensal balanceado de 14 varas da Justiça Federal de Alagoas, totalizando 840 observações no período de 2018 a 2022. Por meio de modelos de efeitos fixos e estratégias complementares de robustez, os resultados indicam que o grau de complexidade processual está associado a um aumento de 27,7% no Tempo Médio de Expedição (TME) de requisitórios [exp(0,244) − 1]. O efeito permanece estatisticamente significativo em diferentes especificações e é corroborado por testes de permutação com 999 repetições ($p < 0,001$). Os resultados sugerem que varas responsáveis por demandas mais complexas apresentam maiores tempos médios de expedição não necessariamente em razão de menor eficiência gerencial, mas em decorrência das características estruturais das atividades desempenhadas. Adicionalmente, a estimação pelo método de Mundlak indica que unidades submetidas a níveis persistentemente elevados de complexidade tendem a desenvolver rotinas organizacionais mais eficientes ao longo do tempo ($\beta = -0,014$; $p = 0,015$), reforçando a interpretação de que o principal desafio identificado é de comparabilidade institucional. Como Produto Técnico-Tecnológico, a pesquisa apresenta o Protocolo Institucional de Avaliação de Desempenho Ajustado pela Complexidade da Justiça Federal de Alagoas (PIADEC-JFAL), que operacionaliza a fórmula *TME-Aj = TMEobs / exp(0,244 × Grau_Complex)* a partir de dados já disponíveis nos sistemas do Tribunal Regional Federal da 5ª Região, bem como o JFAL Dashboard, instrumento de apoio ao monitoramento gerencial. Os achados indicam que mecanismos de avaliação comparativa que desconsideram a complexidade da demanda podem gerar distorções sistemáticas na interpretação do desempenho institucional, sugerindo a pertinência de modelos de avaliação ajustados ao contexto operacional das unidades judiciais.

Palavras-chave: Eficiência judicial; dados em painel; efeitos fixos; complexidade processual; tempo médio de expedição; PIADEC-JFAL; administração pública.

ABSTRACT

Performance evaluation systems in the judiciary that rely exclusively on time-based indicators may produce distorted comparisons among courts facing structurally different demand profiles. This dissertation investigates that issue using a balanced monthly panel dataset comprising 14 trial courts of the Federal Justice of Alagoas, totaling 840 observations *between* 2018 and 2022. Employing fixed-effects models and complementary robustness strategies, the results indicate that procedural complexity is associated with a 27.7% increase in the Average Time to Issue Payment Orders (ATIPO) [exp(0.244) − 1]. The effect remains statistically significant across alternative specifications and is further supported by permutation tests with 999 replications ($p < 0.001$). The findings suggest that courts handling more complex cases tend to exhibit longer issuance times not necessarily because of lower managerial efficiency, but due to the structural characteristics of the activities performed. In addition, Mundlak estimation indicates that courts operating under persistently high levels of complexity develop more efficient organizational routines over time ($\beta = -0.014$; $p = 0.015$), reinforcing the interpretation that the central issue is institutional comparability rather than operational capacity. As a Technical and Technological Product, the dissertation introduces the Institutional Protocol for Performance Evaluation Adjusted by Complexity in the Federal Justice of Alagoas (PIADEC-JFAL), which operationalizes the formula ATIPO-Aj = ATIPOobs / exp(0.244 × Complexity_Index) using data already available *within* the information systems of the Federal Regional Court of the 5th Region. The study also presents the JFAL Dashboard, a managerial monitoring tool designed to support evidence-based decision-making. The results indicate that comparative evaluation systems that disregard demand complexity may generate systematic distortions in the interpretation of institutional performance, suggesting the relevance of complexity-adjusted evaluation models for judicial organizations.

Keywords: Judicial efficiency; panel data; fixed effects; process complexity; average issuance time; performance management; PIADEC-JFAL.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Análise de Robustez — Especificações Alternativas 32
Tabela 2. Resultados do Modelo de Mundlak (1978) - Variável dependente: ln_TME 35
Tabela 3. Complexidade x Responsáveis 41
Tabela 4. Volume Total de Requisitórios Cadastrados 43
Tabela 5. Média de tempo (dias) para elaboração de requisitórios, por Vara Federal entre 2018 e 2022 46
Tabela 6. Tempo Médio para Expedição em dias 48
Tabela 7. Resultados do modelo de efeitos fixos (variável dependente: *ln_TME*) 49
Tabela 8. Decomposição da Variância das Variáveis do Modelo 53
Tabela 9. Comparação entre modelos (FE, RE e *System*-GMM) 57

LISTA DE QUADROS

Quadro 1. Modelo de Análise 35
Quadro 2. Indicadores do JFAL Dashboard 67

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1. Quantidade de requisitórios (RPV ou Precatório) pagos por ano – 2018 a 2022 38
Gráfico 2. Comparativo de valores pagos a título de RPV e Precatórios entre 2018 e 2023 38
Gráfico 3. Média de emissão de requisitórios x quantidade de serventuários entre 2018 e 2022 42

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Distribuição Territorial das Jurisdições e Varas Federais da Seção Judiciária de Alagoas 27
Figura 2 - Tempo Médio de Expedição (TME) por município-sede das Varas Federais de Alagoas (2018–2022). 51
Figura 3 - Relação entre complexidade da demanda e tempo de expedição nas 14 Varas Federais de Alagoas (2018–2022). 52
Figura 4 - Fluxo conceitual do PIADEC-JFAL 69
Figura 5 - O paradoxo da 14ª Vara e o funcionamento do PIADEC-JFAL. 76

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

BI – Business Intelligence

CEPEJ – Commission Européenne pour l'Efficacité de la Justice

CJF – Conselho da Justiça Federal

CNJ – Conselho Nacional de Justiça

DEA – Análise Envoltória de Dados

FE – Efeitos Fixos

GMM – Generalized Method of Moments (Método dos Momentos Generalizados)

IPCA – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo

IPS – Im-Pesaran-Shin (teste de raiz unitária em painel)

JFAL – Justiça Federal de Alagoas

JEF – Juizado Especial Federal

LRF – Lei de Responsabilidade Fiscal

NPM – New Public Management (Nova Gestão Pública)

PIADEC-JFAL – Protocolo Institucional de Avaliação de Desempenho Ajustado pela Complexidade da JFAL

PIB – Produto Interno Bruto

PJE – Processo Judicial Eletrônico

RPV – Requisitório de Pequeno Valor

RPVs – Requisições de Pequeno Valor

RE – Efeitos Aleatórios

SJAL – Seção Judiciária de Alagoas

TME – Tempo Médio de Expedição

TME-Aj – Tempo Médio de Expedição Ajustado

TRF5 – Tribunal Regional Federal da 5ª Região

SUMÁRIO

RESUMO **4**
ABSTRACT **5**
LISTA DE TABELAS **6**
LISTA DE QUADROS **7**
LISTA DE GRÁFICOS **8**
LISTA DE FIGURAS **9**
LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS **10**
SUMÁRIO **11**
INTRODUÇÃO **14**
1. REFERENCIAL TEÓRICO **16**
1.1. 16
1.2. 17
1.3. 18
1.4. 19
1.5. 20
1.6. 22
2. 24
2.1. 24
2.2. 26
2.3. 29
2.4. 29
2.4.1. 31
2.4.2. 32
2.5. 34
2.5.1. 34
2.5.2. 34
2.5.3. 35
2.5.4. 35
2.6. 37
2.6.1. 38
3. 40
3.1. 40
3.2. 43
3.2.1. 46
3.2.2. 47

3.3. 54

3.3.1. 54

3.3.2. 55

3.3.3. 56

3.3.4. 58

3.3.5. 60

3.3.6. 60

3.4. 61

4. 66

4.1. **Erro! Indicador não definido.**

4.2. **Erro! Indicador não definido.**

4.3. **Erro! Indicador não definido.**

4.4. **Erro! Indicador não definido.**

4.5. **Erro! Indicador não definido.**

4.5.1. **Erro! Indicador não definido.**

4.5.2. **Erro! Indicador não definido.**

4.5.3. **Erro! Indicador não definido.**

4.6. **Erro! Indicador não definido.**

4.7. **Erro! Indicador não definido.**

4.8. **Erro! Indicador não definido.**

4.9. **Erro! Indicador não definido.**

4.10. **Erro! Indicador não definido.**

4.11. **Erro! Indicador não definido.**

4.12. **Erro! Indicador não definido.**

4.13. **Erro! Indicador não definido.**

4.14. **Erro! Indicador não definido.**

5. 82

REFERÊNCIAS **86**

APÊNDICE A – OUTPUTS DO STATA 91

A.1 — CONFIGURAÇÃO DO PAINEL (XTSET) E DECOMPOSIÇÃO DE VARIÂNCIA (XTSUM) 91

A.2 — Modelo de Efeitos Fixos com Carga Defasada (Especificação de Referência) 93

A.3 — TESTE DE HAUSMAN 94

A.4 — MODELO DE EFEITOS ALEATÓRIOS (REFERÊNCIA COMPARATIVA) 95

A.5 — *SYSTEM*-GMM E DIAGNÓSTICOS (CARÁTER EXPLORATÓRIO) 96

A.6 — ANÁLISE DE ROBUSTEZ 97

A.7 — ESTIMAÇÃO DE MUNDLAK (DIAGNÓSTICO DE ENDOGENEIDADE ENTRE DIMENSÕES) 98
A.8 — TESTES DE RAIZ UNITÁRIA (ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES) 99
APÊNDICE B – BASE DE DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS 102
APÊNDICE C – AJUSTE DE VARIÁVEIS MONETÁRIAS (DEFLACIONAMENTO) 104

INTRODUÇÃO

A gestão do pagamento de obrigações judiciais da Fazenda Pública constitui ponto sensível de interface entre o desempenho do Poder Judiciário e a execução orçamentária do Estado. No Brasil, esse processo materializa-se nas Requisições de Pequeno Valor (RPVs) e nos precatórios — instrumentos pelos quais decisões transitadas em julgado se convertem em obrigações financeiras efetivas. A demora na conclusão desse ciclo penaliza jurisdicionados que aguardam pagamentos a que têm direito reconhecido e produz efeitos no planejamento fiscal dos entes devedores (TCU, 2022; SIMÃO et al., 2020). Dados do Justiça em Números indicam volumes crescentes associados a esse fluxo e variação expressiva no tempo de processamento entre unidades com características similares (CNJ, 2023) — variação que este estudo se propõe a explicar.

Nesse contexto, a fase de execução, que se inicia após o trânsito em julgado e leva à expedição do consequente requisitório, assume relevância prática ao concentrar atividades administrativas que influenciam o tempo necessário para a efetivação do direito reconhecido. Trata-se de uma etapa em que procedimentos internos, rotinas organizacionais e características da demanda interagem, podendo resultar em diferentes padrões de desempenho entre unidades judiciais. O presente trabalho propõe a adoção do Tempo Médio de Expedição (TME) de requisitórios como medida operacional dessa fase no âmbito da Justiça Federal de Primeiro Grau em Alagoas, permitindo observar variações entre varas ao longo do tempo.

Evidências descritivas referentes à Seção Judiciária de Alagoas (SJAL), no período de 2018 a 2022, indicam a existência de diferenças relevantes no TME entre as varas federais, mesmo sob um mesmo arcabouço normativo e institucional. Essa heterogeneidade sugere que o desempenho não é uniforme e pode estar associado a fatores internos às unidades, como o grau de complexidade dos processos, a organização do trabalho e a composição da força de trabalho. A literatura sobre gestão pública tem destacado a importância da mensuração de desempenho e da comparação entre unidades como instrumentos de aprimoramento institucional (ABRUCIO, 1997a; BRESSER-PEREIRA, 1996b).

Apesar do avanço na utilização de indicadores no âmbito do Poder Judiciário, ainda são relativamente limitados os estudos empíricos que analisam, em nível de unidade, fatores

associados ao desempenho na fase de execução de pagamentos judiciais. Nesse sentido, a análise do TME oferece uma oportunidade de examinar um aspecto específico e mensurável da atuação administrativa das varas, contribuindo para a compreensão das diferenças observadas entre unidades.

Diante desse contexto, o presente trabalho é orientado pela seguinte questão de pesquisa: quais fatores estão associados à variação do Tempo Médio de Expedição (TME) entre as varas da Justiça Federal de Alagoas ao longo do tempo? A partir dessa questão, estabelece-se como objetivo geral analisar fatores associados à variação do TME no período de 2018 a 2022, considerando a dinâmica entre unidades judiciais e ao longo do tempo.

De forma complementar, o estudo busca examinar a evolução e a dispersão do TME entre as varas, bem como analisar a associação desse indicador com variáveis relacionadas à carga de trabalho, à composição da força de trabalho e ao grau de complexidade dos processos. Também se busca explorar a possível persistência temporal do TME, considerando que o desempenho observado em determinado período pode refletir condições acumuladas ao longo do tempo.

A estratégia empírica baseia-se na utilização de modelos de dados em painel, com ênfase em especificações de efeitos fixos, que permitem controlar características não observadas constantes no tempo entre as unidades. De forma complementar, são exploradas especificações dinâmicas com o objetivo de observar a possível persistência temporal do indicador analisado. Essas abordagens são utilizadas de forma complementar, sendo seus resultados interpretados com cautela.

A relevância da pesquisa reside na possibilidade de oferecer evidências empíricas sobre a fase de execução no contexto da JFAL, com foco em um indicador específico e mensurável. Ao examinar a associação entre variáveis operacionais e estruturais e o comportamento do TME, o estudo busca contribuir para a compreensão das diferenças de desempenho entre unidades, sem pressupor relações causais estritas. Dessa forma, pretende-se fornecer subsídios para a análise e eventual aprimoramento de práticas administrativas relacionadas à expedição de requisitórios.

1. REFERENCIAL TEÓRICO

O presente capítulo busca estabelecer o suporte teórico necessário para a compreensão da eficiência na gestão de requisições de pagamento judiciais, sob a ótica da Administração Pública Gerencial. A discussão estrutura-se em eixos que buscam conectar a evolução dos paradigmas administrativos à realidade operacional do Poder Judiciário, focando na tensão entre o crescimento da demanda judicializada e a capacidade de resposta das unidades judiciárias.

Inicialmente, aborda-se a transição para o modelo gerencial, no qual a eficiência deixa de ser um conceito abstrato para se tornar um imperativo de *accountability* e responsabilidade fiscal. Nesse contexto, o orçamento público é analisado não apenas como instrumento contábil, mas como o limite no qual a judicialização da despesa impõe desafios à gestão das finanças estatais.

Em seguida, o foco desloca-se para a conceituação de eficiência no setor público, distinguindo-a da eficácia e da efetividade. Propõe-se aqui a celeridade processual — operacionalizada pelo Tempo Médio de Expedição (TME) — como um indicador crítico de desempenho. Esta seção fundamenta a hipótese de que a eficiência judicial é condicionada pela persistência temporal (inércia) e pela complexidade estrutural dos acervos, superando a visão simplista de que o desempenho é apenas reflexo do volume bruto de trabalho.

Por fim, analisa-se o fenômeno da judicialização da despesa pública e sua materialização na Justiça Federal de Primeiro Grau em Alagoas (JFAL). O debate concentra-se nos gargalos da fase de execução e nos impactos fiscais dos precatórios e RPVs, buscando examinar a relação entre a alocação de capital humano especializado e o comportamento da morosidade administrativa. Estes elementos, integrados, oferecem o suporte conceitual para a estratégia empírica apresentada na sequência deste trabalho.

1.1. A ADMINISTRAÇÃO PÚBLICA E A BUSCA PELA EFICIÊNCIA NO PODER JUDICIÁRIO

A evolução da administração pública no Brasil é frequentemente descrita a partir da transição entre os modelos patrimonialista, burocrático e gerencial, os quais, embora

historicamente distintos, coexistem em diferentes graus no funcionamento do Estado contemporâneo (ABRUCIO, 1997b; SECCHI, 2017). O modelo burocrático, influenciado pela tradição weberiana, consolidou-se com o objetivo de assegurar legalidade, impessoalidade e previsibilidade na atuação estatal, em contraposição às práticas patrimonialistas (WEBER, 1994).

Apesar de seus avanços institucionais, a burocracia passou a ser associada a limitações relacionadas à rigidez organizacional e à ênfase nos procedimentos, o que, segundo Bresser-Pereira (1996b), contribuiu para uma crise de desempenho no setor público. Nesse contexto, a literatura passou a registrar, a partir das décadas de 1980 e 1990, a emergência de reformas orientadas pela chamada Nova Gestão Pública (New Public Management – NPM), caracterizadas pela incorporação de princípios como eficiência, orientação a resultados e accountability (HOOD, 1991; OSBORNE; GAEBLER, 1992).

No caso brasileiro, a Reforma do Estado da década de 1990 buscou introduzir mecanismos gerenciais voltados ao desempenho e à racionalização do uso de recursos públicos, reforçando a centralidade da eficiência como princípio orientador da ação estatal (BRESSER-PEREIRA, 1996b; ABRUCIO, 1997a). Esse movimento também se refletiu no plano normativo, com a incorporação do princípio da eficiência ao texto constitucional por meio da Emenda Constitucional nº 19/1998.

No âmbito do Poder Judiciário, essa orientação se manifesta na adoção de instrumentos de monitoramento e avaliação de desempenho, especialmente a partir da atuação do Conselho Nacional de Justiça (CNJ), criado pela Emenda Constitucional nº 45/2004. A institucionalização de metas e indicadores permitiu ampliar a capacidade de acompanhamento da produtividade das unidades judiciais e fomentar comparações entre elas (CNJ, 2023).

Nesse contexto, a celeridade processual passa a ser frequentemente associada à noção de eficiência judicial, ainda que essa relação envolva desafios conceituais e empíricos. A utilização de indicadores de desempenho, embora relevante para fins de monitoramento, requer atenção, sobretudo diante da heterogeneidade entre unidades judiciais. Diferenças no perfil da demanda, no grau de complexidade dos processos e na estrutura organizacional podem influenciar o desempenho observado, dificultando comparações diretas e interpretações simplificadas.

Assim, a análise da eficiência no Poder Judiciário demanda a consideração dessas especificidades, reconhecendo que indicadores operacionais refletem não apenas aspectos gerenciais, mas também características estruturais da demanda. Essa perspectiva é particularmente relevante para a interpretação de métricas como o Tempo Médio de Expedição

(TME), cuja variação pode estar associada tanto a fatores organizacionais quanto ao perfil dos processos analisados.

1.2. ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE EFICIÊNCIA E DESEMPENHO NO PODER JUDICIÁRIO BRASILEIRO

A literatura empírica nacional sobre eficiência judicial tem se desenvolvido predominantemente por meio de modelos de Análise Envoltória de Dados (DEA) e regressões em painel aplicados a tribunais e varas. Yeung e Azevedo (2011) constituem referência fundadora ao mensurar a eficiência dos tribunais estaduais brasileiros via DEA. Os autores demonstraram variação expressiva na eficiência relativa: enquanto alguns tribunais apresentam desempenho consistentemente elevado, outros mantêm desempenho persistentemente baixo, e um grupo significativo exibe instabilidade nos escores, sugerindo problemas de mensuração ou de coleta de dados. Importante, os resultados indicam que a falta de recursos não é o principal driver da ineficiência, pois ela pode ser reduzida sem aumento de insumos — achado que dialoga diretamente com a hipótese do presente estudo de que o perfil da demanda (complexidade) condiciona o desempenho mais do que variáveis operacionais marginais.

Em perspectiva complementar, Bonifácio et al. (2023) validaram modelo DEA orientado a outputs com retornos variáveis de escala para cortes estaduais, seguido de regressão Tobit. Os achados revelam que a dimensão fiscal contribui positivamente para a eficiência, enquanto a dimensão orçamentária e a litigiosidade exercem efeito negativo. Esses resultados reforçam a necessidade de controlar pelo perfil da demanda e pela complexidade processual em análises de desempenho judicial, exatamente o que o presente trabalho faz ao incluir o índice grau_complex.

No que se refere à dimensão de recursos humanos, Gomes e Guimarães (2013) e estudos subsequentes (GOMES; GUIMARÃES, 2013) investigam a relação entre composição da força de trabalho, continuidade das equipes e produtividade das varas federais. Os autores documentam que a estabilidade e a maior proporção de servidores efetivos reduzem custos de coordenação e favorecem a padronização de procedimentos em atividades de alta complexidade técnica. Esses achados sustentam a inclusão de perc_efetivos como *proxy* de capital humano específico, ainda que a estratégia de efeitos fixos adotada no presente estudo imponha limitações à identificação de seu efeito *within*.

de trabalho, mas que comparações diretas entre unidades sem controle adequado por heterogeneidade geram vieses sistemáticos. O presente trabalho contribui para essa agenda ao

(i) descer ao nível da vara individual (e não do tribunal), (ii) adotar periodicidade mensal em painel balanceado, (iii) utilizar o Tempo Médio de Expedição (TME) como indicador operacional específico da fase de execução — ainda pouco explorada — e (iv) controlar características não observadas invariantes no tempo por meio de efeitos fixos, com defasagem sistemática dos regressores para mitigar simultaneidade.

1.3. MENSURAÇÃO DO DESEMPENHO NO PODER JUDICIÁRIO

A mensuração do desempenho no Poder Judiciário apresenta desafios específicos, na medida em que seus resultados envolvem dimensões qualitativas e nem sempre diretamente observáveis. No Brasil, o Conselho Nacional de Justiça (CNJ) tem desempenhado papel relevante na indução de uma cultura de gestão orientada por resultados, por meio da definição e do monitoramento de indicadores de produtividade e de desempenho das unidades judiciais (CNJ, 2023).

Nesse contexto, o Tempo Médio de Expedição (TME) de requisições de pagamento pode ser compreendido como um indicador operacional da fase de execução, ao refletir o intervalo necessário para a transformação da decisão judicial em requisição formal de pagamento. Por situar-se na interface entre a atividade judicial e a execução orçamentária, o TME permite observar aspectos da organização do trabalho nas unidades judiciais. A análise desse indicador contribui para a compreensão de padrões de funcionamento da fase de execução, especialmente em um campo ainda pouco explorado em estudos empíricos em nível de unidade.

No que se refere à força de trabalho, a literatura sobre capital humano sugere que o desempenho organizacional não depende apenas da quantidade de recursos disponíveis, mas também de sua qualificação, experiência e estabilidade. De acordo com Becker (1993), o investimento em capital humano está associado ao desenvolvimento de habilidades específicas e ao acúmulo de conhecimento ao longo do tempo. No contexto do setor público, esses elementos podem se traduzir em maior familiaridade com rotinas administrativas e redução de custos de coordenação interna.

Em atividades que envolvem maior complexidade, como a liquidação de sentenças e a expedição de requisitórios, a experiência acumulada e a continuidade dos servidores podem contribuir para a padronização de procedimentos e para a redução de incertezas operacionais. Nesse sentido, a composição da força de trabalho constitui uma dimensão relevante a ser considerada na análise do desempenho.

1.4.AVALIAÇÃO COMPARATIVA DO DESEMPENHO JUDICIAL: A ABORDAGEM DA CEPEJ E OS LIMITES DOS INDICADORES DE TEMPO

A Comissão Europeia para a Eficiência da Justiça (CEPEJ), criada em 2002 pelo Conselho da Europa, constitui a principal referência internacional em metodologia de avaliação comparativa de sistemas judiciais. Seu relatório bienal *European Judicial Systems* cobre 47 países e é construído sobre um problema que está no coração desta pesquisa: como comparar unidades judiciais que enfrentam demandas estruturalmente distintas sem produzir conclusões sistematicamente enviesadas?

A resposta da CEPEJ é operacionalizada por três critérios complementares. O primeiro é a diferenciação tipológica: os indicadores de tempo são calculados separadamente por categoria de processo — casos cíveis simples, liquidações complexas, matérias constitucionais —, o que impede que a média global mascare diferenças de composição. O segundo é o controle contextual: variáveis como taxa de litigiosidade, orçamento judicial per capita e número de magistrados por habitante são incorporadas como covariáveis. O terceiro critério é a perspectiva longitudinal: a CEPEJ recomenda que comparações entre unidades se baseiem em séries de pelo menos três a cinco anos, exatamente porque variações pontuais refletem mais a composição de demanda de um período do que tendências de desempenho (CEPEJ, 2022, p. 47–53).

O modelo adotado no Brasil pelo CNJ diverge desse padrão em aspecto central. As metas do CNJ — em especial a Meta 2[1] — são definidas em termos de volume e tempo brutos, sem controle sistemático pela complexidade da demanda. Um tribunal que concentra precatórios de liquidação elaborada compete, nos indicadores do Justiça em Números, com outro cujo fluxo é majoritariamente composto por expedições padronizadas. A granularidade intraorganizacional — que é o que importa para a comparação entre varas de uma mesma seção judiciária — permanece sem tratamento adequado nos sistemas vigentes.

O índice Grau_Complex desenvolvido nesta dissertação parte da mesma lógica da CEPEJ: ponderar o esforço analítico exigido por cada tipo de atividade antes de comparar unidades. A diferença é operacional: enquanto a CEPEJ utiliza pesos validados por painéis de especialistas com abrangência europeia, o Grau_Complex utiliza pesos derivados de

[1] A Meta 2 do Poder Judiciário para 2026 tem como foco principal o julgamento de processos mais antigos, buscando garantir a razoável duração do processo e combater o estoque de ações judiciais. Os percentuais e as datas de corte variam dependendo do segmento da justiça. Disponível em: https://www.cnj.jus.br/gestao-estrategica-e-planejamento/metas/justica-federal/. Acesso em: jun. 2026.

procedimentos internos da JFAL, sem validação externa independente — limitação reconhecida e identificada como prioridade da agenda futura. Essa diferença não compromete a validade interna do índice para comparações longitudinais dentro da JFAL, mas impõe cautela na extrapolação para outras seções judiciárias sem harmonização metodológica prévia.

Essa distinção metodológica entre os dois sistemas tem consequências diretas para a avaliação de desempenho. A CEPEJ parte do pressuposto de que diferenças na composição da demanda comprometem comparações diretas entre unidades judiciais — e constrói toda a sua arquitetura de indicadores para neutralizar esse efeito. Os sistemas de metas do CNJ, ao contrário, operam predominantemente com métricas agregadas de produtividade e tempo, sem controle sistemático pela tipologia do que é processado. O coeficiente $\beta = 0{,}244$ estimado nesta dissertação representa exatamente o componente estrutural que qualquer sistema de avaliação comparativa precisa descontar antes de emitir um juízo de desempenho. O que este trabalho faz, em essência, é aplicar ao contexto brasileiro — com dados administrativos locais e econometria em painel — o princípio de comparabilidade contextual que a CEPEJ preconiza há duas décadas para os sistemas judiciais europeus.

1.5.JUDICIALIZAÇÃO DA DESPESA PÚBLICA E O CICLO DE PAGAMENTO DE RPVs E PRECATÓRIOS

A judicialização da despesa pública tem sido objeto de análise na literatura de administração pública, especialmente no que se refere às implicações das decisões judiciais sobre o planejamento e a execução orçamentária (TCU, 2022; SIMÃO et al., 2020). No contexto das Requisições de Pequeno Valor (RPVs) e dos precatórios, esse fenômeno se materializa na imposição de obrigações financeiras à Fazenda Pública decorrentes de decisões judiciais transitadas em julgado, o que tende a deslocar, ao menos parcialmente, a definição de prioridades de gasto do Poder Executivo para o Poder Judiciário.

Nesse contexto, o ciclo de pagamento dessas obrigações constitui um ponto de interseção entre o funcionamento do sistema judicial e a gestão fiscal do Estado. A Constituição Federal, em seu artigo 100, estabelece regime específico para a quitação desses débitos, distinguindo as RPVs, caracterizadas por valores menores e pagamento mais célere, dos precatórios, que envolvem montantes mais elevados e seguem fluxo procedimental mais estruturado (BRASIL, 1988).

A etapa compreendida entre a liquidação da sentença e a expedição do requisitório envolve atividades administrativas que podem influenciar o tempo necessário para a

formalização do pedido de pagamento. Nesse sentido, o Tempo Médio de Expedição (TME) pode ser utilizado como indicador operacional dessa fase, permitindo observar variações entre unidades judiciais ao longo do tempo. Sua utilização, contudo, deve ser interpretada com cautela, uma vez que o indicador reflete não apenas aspectos organizacionais, mas também características da demanda e do ambiente institucional.

A literatura destaca que a judicialização das despesas públicas pode introduzir desafios ao planejamento orçamentário, na medida em que envolve obrigações de pagamento com baixo grau de previsibilidade (IPEA, 2020). Esse tipo de despesa tende a reduzir a margem de discricionariedade do gestor público e pode gerar descompassos entre planejamento e execução.

Adicionalmente, o prolongamento do ciclo de pagamento dessas obrigações pode estar associado ao aumento do passivo financeiro, em razão da incidência de correção monetária e juros ao longo do tempo. Estudos como o de Simão et al. (2020) sugerem que a postergação desses pagamentos pode ampliar o custo fiscal dessas obrigações, além de afetar os beneficiários que aguardam a efetivação do direito reconhecido.

Do ponto de vista institucional, a literatura indica que a gestão de passivos judiciais pode influenciar a percepção de responsabilidade fiscal, ainda que essa relação não seja direta e dependa de múltiplos fatores, como restrições orçamentárias e características do sistema jurídico (BREWER, 1999).

Diante desse cenário, a análise do ciclo de pagamento de RPVs e precatórios, com ênfase na fase de expedição, permite examinar um ponto específico em que aspectos administrativos, organizacionais e fiscais se inter-relacionam. Nesse contexto, o TME constitui uma medida útil para a observação de padrões de funcionamento dessa etapa, sendo interpretado como indicador operacional, e não como medida abrangente de eficiência.

1.6. A GESTÃO DE PRECATÓRIOS E RPVS: IMPACTOS ORÇAMENTÁRIOS E FISCAIS

A gestão de precatórios e Requisições de Pequeno Valor (RPVs) representa uma etapa relevante na interface entre o funcionamento do Poder Judiciário e a execução orçamentária. Trata-se do momento em que decisões judiciais transitadas em julgado se convertem em obrigações financeiras efetivas, demandando procedimentos administrativos para sua formalização e pagamento (SIMÃO et al., 2020; CNJ, 2023).

Do ponto de vista orçamentário, a condução dessa etapa pode influenciar o equilíbrio das finanças públicas, uma vez que atrasos na formalização ou no pagamento dessas

obrigações podem afetar o planejamento fiscal. A Lei de Responsabilidade Fiscal estabelece parâmetros para a gestão das despesas públicas, reforçando a necessidade de controle e previsibilidade na execução orçamentária (BRASIL, 2000).

Além dos aspectos fiscais, a literatura aponta que a gestão dessas obrigações pode produzir efeitos econômicos e sociais, na medida em que os recursos pagos por meio de RPVs e precatórios retornam à economia, impactando consumo e renda, especialmente em nível local (SIMÃO et al., 2020). No entanto, a magnitude desses efeitos depende de múltiplos fatores e não pode ser generalizada de forma automática.

A análise da gestão desses pagamentos, portanto, não se restringe aos indicadores internos do Judiciário, mas envolve também a consideração de seus efeitos fiscais e econômicos. Nesse contexto, a relação entre tempo de processamento, qualidade administrativa e impacto orçamentário constitui um campo relevante de investigação.

No plano organizacional, a literatura e evidências institucionais sugerem que determinadas etapas do processo de execução, como a liquidação de cálculos, podem demandar competências técnicas específicas. Nesse sentido, unidades responsáveis por atividades contábeis e de cálculo assumem papel relevante na operacionalização dessa fase. A disponibilidade de capacidade técnica nessas atividades pode influenciar o tempo de expedição dos requisitórios, embora tal relação deva ser avaliada empiricamente, sem pressuposição de efeitos diretos ou uniformes entre unidades.

A teoria da contingência organizacional oferece enquadramento complementar ao referencial apresentado. Lawrence e Lorsch (1967) postulam que o desempenho de unidades organizacionais é condicionado por fatores externos à gestão — em especial o perfil e a complexidade do ambiente de demanda. No contexto judicial, essa perspectiva implica que comparações diretas entre varas heterogêneas são analiticamente problemáticas sem controle pelas condições de atuação. Boyne (2002) e Andrews et al. (2010a) documentam que indicadores de celeridade processual frequentemente refletem características estruturais do ambiente mais do que escolhas gerenciais, o que implica que sistemas de avaliação que não controlam pela complexidade da demanda penalizam sistematicamente unidades que operam em condições objetivamente mais adversas. Essa perspectiva fundamenta a hipótese central desta pesquisa.

A literatura empírica internacional sobre desempenho judicial identificou determinantes recorrentes que dialogam diretamente com as variáveis adotadas neste estudo. Dimitrova-Grajzl et al. (2012) identificaram associação negativa entre carga e tempo de processamento em contextos de alta padronização, mas não em processos complexos —

padrão consistente com os resultados aqui obtidos. Coviello et al. (2014) demonstraram que a produtividade judicial é sensível à composição da carga. Damaška (1986) e Ostrom e Hanson (2010) demonstraram que diferenças no perfil tipológico da demanda explicam parcela expressiva da variação no desempenho entre tribunais. No Brasil, Gomes e Guimarães (2013) e Gomes et al. (2016) documentaram que a continuidade das equipes está positivamente associada à produtividade das varas federais brasileiras. Castro (2011) documentou que o controle pela complexidade é condição necessária para comparações válidas entre unidades.

Com base no referencial apresentado, são formuladas três hipóteses testáveis que orientam a análise empírica:

- H1: O grau de complexidade processual do período anterior está positivamente associado ao TME corrente, uma vez que processos mais complexos demandam maior esforço analítico e mais etapas de validação, ampliando o tempo necessário para a expedição (BOUCKAERT; HALLIGAN, 2008; CEPEJ, 2022).
- H2: A carga de trabalho defasada apresenta associação com o TME *within* das varas, com sinal esperado negativo — unidades que processam maior volume tendem a desenvolver rotinas mais eficientes (BOYNE, 2002; DIMITROVA-GRAJZL et al., 2012).
- H3: A maior proporção de servidores efetivos está negativamente associada ao TME, refletindo os efeitos do capital humano específico sobre a padronização de procedimentos (BECKER, 1993; GOMES et al., 2016).

O arcabouço teórico apresentado neste capítulo sustenta a estratégia empírica adotada nesta pesquisa em três dimensões principais. Primeiro, a literatura sobre capital humano no setor público (BECKER, 1993; GOMES; GUIMARÃES, 2013*)* fundamenta a inclusão da proporção de servidores efetivos (perc_efetivos) como proxy de experiência e estabilidade da equipe. Segundo, os estudos sobre mensuração de desempenho judicial *(*YEUNG; AZEVEDO, 2011; BONIFÁCIO et al., 2023; CNJ, 2023) evidenciam que o perfil da demanda — operacionalizado aqui pelo grau de complexidade processual (grau_complex) — é um condicionante estrutural do tempo de processamento. Terceiro, a literatura sobre gestão do trabalho e capacidade organizacional (BOYNE, 2002; BOUCKAERT; HALLIGAN, 2008) apoia a utilização da carga de trabalho defasada (carga_lag) como medida de pressão operacional. A operacionalização detalhada de cada variável, a estratégia de identificação via defasagem e os procedimentos de estimação são apresentados no capítulo seguinte.

2. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

2.1. NATUREZA E DELINEAMENTO DA PESQUISA

O presente estudo adota uma abordagem empírica baseada em dados em painel, com o objetivo de analisar a variação do Tempo Médio de Expedição (TME) de requisitórios entre as varas da JFAL ao longo do tempo. A base de dados possui periodicidade mensal e abrange o período de janeiro de 2018 a dezembro de 2022, A base original continha 842 observações brutas. Após a exclusão de duas linhas espúrias inadvertidamente incorporadas durante a importação dos dados, obteve-se painel balanceado com 840 observações válidas (14 varas × 60 meses), sendo 820 efetivamente utilizadas na especificação de referência, em razão da inclusão da variável de carga em sua forma defasada ($t-1$).

A utilização de dados em painel permite explorar simultaneamente a variação entre unidades judiciais e ao longo do tempo, sendo particularmente útil em contextos caracterizados pela presença de heterogeneidade não observada entre unidades (WOOLDRIDGE, 2010). Nesse sentido, o delineamento metodológico busca examinar a associação entre variáveis operacionais e o comportamento do TME, por meio do controle dessas características não observadas, sem pressupor a identificação de relações causais estritas.

A variável dependente do estudo é o logaritmo natural do Tempo Médio de Expedição (*ln_TME*), utilizado com o objetivo de reduzir assimetrias na distribuição e permitir a interpretação dos coeficientes em termos relativos. As variáveis explicativas incluem: (i) a carga de trabalho das unidades judiciais, (ii) a composição da força de trabalho, medida pela proporção de servidores efetivos, e (iii) o grau de complexidade dos processos. Adicionalmente, são incluídas variáveis de controle temporal, representadas por *dummies* anuais, com o objetivo de capturar efeitos comuns a todas as unidades em determinados períodos.

O estudo possui natureza quantitativa e aplicada, com objetivos descritivos e, principalmente, explicativos. O delineamento central consiste na análise de dados em painel, que permite o acompanhamento das mesmas unidades ao longo do tempo, possibilitando explorar simultaneamente variações temporais e entre unidades.

O período de análise compreende os meses de janeiro de 2018 a dezembro de 2022,

sendo definido com base em critérios de consistência e confiabilidade dos dados disponíveis. Tentativas de inclusão de informações referentes ao ano de 2023 evidenciaram inconsistências nos dados extraídos do sistema Business Intelligence do Tribunal Regional Federal da 5ª Região (TRF5), com variações relevantes entre diferentes extrações para os mesmos períodos.

Essas inconsistências podem estar associadas ao processo de transição de sistemas, especialmente à substituição do sistema CRETA pelo sistema PJe 2.x, implementada de forma gradual no âmbito da JFAL, inicialmente nos Juizados Especiais Federais e posteriormente estendida às demais unidades[1].

A base de dados é composta por informações mensais referentes às varas da Justiça Federal de Alagoas, totalizando 842 observações brutas (14 varas ao longo de 60 meses). Duas observações espúrias foram identificadas e removidas — linhas de rodapé de uma tabela de estatísticas descritivas inadvertidamente incorporadas como unidades do painel durante a importação, com identificadores 'MÉDIA' e 'DESVIO-PADRÃO'. Após sua remoção, a base resultou em 840 observações válidas (14 varas × 60 meses), confirmadas pelo comando xtdescribe, que reporta painel balanceado com T = 60 para todas as unidades. Os dados foram obtidos a partir do Sistema de Gestão de Precatórios e RPVs da Justiça Federal, complementados por informações institucionais do Conselho Nacional de Justiça (CNJ) e do Tribunal de Contas da União (TCU).

A utilização de dados com periodicidade mensal permite captar variações ao longo do tempo que poderiam ser obscurecidas em agregações anuais, especialmente no que se refere a mudanças na carga de trabalho, na composição da força de trabalho e no volume de requisições expedidas. Essa granularidade contribui para uma análise mais detalhada do comportamento do TME, ainda que não elimine limitações inerentes ao uso de dados administrativos.

Por fim, a delimitação temporal adotada permite observar dinâmicas recentes, incluindo possíveis efeitos associados a mudanças institucionais e ao contexto da pandemia de COVID-19, os quais podem ter influenciado o funcionamento das unidades judiciais e a gestão da fase de execução.

2.2. CONTEXTUALIZAÇÃO DA UNIDADE DE ANÁLISE E DELIMITAÇÃO DA AMOSTRA

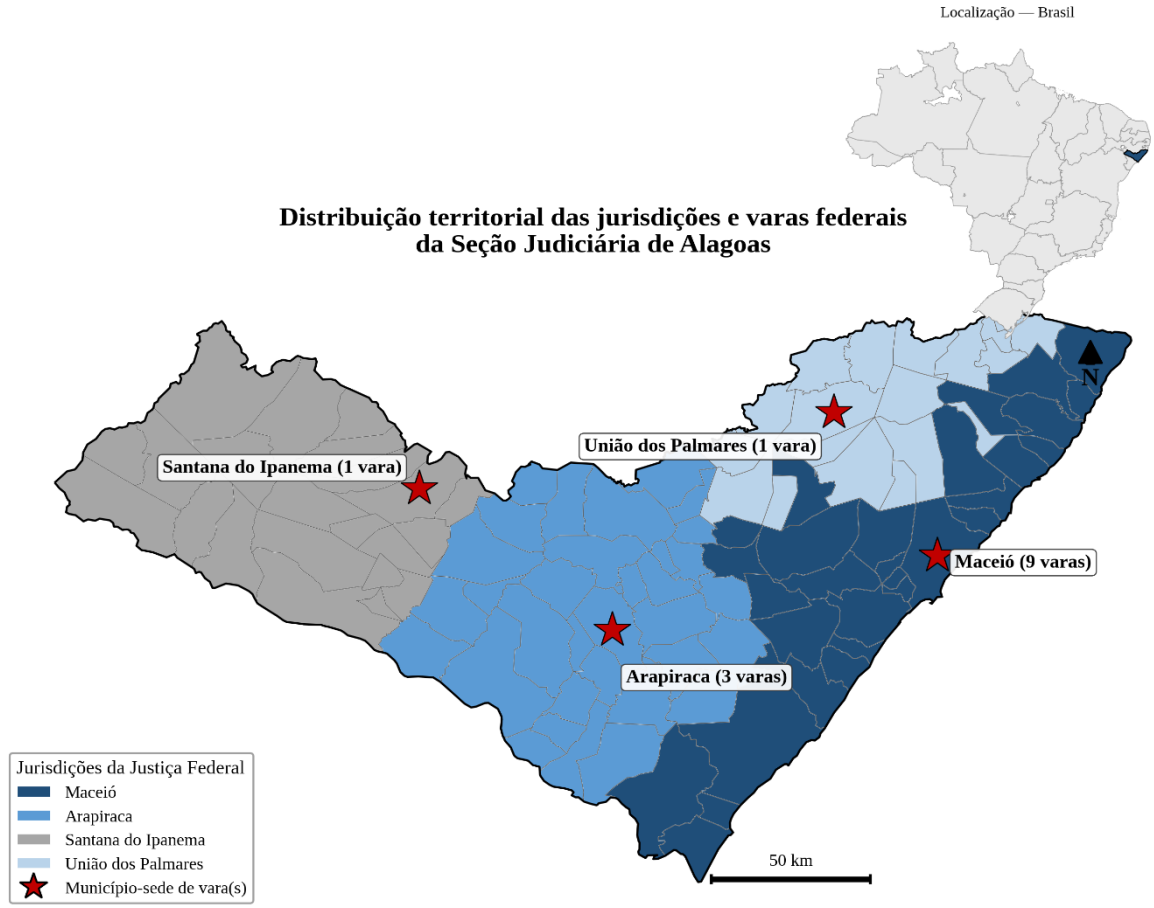
Esta pesquisa concentra-se na análise da gestão de precatórios e Requisições de Pequeno Valor (RPVs) na Justiça Federal em Alagoas. A escolha desse locus se justifica por

diversos fatores que garantem a representatividade e a relevância da investigação.

A JFAL possui abrangência em todo o estado de Alagoas por meio da Seção Judiciária de Alagoas, com sede em Maceió e subseções em União dos Palmares, Arapiraca e Santana do Ipanema, totalizando 14 Varas Federais distribuídas para atender demandas de competência federal, incluindo questões previdenciárias, indenizatórias, tributárias e restituições de contribuições indevidas (CNJ, 2023).

A Figura 2 apresenta a organização territorial dessas jurisdições e a localização dos municípios-sede das unidades analisadas.

Figura 1 – Distribuição Territorial das Jurisdições e Varas Federais da Seção Judiciária de Alagoas



Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados da Justiça Federal de Alagoas (2025) e IBGE (2022).

Observa-se forte concentração de unidades jurisdicionais na capital do estado, enquanto as subseções do interior apresentam menor número de varas, embora atendam extensas áreas territoriais. Essa heterogeneidade institucional reforça a necessidade de considerar fatores contextuais e estruturais na avaliação comparativa do desempenho judicial.

A inclusão das 14 varas foi feita por competência (JEFs ágeis vs. comuns/execuções

complexas vs. mistas interior) e localização (capital vs. interior), enriquecendo a análise de efeitos do RH sobre o TME. Os procedimentos seguem normas do Conselho da Justiça Federal (Resolução nº 458/2017, que regulamentava a expedição, atualização e cessão de créditos durante o interstício estudado) e diretrizes do CNJ e TRF5, garantindo uniformidade processual.

A JFAL possui autonomia administrativa para implementar estratégias internas de gestão, visando eficiência e celeridade, o que torna o caso adequado para testar impactos da força de trabalho em contextos heterogêneos (CNJ, 2023; SIMÃO et al., 2020).

A JFAL, como parte da estrutura do Poder Judiciário Federal, desempenha papel relevante na tramitação e no pagamento de precatórios e Requisições de Pequeno Valor (RPVs) no âmbito regional.

A resolução supracitada estabelecia o fluxo procedimental que se inicia no juízo da execução, responsável pela elaboração e expedição do ofício requisitório após o trânsito em julgado da sentença. O ofício deveria conter um conjunto detalhado de informações obrigatórias — entre as quais a natureza do crédito, os valores individualizados por beneficiário, a data-base para atualização monetária e a data do trânsito em julgado —, sendo devolvido à origem pelo tribunal na hipótese de ausência de qualquer dado exigido (arts. 8º, 9º e 12). Antes do encaminhamento ao tribunal, o juízo da execução estava obrigado a intimar as partes para manifestação sobre o teor do ofício (art. 11). Após o recebimento, competia ao presidente do tribunal aferir a regularidade formal dos ofícios, assegurar a obediência à ordem cronológica de pagamento e autorizar a liberação dos créditos (art. 2º).

Esse conjunto de etapas sequenciais — elaboração, verificação, intimação, encaminhamento e autuação — constitui o núcleo administrativo da fase de expedição cujo tempo de processamento este estudo busca analisar por meio do Tempo Médio de Expedição (TME). A uniformidade normativa imposta pela Resolução nº 458/2017 às 14 varas da JFAL é um elemento relevante do desenho desta pesquisa: ao submeter todas as unidades ao mesmo arcabouço procedimental, a norma reduz a variação de origem regulatória entre as varas, tornando as diferenças observadas no TME mais atribuíveis a fatores organizacionais e operacionais internos a cada unidade. A Resolução nº 458/2017 foi posteriormente revogada pela Resolução nº 822/2023, que consolidou novos procedimentos em consonância com as alterações introduzidas pelas Emendas Constitucionais nº 113 e nº 114, de 2021, sendo, portanto, posterior ao período aqui analisado.

A JFAL possui autonomia administrativa e operacional para conduzir seus processos dentro das diretrizes estabelecidas pelo CNJ, pelo CJF e pelo Tribunal Regional Federal da 5ª

Região (TRF5), com capacidade de implementar estratégias internas de gestão voltadas à eficiência e à celeridade processual (CNJ, 2023; SIMÃO et al., 2020).

Antes da estimação dos modelos, verificou-se a estacionariedade das séries temporais por meio de testes de raiz unitária em painel (Im-Pesaran-Shin e Fisher-ADF). Os testes rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para a variável dependente `ln_TME` (W-t-bar = -5.1654, p = 0.0000 no IPS; p = 0.0246 no Fisher-ADF) e para `carga_lag` (W-t-bar = -9.1437, p = 0.0000). Resultados semelhantes foram obtidos para `Grau_complex` e `Perc_Efetivos` nos testes Fisher-ADF. Esses achados confirmam que as séries são I(0), validando o uso do estimador de efeitos fixos estático sem risco de regressão espúria.

2.3. ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES TEMPORAIS

Antes da estimação dos modelos de efeitos fixos, verificou-se a estacionariedade das séries por meio de testes de raiz unitária em painel. A presença de séries não-estacionárias pode gerar regressões espúrias, mesmo com controle de efeitos fixos. Foram aplicados três testes complementares à variável dependente ln_TME e às principais regressoras: Im-Pesaran-Shin (IPS), Fisher-ADF (Maddala-Wu) e Levin-Lin-Chu (LLC).

Os resultados rejeitam a hipótese nula de raiz unitária para ln_TME e grau_complex ao nível de 5% em todos os testes ($p < 0,05$). A variável carga_lag também se mostrou estacionária. Esses achados confirmam que as séries são I(0), validando o uso do modelo de efeitos fixos estático sem risco de estimação espúria.

2.4.ESPECIFICAÇÃO ECONOMÉTRICA

A análise empírica baseia-se na estimação de modelos de dados em painel, com ênfase na especificação de efeitos fixos. Esse tipo de modelo permite controlar características não observadas constantes no tempo entre as unidades judiciais — como rotinas administrativas, organização interna e características estruturais permanentes —, que podem influenciar o comportamento do TME. A especificação geral do modelo pode ser representada da seguinte forma:

$$ln(TME_it) = \beta0 + \beta1\ Carga_\{it\text{-}1\} + \beta2\ Perc_Efetivos_it + \beta3\ Grau_Complex_it + \gamma_t + \alpha_i + \varepsilon_it$$

onde *i* representa a unidade judicial e *t* o período de tempo; γ*_t* corresponde a efeitos temporais comuns capturados por *dummies* anuais; α_i representa efeitos fixos específicos de cada unidade; e ε_it é o termo de erro idiossincrático.

A estratégia central de identificação consiste na defasagem da variável de carga de trabalho (carga_lag = Carga_{i,t−1}), que apresenta caráter potencialmente simultâneo com o TME — TME alto acumula estoque, estoque acumulado pressiona o TME seguinte. O índice de complexidade processual (Grau_Complex) é incluído em sua forma contemporânea como especificação de referência, por duas razões objetivas. Primeira: o uso de variáveis de perfil estrutural da demanda em forma contemporânea é prática consolidada na literatura de desempenho organizacional em painéis, especialmente quando a variável representa característica relativamente estável da unidade, cujas variações são graduais e de origem tipológica (WOOLDRIDGE, 2010; BOUCKAERT & HALLIGAN, 2008). Segunda: o argumento de simultaneidade é estruturalmente mais fraco para a complexidade do que para a carga. A complexidade opera como característica tipológica da demanda que se altera lentamente e não responde ao desempenho corrente da vara. De forma complementar, estimou-se especificação com o índice defasado em t−1 (complex_lag) como teste de sensibilidade — e não como modelo principal. A redução de β = 0,244 para β = 0,211 com a defasagem (−13,5%) quantifica o componente de simultaneidade contemporânea presente no modelo de referência — componente moderado que não compromete a direção nem a ordem de grandeza do achado.

Um aspecto relevante da especificação diz respeito ao tratamento da variável de carga de trabalho. A relação entre carga e TME apresenta caráter potencialmente simultâneo: maiores tempos de expedição podem contribuir para o acúmulo de estoque processual, ao mesmo tempo em que cargas elevadas podem pressionar o tempo de processamento. Para

mitigar a simultaneidade contemporânea, a variável de carga foi incluída em sua forma defasada em um período (Carga_{i,t-1}), de modo que o valor utilizado como regressor é predeterminado em relação ao TME corrente. Essa estratégia reduz, ainda que não elimine integralmente, o risco de causalidade reversa contemporânea (Wooldridge, 2010).

Os erros-padrão foram estimados de forma robusta e clusterizados por unidade judicial, de modo a considerar a possível correlação serial dos erros ao longo do tempo dentro de cada vara.

A escolha do modelo de efeitos fixos é justificada pela possibilidade de existência de correlação entre características não observadas das unidades e as variáveis explicativas, confirmada pelo teste de Hausman ($\chi^2(7) = 13{,}02$; $p = 0{,}071$). Embora o resultado esteja no limiar da significância convencional de 5%, optou-se pelo modelo de efeitos fixos em razão de sua maior robustez à presença de heterogeneidade não observada correlacionada com as variáveis explicativas, conforme recomendado pela literatura (WOOLDRIDGE, 2010). O modelo permite explorar a variação intraunidade ao longo do tempo, reduzindo o viés associado à omissão de fatores invariantes.

De forma complementar, foram estimadas especificações dinâmicas com o estimador *System*-GMM (BLUNDELL; BOND, 1998), com caráter estritamente exploratório. Conforme detalhado no Apêndice A.5, esse estimador apresentou limitações relevantes neste contexto, sendo os seus resultados utilizados apenas para documentar a presença de persistência temporal no TME, e não como estratégia de identificação causal.

2.4.1. Estratégia de Identificação

A estratégia de identificação deste estudo combina o estimador de efeitos fixos (FE) com especificações dinâmicas estimadas por meio do método *System* Generalized Method of Moments (*System*-GMM), com o objetivo de controlar a heterogeneidade não observada entre as unidades e avaliar, de forma exploratória, a dinâmica temporal do indicador analisado.

Inicialmente, estimou-se o modelo por efeitos fixos (*within* estimator), que controla fatores invariantes no tempo específicos das varas (α_i), tais como cultura organizacional, rotinas internas e características estruturais permanentes. Para a escolha entre efeitos fixos e efeitos aleatórios, aplicou-se o teste de Hausman (1978). O teste resultou em $\chi^2(7) = 13{,}02$ com p-valor = 0,071, apresentando resultado no limiar da significância convencional. Diante da possibilidade de correlação entre efeitos não observados e variáveis explicativas — plausível no contexto institucional analisado —, optou-se pela especificação de efeitos fixos

como referência principal, por sua maior robustez a essa fonte de viés.

Apesar de suas vantagens, o estimador de efeitos fixos não elimina completamente problemas de endogeneidade associados à simultaneidade, à presença de variáveis omitidas com variação temporal e à dinâmica do modelo. No presente contexto, a variável dependente (ln_TME) apresenta evidências de persistência temporal, enquanto variáveis operacionais, como carga de trabalho e composição da força de trabalho, podem ser simultaneamente determinadas pelo desempenho das unidades judiciais.

Em relação à composição da força de trabalho, a análise da decomposição de variância revelou que essa variável apresenta desvio-padrão *within* de apenas 0,031, contra 0,198 na dimensão *between*. Isso indica que a proporção de servidores efetivos é relativamente estável ao longo do tempo dentro de cada vara, variando principalmente entre unidades. O estimador de efeitos fixos, por operar exclusivamente sobre a variação temporal intragrupo, dispõe de pouca informação para identificar o efeito dessa variável, o que constitui uma limitação de identificação estrutural, independente da existência ou não de um efeito real sobre o TME.

De forma complementar, estimou-se um modelo dinâmico em painel por meio do estimador *System*−GMM (BLUNDELL; BOND, 1998), com caráter estritamente exploratório. A aplicação desse estimador revelou duas limitações que comprometem sua validade como estratégia de identificação neste contexto. Primeiro, o número de instrumentos gerados (560) supera em larga margem o número de grupos (N = 14), condição que torna os testes de sobreidentificação não confiáveis e pode produzir estimativas espúrias (ROODMAN, 2009). Segundo, o teste de Arellano−Bond para autocorrelação de segunda ordem rejeitou a hipótese nula (AR(2): z = 2,71; p = 0,007), indicando persistência nos erros além de um período e invalidando as defasagens de ordem 2 como instrumentos válidos. Tentativas de restringir o número de instrumentos não eliminaram o problema de AR(2), limitação esperada em painéis com dimensão temporal elevada (T ≈ 60) e número reduzido de grupos.

Diante dessas restrições, os resultados do modelo dinâmico são reportados apenas para documentar a magnitude da persistência temporal do TME — evidenciada pelo coeficiente significativo da variável dependente defasada (0,524; $p < 0,001$) —, sendo o modelo de efeitos

fixos adotado como especificação de referência para inferência.

2.4.2. Limitações da Estratégia Empírica

A estratégia empírica adotada apresenta limitações que devem ser consideradas na interpretação dos resultados. A relação entre carga de trabalho e TME apresenta caráter potencialmente simultâneo: o acúmulo de processos pode elevar o tempo de expedição, ao passo que maiores tempos de processamento contribuem para a formação de estoque processual. A inclusão da carga em sua forma defasada mitiga a simultaneidade contemporânea, mas não elimina integralmente a endogeneidade dinâmica. Ademais, a variável de carga é construída como indicador sintético com pesos atribuídos a diferentes tipos de tarefa, o que introduz possível erro de mensuração. Para avaliar a sensibilidade dos resultados a essa escolha, estimações com pesos uniformes foram realizadas e são reportadas na seção de análise de robustez.

Uma limitação adicional refere-se à possível endogeneidade dinâmica residual da variável carga_lag. Embora a defasagem mitigue simultaneidade contemporânea, o processo gerador de dados do TME apresenta persistência temporal (conforme evidenciado no modelo GMM exploratório). Nesse caso, carga_{i,t−1} pode correlacionar com o componente persistente do erro idiossincrático ε_it via autocorrelação serial. Formalmente, a condição de predeterminação E[carga_{i,t−1} · ε_it] = 0 falha quando existe autocorrelação de primeira ordem nos erros. O viés resultante é de atenuação, consistente com o coeficiente negativo e não significativo observado para carga_lag. Essa fonte de viés não é eliminada pela transformação *within* do estimador FE estático.

A composição da força de trabalho pode responder a condições operacionais e ao desempenho passado das unidades, refletindo mecanismos institucionais de alocação de recursos humanos. Adicionalmente, conforme discutido na seção anterior, a baixíssima variância *within* dessa variável (desvio-padrão = 0,031) limita estruturalmente a capacidade do estimador FE de identificar seu efeito, tornando a ausência de significância estatística uma consequência esperada do desenho do estudo, e não necessariamente evidência de ausência de

efeito.

A presença de fatores não observados que variam ao longo do tempo — como instabilidades tecnológicas associadas à transição de sistemas, alterações normativas ou práticas internas de gestão — pode afetar simultaneamente o desempenho das varas e as variáveis explicativas, gerando potencial viés por variável omitida mesmo na presença de efeitos fixos. As *dummies* anuais incluídas no modelo capturam choques comuns a todas as unidades, mas não controlam choques idiossincráticos com variação temporal específica por vara.

Dessa forma, os achados deste estudo devem ser compreendidos como associações condicionais no contexto analisado, não sendo possível estabelecer relações causais estritas a partir das evidências apresentadas.

2.5. ANÁLISE DE ROBUSTEZ

Com o objetivo de avaliar a estabilidade dos resultados obtidos no modelo de referência, foram estimadas especificações alternativas que variam a amostra, o tratamento do choque de 2020 e a construção da variável de carga de trabalho. Os resultados são apresentados de forma comparativa e discutidos a seguir.

2.5.1. Robustez à exclusão do ano de 2020

O ano de 2020 apresenta comportamento atípico na série analisada, com desembolso total de aproximadamente R$ 16,15 bilhões em precatórios, associado à liquidação concentrada de passivos acumulados e a alterações institucionais excepcionais, como a edição da Lei nº 14.057/2020 e o contexto fiscal da pandemia de COVID-19. Para verificar se esse choque distorce as estimativas principais, o modelo de referência foi reestimado excluindo integralmente as observações de 2020.

Os resultados mostraram-se estáveis: a associação entre complexidade processual e TME permaneceu positiva e estatisticamente significativa ($\beta = 0{,}238$; $p < 0{,}001$), com magnitude praticamente idêntica à do modelo principal ($\beta = 0{,}244$). As variáveis de carga de trabalho e composição da força de trabalho continuaram não significativas. O R^2 *within* apresentou ligeira elevação (0,651 contra 0,635), sugerindo que o choque de 2020 introduz algum ruído nas estimativas, mas sem alterar as conclusões substantivas do estudo.

2.5.2. Robustez com interação entre complexidade e choque de 2020

Em complemento ao teste anterior, foi incluída uma variável de interação entre o grau de complexidade e uma *dummy* para o ano de 2020, com o objetivo de verificar se o efeito da complexidade sobre o TME se alterou durante aquele período específico.

O coeficiente da interação mostrou-se positivo e estatisticamente significativo (β = 0,058; p = 0,030), indicando que o efeito da complexidade processual sobre o TME foi amplificado durante 2020. Fora desse ano, o coeficiente da complexidade é de 0,240; durante 2020, o efeito combinado sobe para aproximadamente 0,298. Esse resultado é consistente com a interpretação de que eventos institucionais excepcionais — como a liquidação concentrada de passivos acumulados — tendem a intensificar a relação entre o perfil da demanda e o tempo de expedição, possivelmente por sobrecarregar seletivamente as unidades que processam processos de maior complexidade. A *dummy* de 2020 em si apresentou coeficiente positivo no limiar da significância convencional (β = 0,218; p = 0,096), sugerindo um efeito de nível sobre o TME naquele ano, embora não conclusivo ao nível de 5%.

2.5.3. Robustez à construção da variável de carga

A variável de carga de trabalho é construída como indicador sintético que combina diferentes tipos de tarefa com pesos diferenciados, o que envolve escolhas metodológicas que podem influenciar os resultados. Para avaliar a sensibilidade das estimativas a essa decisão, o modelo foi reestimado substituindo a variável ponderada por uma medida de carga com pesos uniformes — isto é, sem diferenciação entre os tipos de tarefa.

Os resultados indicaram comportamento semelhante ao modelo principal: o coeficiente da carga com pesos uniformes permaneceu negativo e não significativo, enquanto a complexidade manteve sua significância e direção. Esse padrão sugere que as conclusões do estudo não são sensíveis à escolha específica dos pesos atribuídos na construção do indicador sintético, reforçando a estabilidade do achado principal.

2.5.4. Síntese dos testes de robustez

Os resultados das especificações alternativas são sintetizados na tabela a seguir, que

apresenta os coeficientes estimados para as principais variáveis do modelo sob diferentes configurações.

Tabela 1. Análise de Robustez — Especificações Alternativas

Variável	FE Principal	FE sem 2020	FE com interação 2020
carga_lag	-0,004	-0,005	-0,004
perc_efetivos	-0,39	-1,346	-0,123
grau_complex	0,244***	0,238***	0,240***
d_2020	—	—	0,218*
complex × 2020	—	—	0,058**
d_ano2	0,155***	0,156***	0,158***
R^2 *within*	0,635	0,651	0,641
N	820	652	820

Nota: Erros-padrão robustos clusterizados por vara. * p<0,10; ** p<0,05; *** p<0,01.
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados do software Stata 17 (2026).

De forma geral, os testes de robustez indicam que o achado principal — associação positiva e significativa entre complexidade processual e TME — é estável sob diferentes especificações, amostras e formas de construção das variáveis. As variáveis operacionais de carga e composição da força de trabalho permanecem não significativas em todas as configurações testadas, reforçando a interpretação de que seus coeficientes refletem tanto possíveis limitações de identificação quanto a ausência de evidência robusta de associação com o indicador analisado no período estudado.

Adicionalmente, foram realizados testes de sensibilidade a unidades influentes e testes de inferência por permutação, descritos a seguir. Esses procedimentos respondem a duas questões complementares: o coeficiente de complex_lag é identificado pelo conjunto das 14 varas ou está concentrado nas unidades *outliers*? E a significância estatística é válida independentemente de hipóteses de distribuição assintótica com número reduzido de clusters?

Os testes de sensibilidade excluem incrementalmente as unidades com maiores índices médios de complexidade — especificação com 12 varas (excluindo 1ª e 2ª, com índices de 6,63 e 6,92) e com 11 varas (excluindo adicionalmente a 13ª). Os testes de permutação utilizam o comando permute do Stata com 999 repetições e semente fixa (*seed* = 42). Em cada

repetição, a variável *complex_lag* é permutada aleatoriamente entre as observações, mantendo a estrutura do painel, e o modelo é reestimado. O p-valor é calculado como a proporção de coeficientes permutados superiores ao coeficiente observado. Esse procedimento produz inferência válida independentemente do número de clusters (CAMERON et al., 2008; CANAY; SHAIKH, 2017), endereçando a limitação dos erros-padrão clusterizados convencionais com apenas 14 grupos.

Para superar a limitação imposta pela baixíssima variância *within* de `Perc_Efetivos` (0,031), estimou-se o modelo de Mundlak (1978), que incorpora as médias individuais das variáveis explicativas como regressores adicionais em um modelo de efeitos aleatórios. Essa especificação permite identificar tanto a dimensão *within* quanto a *between*, ao mesmo tempo que controla a possível correlação entre efeitos individuais e regressores.

Os resultados indicam que a média individual da carga de trabalho (`mean_carga`) apresenta coeficiente negativo e estatisticamente significativo (β = -0,014; p = 0,015), sugerindo que varas com maior carga estrutural tendem a apresentar menor TME na dimensão *between.* Já a média de `Perc_Efetivos` (`mean_efetivos`) não se mostrou significativa (β = 1,677; p = 0,286). O teste conjunto das médias individuais rejeitou a hipótese nula de que são conjuntamente nulas *($\chi^2(3) = 14,05;\ p = 0,0028$),* confirmando a relevância da dimensão *between* para a explicação do TME.

Esse resultado reforça que a ausência de significância de `Perc_Efetivos` no modelo de efeitos fixos é uma limitação estrutural de identificação (baixa variância *within*), e não necessariamente evidência de ausência de efeito. Na dimensão *between*, a composição da força de trabalho não apresentou associação robusta com o TME.

2.6. MODELO CONCEITUAL DE ANÁLISE E EXPLORAÇÃO DOCUMENTAL

O modelo conceitual adotado neste estudo tem como objetivo organizar a relação entre o desempenho observado na fase de execução — representado pelo Tempo Médio de Expedição (TME) — e variáveis operacionais associadas às unidades judiciais, como a carga de trabalho, a composição da força de trabalho e o grau de complexidade dos processos.

Nesse contexto, o TME é utilizado como indicador operacional da fase de expedição de requisitórios, enquanto as variáveis explicativas representam dimensões associadas ao funcionamento interno das unidades. Essa estrutura orienta a especificação econométrica, permitindo examinar como essas dimensões se associam ao comportamento do indicador ao longo do tempo.

Embora o modelo conceitual considere, de forma mais ampla, possíveis implicações fiscais e administrativas associadas à gestão de requisitórios, a análise empírica concentra-se na relação entre variáveis operacionais e o TME, com base em dados observacionais. Dessa forma, os resultados devem ser interpretados como evidências associativas, sem pressupor relações causais diretas entre os elementos analisados.

Conforme sintetizado no Quadro 1, o modelo de análise visa integrar variáveis de insumo e desempenho, cujas relações são testadas com o objetivo de obter rigor estatístico na estimação por efeitos fixos e isolar a heterogeneidade das varas federais de Alagoas.

Quadro 1. Modelo de Análise

Conceito	**Dimensão**	**Indicadores Principais**	**Referencial Teórico / Justificativa**
Eficiência da Gestão	Uso de Recursos	RH (Efetivos, comissionados); Carga de Trabalho (Volume pendente)	Administração Gerencial: Relação output/input (BRESSER-PEREIRA, 1996b). Carga e RH como inputs sujeitos a simultaneidade.
Produtividade	Celeridade Processual	ln_TME (Logaritmo do Tempo Médio de Expedição)	Gestão de Desempenho: Conversão de carga em resultados (PIRES; GOMIDE, 2016). Proxy para eficiência temporal.
Heterogeneidade	Especificidades das Varas	Unidades Judiciárias (Capital vs Interior; JEF vs Comum)	Heterogeneidade não observada (competência/localização). Tratada via Estimador de Efeitos Fixos (FE) (SECCHI, 2017).
Impacto Fiscal e Social	Consequências	Valor total pago, atrasos em verbas alimentares	Judicialização como risco fiscal (TCU, 2021). Morosidade gera custos sociais e descumprimento de prazos legais.

Fonte: Elaborado pelo autor

2.6.1. Robustez via Estimador de Mundlak (1978)

Para explorar o efeito de perc_efetivos (variável com baixa variância *within*), estimou-se o modelo de Mundlak, que incorpora as médias individuais das variáveis explicativas ($\bar{X}_i$) como regressores adicionais em um modelo de efeitos aleatórios. Essa abordagem controla a correlação entre efeitos individuais e regressores, permitindo identificar tanto a dimensão *within* quanto *between.*

A análise de robustez via estimador de Mundlak confirmou a estabilidade do efeito da complexidade processual e reforçou que a ausência de significância de Perc_Efetivos no FE

decorre de limitação de identificação, e não necessariamente de irrelevância substantiva.

Tabela 2. Resultados do Modelo de Mundlak (1978) - Variável dependente: ln_TME

Variável	Coeficiente	Erro-padrão	z	p-value	Significância
carga_lag	-0.004	0.004	-1.00	0.315	
Perc_Efetivos	-0.397	1.074	-0.37	0.712	
Grau_complex	**0.244***	0.032	7.70	0.000	***
2019	**0.155***	0.055	2.83	0.005	***
2020	**0.296***	0.107	2.76	0.006	***
2021	**0.233***	0.133	1.76	0.079	*
2022	0.232	0.148	1.57	0.117	
mean_carga	**-0.014**	0.006	-2.43	0.015	**
mean_efetivos	1.677	1.573	1.07	0.286	
mean_complex	0.046	0.052	0.88	0.381	
Constante	**3.786***	0.924	4.10	0.000	***

N = 820 Número de grupos = 14 Teste conjunto das médias (Hausman generalizado): $\chi^2(3) = 14.05$; $p = 0.0028$.
Notas: Erros-padrão robustos clusterizados por vara. $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados do software Stata 17 (2025).

O coeficiente de *mean_efetivos* no modelo de Mundlak não se mostrou estatisticamente significativo ($\beta = 1,677$; $p = 0,286$), indicando que a proporção de servidores efetivos não apresenta associação robusta com o TME mesmo quando se considera a variação *between* entre varas. O teste de Hausman generalizado, por meio do teste conjunto das médias individuais, produziu $\chi^2(3) = 14,05$ ($p = 0,003$), rejeitando a hipótese de que as médias individuais são conjuntamente nulas e confirmando a correlação entre efeitos não observados e regressores.

3. ANÁLISE EMPÍRICA

Neste capítulo, os dados coletados são submetidos a dois níveis complementares de análise. Primeiramente, apresenta-se uma visão panorâmica e descritiva da Seção Judiciária de Alagoas, utilizando os dados agregados das 14 Varas Federais em bases anuais.

3.1. ANÁLISE DO PERFIL DE PAGAMENTOS: VOLUME E VALORES (2018-2023)

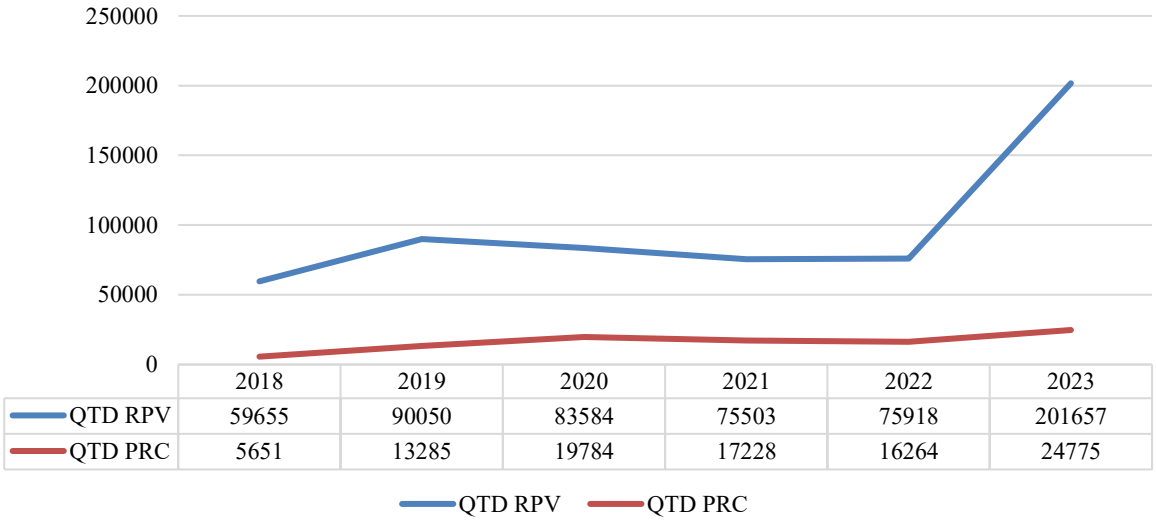
Esta seção dedica-se à análise descritiva do universo total da pesquisa, compreendendo as 14 unidades jurisdicionais que compõem a Justiça Federal em Alagoas. O objetivo aqui é proporcionar um diagnóstico macroestrutural da evolução dos fluxos de pagamentos de precatórios e RPVs, permitindo observar o comportamento institucional da Seção Judiciária como um todo perante a crescente demanda por requisições de pagamento.

A utilização da amostra global (N=14) e da periodicidade anual nesta fase justifica-se pela necessidade de consolidar os indicadores de impacto fiscal e social, bem como de apresentar as cifras totais movimentadas, as quais são fundamentais para a compreensão da relevância orçamentária do tema. Esta visão de conjunto permite identificar tendências de longo

prazo e o perfil da judicialização em Alagoas. A análise dos pagamentos de Requisições de Pequeno Valor (RPVs) e precatórios na Justiça Federal em Alagoas entre 2018 e 2022 revela variações significativas tanto no volume de requisições quanto nos valores financeiros envolvidos.

A avaliação do perfil de pagamentos de Requisições de Pequeno Valor (RPVs) e precatórios na Justiça Federal em Alagoas (JFAL) ao longo do quinquênio 2018-2022 demonstra a volatilidade intrínseca da gestão de passivos judiciais, com implicações diretas para a estabilidade orçamentária da União. O levantamento dos dados brutos revela variações expressivas tanto no volume de requisições quanto no dispêndio financeiro.

Gráfico 1. Quantidade de requisitórios (RPV ou Precatório) pagos por ano – 2018 a 2022

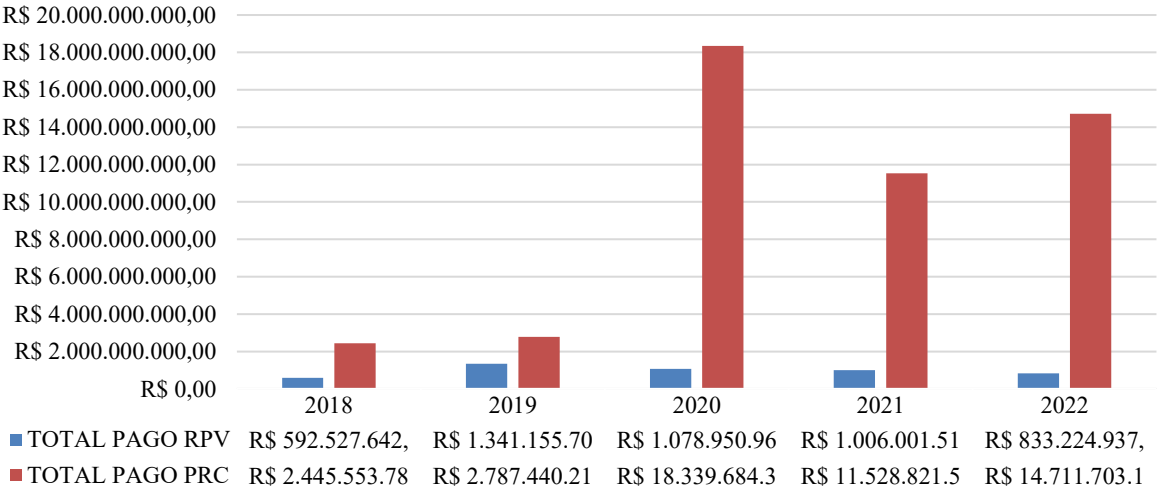


	2018	2019	2020	2021	2022	2023
QTD RPV	59655	90050	83584	75503	75918	201657
QTD PRC	5651	13285	19784	17228	16264	24775

Nota: Os dados descritivos de pagamento estendem-se até 2023 para contextualização do período; a análise econométrica restringe-se ao período 2018–2022.
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do TRF5 (2018 a 2023).

O Gráfico 2 apresenta o impacto financeiro das requisições de pagamento na Justiça Federal em Alagoas ao longo do período analisado, evidenciando os valores totais desembolsados anualmente. A visualização permite observar a evolução dos gastos e identificar variações ao longo do tempo, destacando a magnitude dos valores envolvidos na quitação dessas obrigações. Ao concentrar a análise no montante financeiro, o gráfico contribui para a compreensão da dinâmica orçamentária associada ao pagamento de RPVs e precatórios, servindo de base para a discussão sobre variações anuais e possíveis implicações fiscais.

Gráfico 2. Comparativo de valores pagos a título de RPV e Precatórios entre 2018 e 2023



Nota: Os dados descritivos de pagamento estendem-se até 2023 para contextualização do período; a análise econométrica restringe-se ao período 2018–2022.
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do TRF5 (2018 a 2023).

Em 2018, o total pago foi de aproximadamente R$ 2,34 bilhões, sendo R$ 456,4 milhões em RPVs e R$ 1,88 bilhão em precatórios. Em 2019, houve crescimento para cerca de R$ 3,30 bilhões, impulsionado principalmente pelo aumento no volume e no valor das RPVs.

O ano de 2020 apresenta um comportamento atípico na série, com o total pago alcançando aproximadamente R$ 16,15 bilhões, dos quais R$ 15,25 bilhões correspondem a precatórios. Esse aumento expressivo não reflete uma variação do fluxo regular de pagamentos, mas está associado à quitação concentrada de passivos acumulados. Esse padrão é consistente com a distinção entre pagamento de fluxo e pagamento de estoque, conforme discutido por Alves e Reis (2021).

Esse comportamento pode ser relacionado a mudanças institucionais ocorridas no período, como a edição da Lei nº 14.057/2020, que regulamentou acordos diretos para pagamento de precatórios, bem como ao contexto fiscal excepcional decorrente da pandemia de COVID-19, que ampliou a flexibilidade orçamentária (TCU, 2022). Diante disso, o ano de 2020 pode ser interpretado como um choque específico na série, devendo ser considerado com cautela em análises longitudinais.

Nos anos seguintes, observa-se retração em 2021, com redução do total pago para cerca de R$ 11,39 bilhões, seguida de nova elevação em 2022, quando os pagamentos atingem aproximadamente R$ 15,54 bilhões. Apesar dessas variações, mantém-se o padrão de predominância dos precatórios no montante financeiro total.

Os dados evidenciam elevada oscilação anual nos valores pagos, fortemente influenciada pela dinâmica dos precatórios. Esse comportamento reforça a importância de

distinguir, na análise, entre variações associadas ao fluxo regular de pagamentos e eventos pontuais relacionados à liquidação de passivos acumulados.

O pico de desembolso observado em 2020, responsável pela principal oscilação na série histórica, apresenta características distintas do padrão regular de pagamentos. Em vez de refletir apenas variações no fluxo ordinário de requisições, esse comportamento está associado à quitação concentrada de passivos acumulados, podendo ser interpretado como um evento específico no período analisado.

Esse padrão pode ser atribuído a uma combinação de fatores institucionais e fiscais. Do ponto de vista legal, a Lei nº 14.057/2020 introduziu mecanismos para a realização de acordos diretos no pagamento de precatórios, possibilitando a liquidação de débitos de maior valor (BRASIL, 2020). Do ponto de vista orçamentário, essas medidas ocorreram em um contexto de flexibilização fiscal associado à pandemia de COVID-19, com ampliação de créditos extraordinários, conforme documentado pelo Tribunal de Contas da União (TCU, 2022) e discutido pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (LEVY et al., 2021).

Diante disso, o comportamento observado em 2020 pode ser interpretado como um choque específico na série, relacionado à liquidação de estoque de passivos, e não necessariamente a mudanças no funcionamento operacional das unidades judiciais. Essa distinção é relevante para a análise dos dados ao longo do tempo, na medida em que permite separar variações associadas ao fluxo regular de pagamentos de eventos pontuais de maior magnitude.

3.2. AVALIAÇÃO DA EFICIÊNCIA ADMINISTRATIVA: O TEMPO MÉDIO DE EXPEDIÇÃO

Após a análise agregada das 14 unidades da Seção Judiciária de Alagoas, a investigação avança para a compreensão de fatores associados à variação do Tempo Médio de Expedição (TME) entre as varas. Diferentemente de abordagens que restringem a amostra, este estudo considera a totalidade das unidades, permitindo observar o comportamento do indicador em um contexto institucional completo.

A base de dados compreende observações mensais ao longo do período de 2018 a 2022, possibilitando analisar variações ao longo do tempo e entre unidades. A utilização de modelos de dados em painel permite explorar essa heterogeneidade, considerando que as varas, embora submetidas a normas comuns, apresentam diferenças em termos de organização interna, perfil da demanda e dinâmica operacional.

O Tempo Médio de Expedição (TME) é utilizado como indicador operacional da fase de execução, refletindo o intervalo entre a consolidação dos cálculos e a expedição do requisitório. Trata-se de uma medida que captura aspectos administrativos do processamento dos pagamentos judiciais, ainda que não represente, de forma isolada, uma medida abrangente de eficiência.

Do ponto de vista operacional, a etapa de expedição envolve atividades de natureza predominantemente administrativa, incluindo análise de cálculos, conferência de informações e formalização do ofício requisitório. Esse processo costuma envolver múltiplos atores, como servidores, equipes de apoio e responsáveis pela validação final, o que pode introduzir variações no tempo de processamento entre unidades.

Adicionalmente, o fluxo de expedição inclui etapas sequenciais de verificação e validação, que podem influenciar o tempo necessário para a conclusão do procedimento. Essas características sugerem que o desempenho observado não depende exclusivamente da quantidade de recursos disponíveis, mas também da organização do trabalho e das rotinas adotadas em cada unidade.

No que se refere à produtividade, evidências descritivas indicam a existência de variações entre unidades e ao longo do tempo, o que pode refletir diferenças na distribuição da carga de trabalho, no grau de especialização das equipes e na adoção de práticas operacionais. Tais diferenças reforçam a importância de analisar o TME em um contexto que considere a heterogeneidade entre varas, sem assumir uniformidade de desempenho.

Dessa forma, a análise empírica busca examinar como variáveis operacionais e estruturais se associam ao comportamento do TME, considerando tanto as características das unidades quanto a dinâmica temporal do período analisado.

Tabela 3. Complexidade x Responsáveis

Total de requisitórios expedidos	**Total**	**2018**	**2019**	**2020**	**2021**	**2022**	**MÉDIAS**
	282.176	250.650	301.223	279.693	288.081	296.196	**283.168**
Contagem serventuários anual	101	59	65	62	45	64	**59**
% De serventuários sobre o total		58,42%	64,36%	61,39%	44,55%	63,37%	**58,42%**
Médias requisitórios/qtd serventuários	2.793,82	4.248,31	4.634,20	4.511,18	01,80	4.628,06	**4.884,71**
Média interna (eliminando 58,42% das pontas)		94,40	135,31	121,62	387,95	185,82	**185,02**
Média interna (eliminando 30% das pontas)		230,88	382,62	381,00	836,45	375,65	**441,32**
Média interna (eliminando 20% das pontas)		379,51	548,17	544,42	945,24	552,88	**594,05**

Média interna (eliminando 10% das pontas)	575,00	730,03	728,41	1.083,39	743,64	**772,09**
				MÉDIA DAS MÉDIAS INTERNAS		**498,12**

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Justiça Federal em Alagoas (2018 a 2022).

A análise da força de trabalho envolvida na expedição de requisitórios indica a existência de variações na regularidade da atuação dos serventuários ao longo do período analisado. Os dados sugerem que parte dos agentes envolvidos na atividade participa de forma contínua, enquanto outra parcela atua de maneira eventual, especialmente em contextos de apoio pontual ou mutirões.

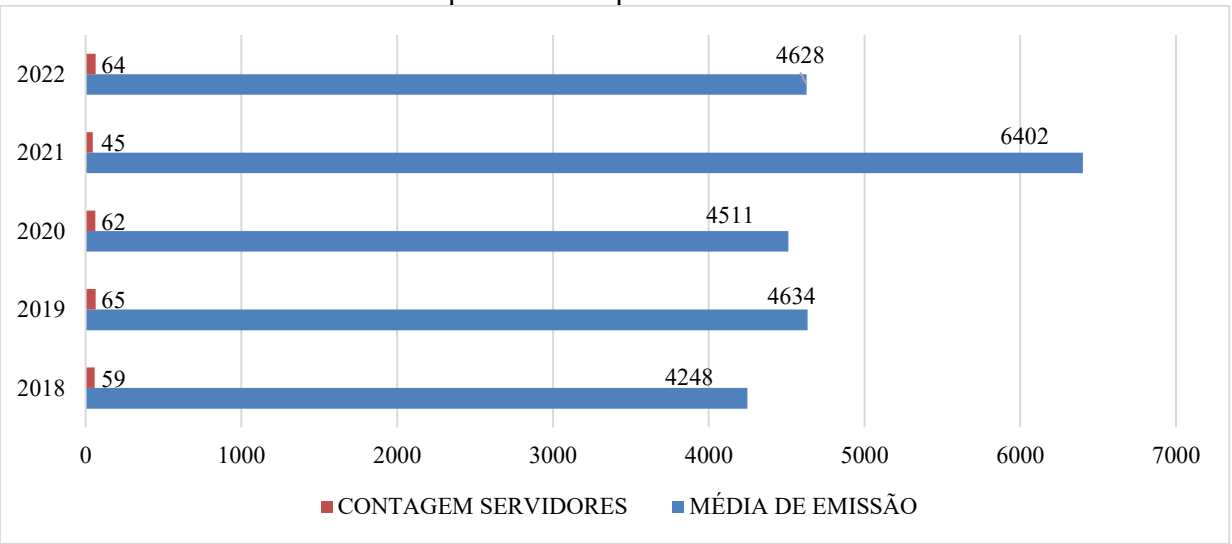
Em termos descritivos, observa-se que aproximadamente 58,42% dos serventuários que participaram da expedição de requisitórios o fizeram com maior regularidade, enquanto os demais apresentaram atuação intermitente. Esse padrão sugere a coexistência de um núcleo mais estável de atuação com uma parcela de participação ocasional, o que pode refletir estratégias organizacionais adotadas para lidar com variações na demanda.

Essa dinâmica pode influenciar aspectos operacionais da atividade, como a padronização de procedimentos e a familiaridade com rotinas administrativas, especialmente em tarefas que envolvem análise de cálculos e preenchimento de sistemas específicos. No entanto, tais efeitos não são diretamente mensurados no modelo econométrico e devem ser interpretados com cautela.

A utilização de mutirões e apoio eventual pode contribuir para a redução de estoques em momentos específicos, mas também sugere a existência de variações na alocação de recursos ao longo do tempo. Nesse sentido, a regularidade da equipe pode ser compreendida como uma dimensão organizacional relevante para a análise da fase de execução, ainda que seus efeitos sobre o desempenho não se apresentem de forma uniforme nos resultados quantitativos.

Esses elementos reforçam a importância de considerar aspectos organizacionais e operacionais na interpretação do TME, sem pressupor relações diretas entre composição da equipe e desempenho.

Gráfico 3. Média de emissão de requisitórios x quantidade de serventuários entre 2018 e 2022



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Justiça Federal em Alagoas (2018 a 2022).

Com o objetivo de reduzir a influência de valores extremos, foram aplicados cortes estatísticos na distribuição da produtividade, considerando a exclusão dos 10%, 20% e 30% dos maiores e menores valores. A partir desse procedimento, estimou-se uma medida de produtividade ajustada, voltada a representar o comportamento mais recorrente das observações.

Os resultados indicam diferenças entre a produtividade média geral e a produtividade ajustada, sugerindo que parte da variação observada pode estar associada a desempenhos atípicos. Nesse contexto, a atuação mais regular de determinados serventuários tende a apresentar maior estabilidade ao longo do tempo, embora essa diferença não seja diretamente estimada no modelo econométrico.

3.2.1. Eficiência por Vara: Relação entre Carga de Trabalho e Resposta

A análise da eficiência operacional das varas pode ser explorada a partir da relação entre o volume de requisitórios cadastrados (carga de trabalho) e o volume processado ao longo do período. Essa comparação permite observar diferenças no comportamento das unidades, considerando simultaneamente a demanda enfrentada e a capacidade de processamento.

A tabela a seguir apresenta o volume total de requisitórios cadastrados entre 2018 e 2022, permitindo identificar variações entre as varas quanto à intensidade da demanda. Em conjunto com indicadores de processamento, esses dados contribuem para a análise de padrões de funcionamento das unidades, sem que isso implique uma medida direta de eficiência ou a identificação de relações causais entre carga de trabalho e desempenho.

Tabela 4. Volume Total de Requisitórios Cadastrados

Vara (Unidade Gestora)	Volume Total Requisitórios (2018-2022)	Média Anual de Requisitórios	Impacto na Carga Global (%)
AL-9ª VARA FEDERAL	54.506	10.901	19,32%
AL-6ª VARA FEDERAL	45.890	9.178	16,26%
AL-7ª VARA FEDERAL	26.838	5.368	9,51%
AL-1ª VARA FEDERAL	20.275	4.055	7,18%
AL-10ª VARA FEDERAL	18.238	3.648	6,46%
AL-2ª VARA FEDERAL	17.771	3.554	6,30%
AL-11ª VARA FEDERAL	17.291	3.458	6,13%
Total Geral (Amostra)	**282.176**	**56.435**	**100%**

Nota: A tabela apresenta as sete varas com maior volume de requisitórios cadastrados no período. As demais sete unidades, com volumes menores, estão incluídas na análise econométrica
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Justiça Federal em Alagoas (2018 a 2022).

A análise conjunta da carga de trabalho e dos indicadores de processamento apresentados na Tabela 4 permite observar diferenças entre as varas quanto à distribuição da demanda ao longo do período analisado. Algumas unidades concentram parcela mais elevada do volume total de requisitórios, o que pode influenciar o comportamento do Tempo Médio de Expedição (TME) nessas varas.

Em particular, verifica-se maior participação relativa no volume de requisitórios em determinadas unidades, como a 6ª e a 9ª Varas, que, em conjunto, respondem por parcela expressiva da demanda total. Esse padrão sugere que variações no desempenho dessas unidades podem ter maior peso na dinâmica agregada da Seção Judiciária de Alagoas.

Outras unidades apresentam níveis intermediários de carga, com menor participação no volume total, mas ainda assim relevantes para a análise do conjunto. Nesses casos, o desempenho observado pode estar associado a fatores específicos de organização interna, composição da equipe e características da demanda, sem que seja possível estabelecer relações diretas apenas com base nos indicadores descritivos.

Os dados apontam heterogeneidade relevante na distribuição da carga entre as varas, o que reforça a importância de controlar por essas diferenças na interpretação dos resultados agregados.

3.2.2. Tempo Médio para Expedição (TME)

O procedimento analítico adotado neste estudo para a comparação entre varas não corresponde a um método formal de aferição da eficiência em sentido estrito, como aqueles baseados em fronteiras estocásticas ou análise envoltória de dados. Trata-se, antes, de uma estratégia exploratória de análise comparativa entre unidades, construída a partir dos dados disponíveis e orientada pela identificação de padrões relativos de desempenho.

Esse tipo de abordagem encontra respaldo na literatura de avaliação de desempenho no setor público, na medida em que a comparação entre unidades organizacionais com base em indicadores padronizados é frequentemente utilizada como instrumento analítico e gerencial, especialmente em contextos nos quais a mensuração direta de eficiência apresenta limitações operacionais ou informacionais (BOYNE, 2002; BEHN, 2003).

De forma semelhante, a literatura sobre *benchmarking* no setor público sugere que a comparação sistemática entre unidades pode contribuir para a identificação de variações de desempenho e para a compreensão de fatores associados a essas diferenças, ainda que tais análises não impliquem, por si só, relações causais.

Nesse sentido, o procedimento adotado neste trabalho pode ser compreendido como uma forma de análise comparativa baseada em indicadores, com o objetivo de explorar a heterogeneidade entre as varas e identificar possíveis padrões associados ao comportamento do Tempo Médio de Expedição (TME), sem a pretensão de estabelecer uma medida definitiva de eficiência.

A Tabela 4 apresenta a média do Tempo Médio de Expedição (TME) e da carga de trabalho por vara no período de 2018 a 2022, evidenciando diferenças relevantes entre as unidades analisadas . O TME médio geral foi de 331,78 dias (desvio-padrão de 589,26), com amplitude de praticamente zero a 3.068 dias, indicando distribuição fortemente assimétrica à direita. Indicando variação significativa entre varas quanto ao tempo necessário para a expedição dos requisitórios.

A análise descritiva revela heterogeneidade tanto na carga de trabalho quanto no TME. Algumas unidades com elevado volume de requisitórios apresentam tempos médios reduzidos, enquanto outras registram TME mais elevados mesmo com cargas relativamente menores. Esse padrão sugere que a relação entre volume de trabalho e tempo de processamento não é linear, sendo influenciada por múltiplos fatores organizacionais e operacionais.

Observa-se também que determinadas varas concentram parcela expressiva da demanda total, o que pode influenciar a dinâmica agregada do sistema. Nesses casos, variações no

desempenho dessas unidades tendem a ter maior peso no comportamento médio observado para o conjunto da Seção Judiciária.

Do ponto de vista operacional, a etapa de expedição envolve atividades administrativas que incluem análise de cálculos, verificação de dados e formalização do requisitório. Essas etapas podem apresentar diferenças de execução entre unidades, em função de rotinas internas, organização do trabalho e grau de padronização dos procedimentos.

Adicionalmente, evidências institucionais indicam que mudanças tecnológicas podem influenciar a dinâmica dessas atividades. No entanto, considerando que o período analisado se encerra em 2022, eventuais efeitos associados à transição posterior entre sistemas não são diretamente capturados na base utilizada, sendo mencionados apenas como contexto institucional mais amplo.

No que se refere à organização da força de trabalho, os dados indicam variações na regularidade da atuação dos servidores ao longo do tempo, com coexistência de atuação contínua e participação eventual em determinadas unidades. Essa dinâmica pode influenciar aspectos operacionais da atividade, embora seus efeitos não se apresentem de forma uniforme nos resultados quantitativos.

Os resultados descritivos confirmam que o comportamento do TME decorre de fatores estruturais e organizacionais combinados, sem que um único elemento explique isoladamente a variação observada.

Tabela 5. Média de tempo (dias) para elaboração de requisitórios, por Vara Federal entre 2018 e 2022

Nome	Média_Carga	Média_TME	Local_Vara	Tipo_Vara	Grau_complex	Classificação_Complexidade
1ª VARA	7,643962178	1215,8645	CAPITAL	COMUM	6,627946656	Alta
2ª VARA	5,886900585	1400,57	CAPITAL	COMUM	6,921144028	Média
3ª VARA	19,14578947	193,5375	CAPITAL	COMUM	1,112514714	Baixa
4ª VARA	5,630912698	379,6165	CAPITAL	COMUM	1,584087785	Baixa
5ª VARA	13,02048291	268,09	CAPITAL	MISTA	1,196733004	Baixa
6ª VARA	61,19621316	116,6475	CAPITAL	JEF	0,896029148	Alta
7ª VARA	45,42488971	70,75	INTERIOR (UNIÃO DOS PALMARES)	MISTA	0,017471709	Alta
8ª VARA	3,56689134	228,5005	INTERIOR (ARAPIRACA)	COMUM	0,61028537	Média
9ª VARA	67,80697168	75,1915	CAPITAL	JEF	0,262145603	Média

10ª VARA	54,47573099	48,445	INTERIOR (ARAPIRACA)	JEF	0,711506755	Alta
11ª VARA	36,1040305	85,557	INTERIOR (SANTANA DO IPANEMA)	MISTA	0,068275833	Alta
12ª VARA	6,253557505	64,603	INTERIOR (ARAPIRACA)	JEF	-0,322266403	Baixa
13ª VARA	5,695575049	465,313	CAPITAL	COMUM	1,831044915	Baixa
14ª VARA	83,27113248	27,9055	CAPITAL	JEF	0,313597121	Média

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Justiça Federal em Alagoas (2018 a 2022).

O contraste entre a 14ª Vara e as demais unidades da JFAL ilustra com precisão o mecanismo central desta pesquisa. A 14ª Vara apresenta o menor TME do sistema — aproximadamente 27 dias — e simultaneamente uma das maiores cargas de trabalho, com Grau_Complex próximo de zero: ela processa majoritariamente expedições padronizadas, de baixo esforço analítico. A 1ª Vara, em contraste, apresenta TME superior a 1.200 dias e Grau_Complex médio de 6,63 — processa liquidações complexas que exigem análise contábil individualizada, verificação de atualização monetária e conferência de cálculos acumulados por anos de processo.

Um sistema de avaliação que compare essas duas varas pelo TME bruto concluirá que a 14ª Vara é mais eficiente. Essa conclusão é tecnicamente correta mas institucionalmente enganosa: a diferença de desempenho reflete a natureza objetiva das tarefas processadas, e não escolhas gerenciais. Aplicando a fórmula de ajuste — TME-Aj = TME_obs / exp(0,244 × Grau_Complex) — o fator de ajuste para a 1ª Vara é exp(0,244 × 6,63) ≈ 5,0, o que significa que aproximadamente 80% do seu TME observado é explicado pela estrutura tipológica da sua demanda, não por ineficiência gerencial. Esse é o paradoxo que o coeficiente $\beta = 0,244$ quantifica empiricamente.

A dispersão observada nos valores do Tempo Médio de Expedição (TME), variando de aproximadamente 27 dias (14ª Vara) a mais de 1.400 dias (2ª Vara), evidencia elevada heterogeneidade no desempenho entre as unidades analisadas. Esse padrão indica que a variação do TME não pode ser atribuída a um único fator uniforme, sendo mais plausível a influência de múltiplos elementos associados ao funcionamento das varas.

A análise dos dados mostra que unidades com elevada carga de trabalho não necessariamente apresentam maiores tempos de expedição. Por exemplo, a 14ª Vara, que apresenta a maior média de carga (83,27), registra o menor TME (27,9 dias), enquanto a 9ª e a 6ª Varas, também com altos volumes (67,80 e 61,19, respectivamente), mantêm tempos

relativamente reduzidos (75,19 e 116,64 dias). Por outro lado, unidades com menor carga, como a 2ª Vara (5,88) e a 1ª Vara (7,64), apresentam os maiores valores de TME (1.400,57 e 1.215,86 dias).

Esse comportamento reforça a ausência de uma relação linear entre carga de trabalho e tempo de expedição, sugerindo que o volume de requisitórios, isoladamente, não explica o desempenho observado. De forma semelhante, o grau de complexidade não apresenta associação uniforme com o TME. Embora a 1ª e a 2ª Varas apresentem altos níveis de complexidade e elevados tempos médios, outras unidades classificadas como de alta complexidade, como a 6ª, a 7ª e a 10ª Varas, registram tempos significativamente menores.

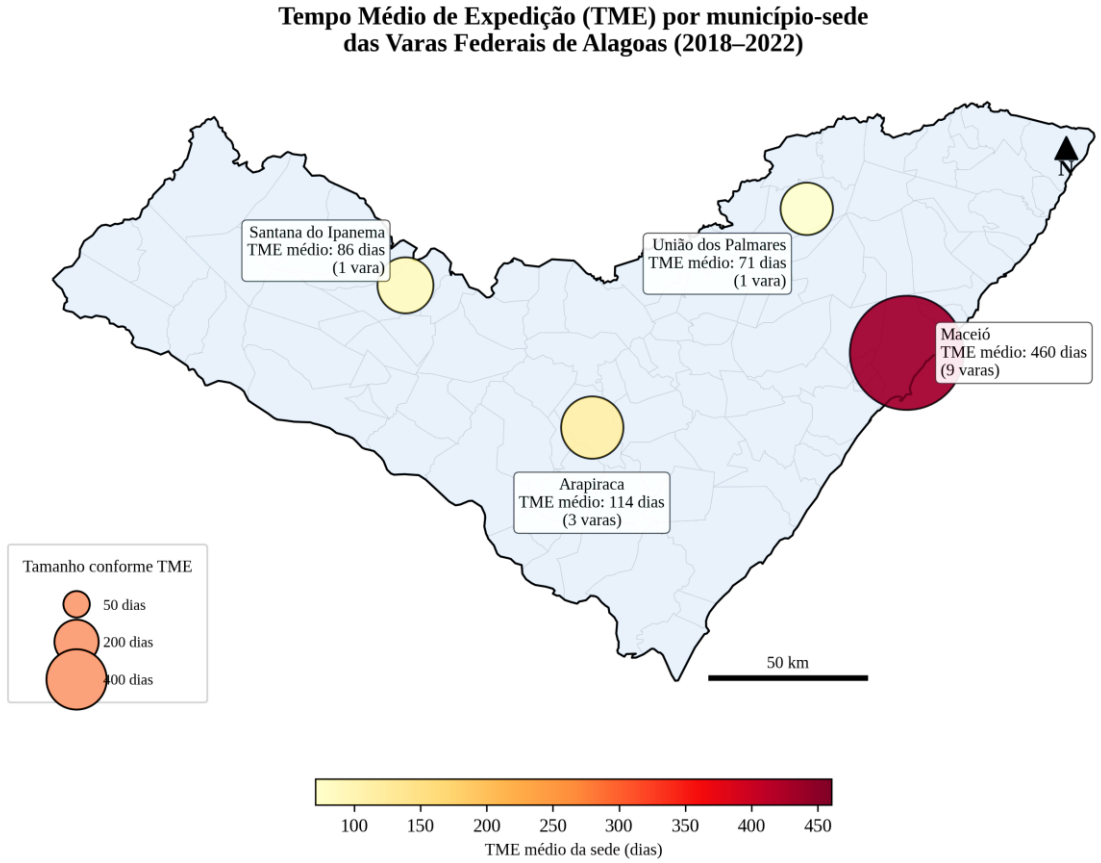
Adicionalmente, observa-se que varas com perfis semelhantes em termos de localização e tipo de competência apresentam resultados distintos. Entre as varas do tipo Juizado Especial Federal (JEF), por exemplo, há unidades com desempenho mais favorável, como a 14ª e a 10ª Varas, e outras com tempos mais elevados, ainda que sob estruturas institucionais semelhantes. Padrão semelhante é observado entre varas comuns da capital, como a 1ª, 2ª e 13ª Varas, que apresentam tempos médios mais elevados, mesmo com cargas relativamente moderadas.

Diferentemente de abordagens que tratam valores extremos como observações a serem excluídas, a manutenção dessas unidades na análise permite explorar essa heterogeneidade como parte relevante do fenômeno estudado. Nesse sentido, as diferenças entre unidades com menor e maior TME contribuem para a identificação de padrões distintos de funcionamento.

De forma geral, os dados indicam que o comportamento do TME resulta da interação entre fatores estruturais e organizacionais, incluindo a distribuição da carga de trabalho, as rotinas administrativas e a dinâmica interna das unidades, sem que seja possível atribuir a variação observada a um único fator isolado.

A Figura 2 apresenta a distribuição espacial do TME médio por município-sede das varas federais de Alagoas. O tamanho e a cor de cada bolha refletem a intensidade do TME médio calculado para as varas instaladas em cada sede. O contraste entre Maceió (TME médio de 460 dias, em razão das varas comuns com liquidações complexas) e os demais municípios (todos abaixo de 114 dias) é visualmente expressivo.

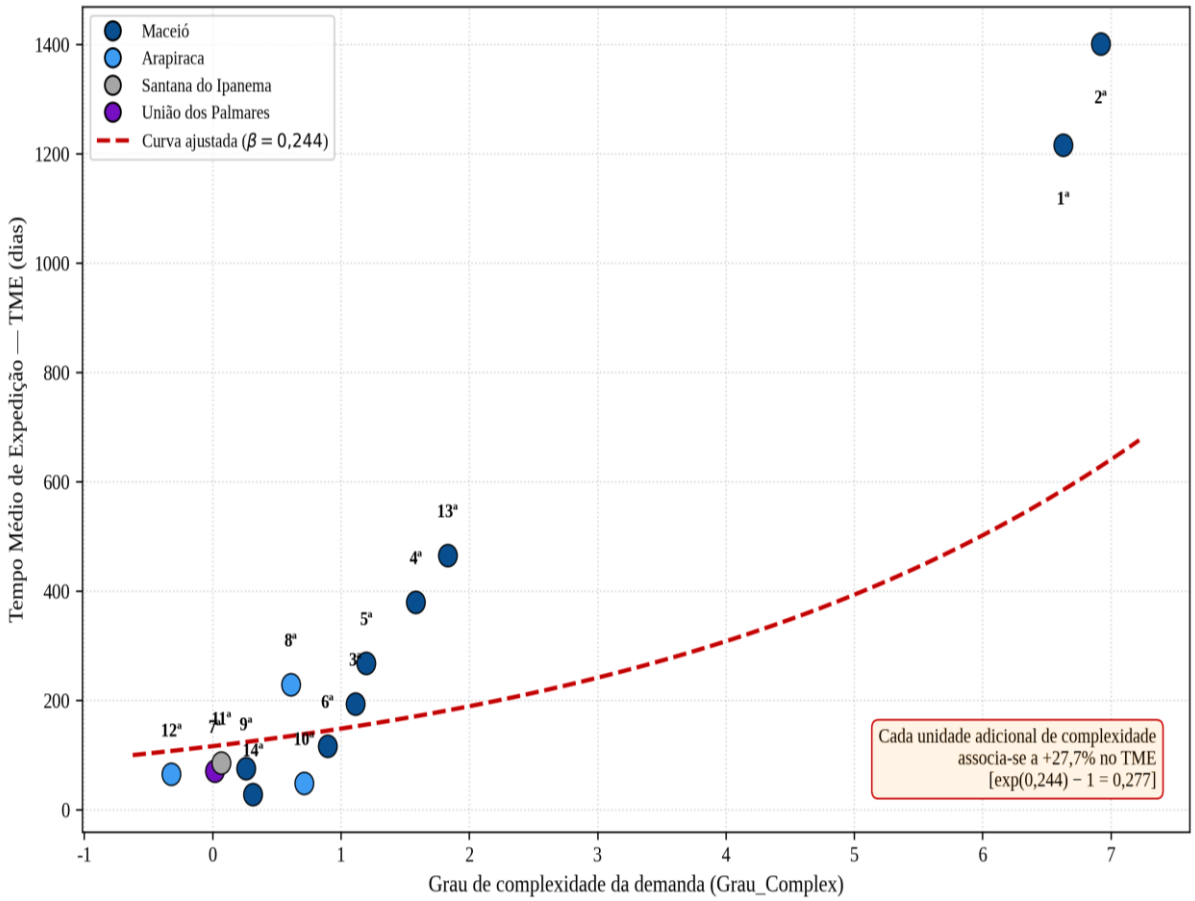
Figura 2 - Tempo Médio de Expedição (TME) por município-sede das Varas Federais de Alagoas (2018–2022).



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Justiça Federal de Alagoas (2018–2022) e IBGE (2022).
Nota: O TME de cada sede corresponde à média simples das Varas ali instaladas.

A Figura 3 apresenta a relação entre o grau de complexidade da demanda (Grau_Complex) e o Tempo Médio de Expedição (TME) para as 14 varas, com a curva de ajuste derivada do coeficiente $\beta = 0{,}244$. A dispersão evidencia que varas com maior complexidade tipológica — notadamente a 1ª e a 2ª — situam-se no extremo superior em ambas as dimensões, enquanto varas com demanda padronizada concentram-se próximas à origem. A curva exponencial sintetiza o achado central: cada unidade adicional de complexidade está associada a uma elevação de 27,7% no TME.

Figura 3 - Relação entre complexidade da demanda e tempo de expedição nas 14 Varas Federais de Alagoas (2018–2022).



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Justiça Federal de Alagoas (2018–2022) e nos resultados do modelo econométrico.

Com o objetivo de aprofundar a compreensão acerca da heterogeneidade existente entre as unidades jurisdicionais analisadas, a Tabela 6 apresenta a distribuição do total de requisitórios cadastrados por vara federal ao longo do período de 2018 a 2022. A análise desse indicador é particularmente relevante para a presente pesquisa, uma vez que a expedição de requisitórios constitui uma das atividades centrais das unidades estudadas e está diretamente relacionada ao volume de trabalho enfrentado por cada vara.

Observa-se, preliminarmente, uma expressiva assimetria na distribuição dos requisitórios entre as unidades. Enquanto algumas varas registraram volumes relativamente reduzidos ao longo do período analisado, outras concentraram quantidades substancialmente superiores de expedientes, evidenciando diferenças estruturais relevantes no perfil da demanda processual. Tal cenário reforça a necessidade de cautela na realização de comparações diretas de desempenho entre unidades jurisdicionais, uma vez que os resultados observados podem refletir não apenas aspectos gerenciais, mas também distintas condições operacionais e níveis de complexidade da demanda enfrentada.

Nesse contexto, a Tabela 6 fornece uma visão descritiva importante das características

das unidades analisadas, contribuindo para a compreensão dos fatores que justificam a adoção de mecanismos de ajuste e contextualização dos indicadores de desempenho propostos nesta pesquisa.

Tabela 6. Tempo Médio para Expedição em dias

VARA	Totais	2018	2019	2020	2021	2022
	Total Requisitórios Cadastrados	Total Requisitórios Cadastrados	Total Requisitórios Cadastrados	Total Requisitórios Cadastrados	Total Requisitórios Cadastrados	Total Requisitórios Cadastrados
AL-1ª VARA FEDERAL	55,55	3,40	18,42	20,62	8,45	4,65
AL-2ª VARA FEDERAL	48,69	0,67	2,25	16,02	12,16	17,59
AL-3ª VARA FEDERAL	6,23	0,49	0,85	2,44	1,36	1,09
AL-4ª VARA FEDERAL	7,47	0,46	1,88	2,08	1,65	1,39
AL-5ª VARA FEDERAL	0,36	0,05	0,16	0,07	0,05	0,03
AL-6ª VARA FEDERAL	125,73	23,56	30,50	22,52	25,11	24,03
AL-7ª VARA FEDERAL	73,53	10,98	15,20	13,87	18,39	15,09
AL-8ª VARA FEDERAL	0,71	0,11	0,12	0,13	0,17	0,18
AL-9ª VARA FEDERAL	149,33	29,32	33,72	29,09	25,50	31,71
AL-10ª VARA FEDERAL	49,97	10,31	9,98	7,63	7,55	14,50
AL-11ª VARA FEDERAL	64,03	9,20	11,04	11,55	14,91	17,32
AL-12ª VARA FEDERAL	52,17	9,92	9,50	9,45	9,07	14,22
AL-13ª VARA FEDERAL	3,53	0,35	0,45	0,73	1,15	0,87
AL-14ª VARA FEDERAL	135,81	24,35	32,85	25,94	27,57	25,10
TOTAIS	773,08	123,14	166,93	162,16	153,09	167,77

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Justiça Federal em Alagoas (2018 a 2022).

3.3. RESULTADOS DA REGRESSÃO E ANÁLISE DO PAINEL DE EFEITOS FIXOS

Após a consolidação dos dados de todas as 14 unidades da Seção Judiciária de Alagoas, procedeu-se à estimação do modelo de Efeitos Fixos (FE). A escolha por este modelo é justificada pelo teste de *Hausman*, que resultou em $\chi^2(7) = 13{,}02$ ($p = 0{,}071$). Esse valor situa-

se no limiar da significância convencional de 5%, não rejeitando formalmente o modelo de efeitos aleatórios.

No entanto, a escolha entre FE e RE não deve basear-se exclusivamente no p-valor. O modelo de efeitos aleatórios exige a hipótese de que os efeitos individuais (α_i) não sejam correlacionados com as variáveis explicativas — hipótese questionável neste contexto, uma vez que características não observadas das varas (cultura organizacional, estilo de gestão do juiz titular, rotinas internas consolidadas) provavelmente correlacionam com a composição da força de trabalho e com o perfil da demanda. Diante desse argumento substantivo, o modelo de efeitos fixos foi mantido como especificação de referência, por oferecer maior robustez contra viés de correlação entre efeitos não observados e regressores, ainda que ao custo de não identificar efeitos de variáveis com baixa variância *within*, como perc_efetivos.

3.3.1. Resultados do Modelo de Efeitos Fixos

A estimação do modelo de efeitos fixos, com erros-padrão robustos e clusterizados por unidade judicial, constitui a especificação de referência deste estudo. Esse modelo permite explorar a variação do TME ao longo do tempo dentro de cada vara, controlando para características não observadas invariantes no tempo, como rotinas administrativas consolidadas, cultura organizacional, perfil do magistrado titular e particularidades estruturais de cada unidade. A variável de carga de trabalho foi incluída em sua forma defasada em um período (Carga_{i,t-1}), de modo que o valor utilizado como regressor é predeterminado em relação ao TME corrente, reduzindo o risco de simultaneidade contemporânea.

O modelo apresenta poder explicativo relevante na dimensão *within* (R^2 = 0,635), indicando que parcela expressiva da variação temporal do TME dentro das varas é capturada pelas variáveis incluídas. O valor estimado de *rho* (0,656) revela que aproximadamente 65,6% da variância total do TME está associada a efeitos não observados específicos das unidades, o que confirma a presença de heterogeneidade estrutural relevante entre as varas e justifica a adoção da especificação de efeitos fixos. O teste F para a hipótese de ausência de efeitos individuais rejeita a hipótese nula ($p < 0,001$), reforçando essa interpretação. Os resultados são apresentados na Tabela 7, que reporta o modelo de efeitos fixos com erros-padrão robustos clusterizados por vara (especificação de referência).

Tabela 7. Resultados do modelo de efeitos fixos (variável dependente: *ln_TME*)

Variável	Coeficiente	Erro-padrão robusto	p-valor
carga_lag	-0,0038	0,0038	0,333
perc_efetivos	-0,39	1,072	0,722
grau_complex	0,244***	0,032	0
d_ano2	0,155***	0,055	0,014
d_ano3	0,296***	0,107	0,016
d_ano4	0,233*	0,133	0,102
d_ano5	0,232	0,148	0,14
Constante	4,782***	0,78	0

Nota: N = 820; 14 varas. R^2 (*within*) = 0,635; *rho* = 0,656. Erros-padrão robustos e clusterizados por vara. * p<0,10; ** p<0,05; *** p<0,01. A variável carga_lag corresponde ao valor da carga de trabalho defasado em um período (t-1). As *dummies* d_ano2 a d_ano5 referem-se aos anos de 2019, 2020, 2021 e 2022, respectivamente, tendo 2018 como categoria de referência
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados do software Stata 17 (2025).

3.3.2. Complexidade processual

O grau de complexidade dos processos constitui o achado mais robusto e consistente da análise empírica. O coeficiente estimado é positivo e estatisticamente significativo ao nível de 1% ($\beta = 0,244$; $p < 0,001$), indicando que variações no perfil da demanda enfrentada pelas unidades estão associadas a alterações relevantes no tempo de expedição dos requisitórios. A magnitude do coeficiente sugere que um aumento de uma unidade no índice de complexidade está associado a uma elevação de aproximadamente 27,7% no TME [$\exp(0,244) - 1 = 0,277$] — interpretação correta para modelos log-lineares em que a variável dependente é o logaritmo natural do TME, mantidas as demais variáveis constantes. Essa interpretação é válida no contexto intragrupo — ou seja, reflete o que ocorre dentro de uma mesma vara ao longo do tempo, não diferenças estruturais entre unidades.

A robustez desse resultado é notável: o coeficiente permanece positivo, significativo e com magnitude semelhante nas três especificações estimadas — efeitos fixos, efeitos aleatórios e *System*-GMM —, bem como nas três configurações da análise de robustez, incluindo a exclusão do ano de 2020 e a adição de uma variável de interação entre complexidade e o choque daquele ano. Esse padrão de estabilidade é particularmente informativo em um modelo com apenas 14 grupos, contexto em que resultados sensíveis à especificação são comuns.

Do ponto de vista substantivo, a associação positiva entre complexidade e TME é

compatível com a lógica organizacional da fase de execução judicial. Processos classificados como mais complexos tendem a envolver maior número de etapas de verificação, cálculos de liquidação mais elaborados, maior volume de informações a ser conferido e, frequentemente, maior necessidade de interação com sistemas externos para validação de dados. Esses elementos ampliam o tempo necessário para a conclusão do procedimento de expedição, independentemente da eficiência operacional da unidade. A literatura sobre desempenho organizacional no setor público indica que características externas à gestão, como o perfil e a complexidade da demanda, podem influenciar os indicadores de desempenho de forma mais determinante do que variáveis operacionais internas (BOUCKAERT; HALLIGAN, 2008; BOYNE, 2002).

A magnitude do coeficiente estimado (β = 0,244) merece atenção: ela implica associação de aproximadamente 27,7% [exp(0,244) − 1] no TME para cada unidade adicional no índice de complexidade. Esse valor é expressivo e coerente com o contexto da fase de expedição — processos que envolvem cálculo de liquidação, múltiplas etapas de verificação contábil e atualização monetária demandam esforço analítico substancialmente maior do que expedições padronizadas. Contudo, parte dessa magnitude pode refletir a presença de variáveis de controle omitidas não captadas pelas variáveis disponíveis, o que pode inflar o coeficiente por viés de variável omitida. Essa limitação reforça a interpretação dos resultados como associações condicionais no contexto analisado.

Ainda assim, essa associação deve ser interpretada com cautela. Não é possível descartar completamente a hipótese de que a distribuição de processos entre varas seja, em alguma medida, endógena ao desempenho das unidades — por exemplo, se varas com menor TME tiverem tendência a receber processos mais complexos por mecanismos institucionais de distribuição. O modelo de efeitos fixos controla parte dessa heterogeneidade ao operar sobre a variação temporal interna de cada vara, mas não elimina esse canal caso ele opere ao longo do tempo. Essa limitação deve ser considerada na interpretação dos resultados.

3.3.3. Carga de trabalho

A variável de carga de trabalho defasada (Carga_{i,t-1}) apresenta coeficiente negativo e não estatisticamente significativo (β = -0,004; p = 0,333). Esse resultado é consistente com a especificação original, que utilizava a carga contemporânea, indicando que a substituição pela forma defasada — metodologicamente mais defensável frente ao risco de simultaneidade —

preserva as conclusões substantivas e fornece base mais sólida para a interpretação.

A ausência de significância estatística para a carga de trabalho não deve ser interpretada, de forma simplificada, como evidência de que o volume de demanda é irrelevante para o tempo de expedição. Há pelo menos dois mecanismos que podem atenuar ou distorcer o coeficiente estimado. O primeiro é o erro de mensuração associado à construção do indicador sintético de carga, que combina diferentes tipos de tarefa com pesos diferenciados. A atribuição de pesos envolve escolhas metodológicas que introduzem imprecisão na medição da carga efetiva, gerando potencial viés de atenuação — isto é, uma tendência a subestimar a magnitude do coeficiente em direção a zero (WOOLDRIDGE, 2010). A análise de robustez com pesos uniformes, apresentada no Apêndice A.6, confirmou que as conclusões não variam com a escolha dos pesos, o que atenua, mas não elimina, essa preocupação.

O segundo mecanismo diz respeito à possível não linearidade da relação entre carga e TME. A análise descritiva apresentada na seção 4.2 evidenciou que unidades com elevada carga de trabalho não necessariamente apresentam maiores tempos de expedição — pelo contrário, varas com alta demanda, como a 14ª e a 9ª, registraram alguns dos menores valores de TME. Esse padrão sugere que a relação entre volume de trabalho e desempenho pode ser mediada por fatores organizacionais não observados, como a adoção de rotinas mais eficientes em ambientes de alta demanda, o que dificultaria sua captura por um regressor linear simples. A impossibilidade de rejeitar a hipótese nula deve, portanto, ser interpretada como resultado consistente com as limitações de identificação inerentes ao desenho do estudo, e não como evidência definitiva de ausência de efeito.

Um resultado adicional relevante emerge do modelo de efeitos aleatórios: o coeficiente de carga_lag é negativo e estatisticamente significativo ($\beta = -0{,}008$; $p = 0{,}017$), sugerindo que, na dimensão *between*, varas estruturalmente com maior carga tendem a ter menor TME. Esse resultado é coerente com a hipótese H2 na dimensão entre unidades — varas que processam maior volume de forma sistemática tendem a desenvolver rotinas mais eficientes, reduzindo o tempo de expedição *(*DIMITROVA-GRAJZL et al., 2012). Embora a estimação via RE não seja o método de referência deste estudo (devido à possível correlação entre efeitos não observados e regressores), esse resultado matiza a interpretação da carga como variável não significativa: ela é não significativa na variação temporal *within* de cada vara, mas o efeito estrutural *between* existe e tem sinal esperado.

A variável carga_lag apresentou coeficiente negativo e não estatisticamente significativo no modelo de efeitos fixos ($\beta = -0{,}004$; $p = 0{,}315$). Esse resultado não deve ser

interpretado como evidência de que a carga de trabalho não afeta o TME. Como discutido na seção de limitações, a defasagem mitiga a simultaneidade contemporânea, mas não elimina completamente a possível endogeneidade dinâmica residual decorrente da persistência temporal do TME. O viés resultante tende a atenuar o coeficiente em direção a zero.

3.3.4. Composição da força de trabalho

A variável de composição da força de trabalho, medida pela proporção de servidores efetivos em cada vara (Perc_Efetivos), também não apresenta significância estatística (β = -0,390; p = 0,722). Embora o sinal negativo do coeficiente seja coerente com a hipótese de que maior estabilidade e experiência acumulada da equipe estejam associadas a menores tempos de expedição, a magnitude estimada é instável entre especificações e não permite inferências robustas.

A interpretação desse resultado demanda atenção especial a uma limitação estrutural identificada por meio da decomposição de variância, apresentada na Tabela 8 a seguir. A variável Perc_Efetivos apresenta desvio-padrão *within* de apenas 0,031, contra 0,198 na dimensão *between*. Essa discrepância indica que a proporção de servidores efetivos é relativamente estável ao longo do tempo dentro de cada vara ao longo dos 60 meses analisados, variando principalmente entre unidades. O estimador de efeitos fixos opera exclusivamente sobre a variação temporal intragrupo (dimensão *within*), eliminando por construção toda a variação entre varas. Quando uma variável apresenta baixíssima variação *within* — como é o caso —, o estimador dispõe de informação insuficiente para identificar seu efeito com precisão, resultando em coeficientes instáveis e intervalos de confiança amplos.

Tabela 8. Decomposição da Variância das Variáveis do Modelo

Variável	Std. Dev. Total	*Between* (entre varas)	*Within* (dentro da vara)	Razão W/B
ln_TME	1,237	1,036	0,724	0,70
carga_lag	28,89	28,00	10,29	0,37
perc_efetivos	0,105	0,198	0,031 [1]	0,16
grau_complex	3,095	2,168	2,169	1,00

Nota: A razão W/B corresponde ao quociente entre o desvio-padrão *within* e o desvio-padrão *between*. Valores próximos a zero indicam que a variável é predominantemente estável ao longo do tempo dentro das unidades, o que limita a capacidade do estimador FE de identificar seu efeito. O destaque em vermelho para Perc_Efetivos indica a limitação estrutural de identificação discutida no texto. [1] O desvio-padrão *within* de Perc_Efetivos (0,031) é expressivamente inferior ao *between* (0,198), configurando limitação estrutural de identificação discutida na seção 3.3.4.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados do software Stata 17 (2025).

Esse resultado tem implicação direta para a interpretação: a ausência de significância estatística do Perc_Efetivos é, em grande medida, uma consequência esperada do desenho metodológico, e não necessariamente evidência de que a composição da equipe seja irrelevante para o desempenho das unidades. A relação entre estabilidade da força de trabalho e eficiência organizacional é bem documentada na literatura de capital humano (BECKER, 1993) e há razões teóricas consistentes para esperar que a continuidade dos servidores contribua para a padronização de procedimentos e a redução de custos de coordenação em atividades complexas como a liquidação e expedição de requisitórios. O que os dados não permitem — dado o desenho do painel — é estimar esse efeito com precisão a partir da variação temporal dentro das varas.

Adicionalmente, conforme discutido na seção 3.3.4, a alocação de servidores pode responder ao desempenho passado das unidades, configurando um canal de endogeneidade por mecanismo institucional. Varas com desempenho insatisfatório podem receber reforços de pessoal, e varas mais eficientes podem ceder servidores para outras unidades, criando correlação entre o percentual de efetivos e o TME que não reflete necessariamente um efeito causal direto. Esse mecanismo, combinado com a baixa variância *within*, torna os resultados para essa variável inconclusivos no presente estudo.

A proporção de servidores efetivos (Perc_Efetivos) não apresentou coeficiente significativo no modelo de efeitos fixos ($\beta = -0{,}397$; $p = 0{,}712$). Novamente, esse resultado não constitui evidência de ausência de efeito. A variável possui baixíssima variância *within* ($\sigma = 0{,}031$), o que limita mecanicamente o poder identificatório do estimador de efeitos fixos.

Para contornar essa limitação, foi estimado o modelo de Mundlak (1978). Na dimensão *between*, o coeficiente de mean_efetivos também não se mostrou estatisticamente significativo ($\beta = 1{,}677$; $p = 0{,}286$). O teste conjunto das médias individuais rejeitou a hipótese nula ($\chi^2(3) = 14{,}05$; $p = 0{,}0028$), confirmando a relevância da dimensão *between* para explicar o TME, mas indicando que a composição da força de trabalho não apresenta associação robusta com o indicador analisado.

3.3.5. Efeitos temporais

As *dummies* anuais incluídas no modelo apresentam coeficientes positivos e estatisticamente significativos para os anos de 2019 (d_ano2: $\beta = 0{,}155$; $p = 0{,}014$) e 2020

(d_ano3: $\beta = 0{,}296$; $p = 0{,}016$), com resultados no limiar da significância para 2021 e 2022. Esses coeficientes capturam variações sistemáticas ao longo do período que são comuns a todas as varas, independentemente de suas características específicas. Tendo 2018 como ano de referência, os resultados indicam que o TME foi sistematicamente mais elevado nos anos subsequentes, em particular em 2020, o que é consistente com o contexto institucional daquele período.

O coeficiente positivo e significativo para 2020 reflete, ao menos em parte, o comportamento atípico já documentado na análise descritiva: a liquidação concentrada de passivos acumulados naquele ano, associada à edição da Lei nº 14.057/2020 e ao contexto fiscal excepcional da pandemia de COVID-19, gerou pressão operacional sobre as unidades e pode ter contribuído para o aumento do TME naquele período. A análise de robustez com interação entre complexidade e a *dummy* de 2020, apresentada no Apêndice A.6, revelou que esse efeito foi particularmente intenso para processos de maior complexidade, sugerindo que o choque de 2020 amplificou a relação entre perfil da demanda e tempo de expedição.

A progressiva perda de significância das *dummies* para 2021 e 2022 pode indicar uma gradual acomodação das unidades ao novo patamar operacional pós-pandemia, embora os coeficientes positivos persistentes sugiram que o nível do TME permaneceu acima do observado em 2018 ao longo de todo o período analisado. Esses resultados reforçam a importância de controlar para choques temporais comuns nas análises de desempenho de unidades judiciais, especialmente em períodos marcados por alterações institucionais e contextuais relevantes.

As dummies de ano indicam um aumento geral do TME ao longo do período, especialmente em 2020. O modelo *System*-GMM exploratório (caráter meramente descritivo) sugere persistência temporal relevante no TME, embora com limitações de instrumentação (ver Apêndice A.5).

3.3.6. Heterogeneidade entre varas

O valor estimado de *rho* (0,656) indica que aproximadamente 65,6% da variância total do TME está associada a efeitos não observados específicos das unidades, reforçando a presença de heterogeneidade estrutural relevante entre as varas. O teste F para efeitos fixos rejeita a hipótese de ausência de efeitos individuais ($p < 0{,}001$), confirmando a adequação da especificação adotada. O modelo apresenta R^2 *within* de 0,635, indicando que parcela expressiva da variação temporal do TME dentro das varas é capturada pelas variáveis incluídas.

Uma contribuição interpretativa adicional decorre do próprio conteúdo informacional dos efeitos fixos estimados (α_i). Na especificação adotada, α_i absorve a totalidade das características não observadas invariantes no tempo de cada vara — qualidade da gestão interna, organização dos fluxos de trabalho, experiência acumulada da equipe e cultura organizacional. Por construção, esse componente captura o que a literatura de avaliação organizacional denomina eficiência residual de gestão: o desempenho da unidade não explicado pelas condições observáveis de carga e complexidade (BOYNE, 2002). Varas com α_i estimado negativo apresentam TME sistematicamente abaixo do previsto pelo modelo, indicando maior eficiência relativa de gestão; varas com α_i positivo apresentam TME acima do esperado, sugerindo ineficiência residual. Essa perspectiva implica que sistemas de avaliação baseados no TME bruto penalizam unidades que atendem demandas objetivamente mais complexas, enquanto a comparação mais adequada utilizaria o TME ajustado pelo perfil da demanda como base de referência (BONIFÁCIO, 2023; YEUNG; AZEVEDO, 2011).

Logo, existe heterogeneidade relevante não capturada pelas variáveis observadas, conforme indicado pelo sigma_u do modelo de efeitos fixos.

3.4. RESULTADOS DO MODELO DE EFEITOS ALEATÓRIOS

O modelo de efeitos aleatórios foi estimado com o objetivo de subsidiar o teste de Hausman e oferecer referência comparativa aos resultados do modelo de efeitos fixos. Os coeficientes obtidos apresentaram sinais e magnitudes semelhantes, especialmente no que se refere à variável de complexidade, que permanece positiva e estatisticamente significativa ($\beta = 0{,}247$; $p < 0{,}001$) — resultado virtualmente idêntico ao do modelo de efeitos fixos. Essa convergência entre os modelos é informativa: quando FE e RE produzem estimativas similares para uma variável, há evidência de que o viés de heterogeneidade não observada não é severo para aquele coeficiente específico.

Contudo, a interpretação dos resultados do modelo de efeitos aleatórios depende de uma hipótese central: a ausência de correlação entre os efeitos não observados específicos das varas e as variáveis explicativas. No presente contexto, essa hipótese é questionável. Características não observadas das unidades — como a qualidade da gestão interna, a experiência acumulada da equipe e a organização dos fluxos de trabalho — podem estar correlacionadas com variáveis como a complexidade processual e a composição da força de trabalho, violando a premissa do modelo de efeitos aleatórios. O teste de Hausman apresentou $\chi^2(7) = 13{,}02$ ($p = 0{,}071$), resultado no limiar da significância convencional, o que não fornece evidência conclusiva em favor de

nenhum dos modelos, mas não contraria a suspeita de correlação.

Como diagnóstico complementar, estimou-se a especificação de Mundlak (1978), na qual as médias temporais das variáveis explicativas por vara são incluídas como regressores auxiliares no modelo RE. O teste conjunto das médias produziu $\chi^2(3) = 14{,}05$ ($p = 0{,}003$), rejeitando a hipótese de ausência de correlação entre os efeitos não observados e os regressores. Esse resultado fornece evidência mais direta do que o teste de Hausman convencional para justificar a adoção do FE como estimador de referência, uma vez que o Hausman apresentou resultado no limiar da significância ($p = 0{,}071$) enquanto o teste de Mundlak rejeita com margem confortável. Os resultados completos da especificação de Mundlak encontram-se no Apêndice A.7.

Diante dessas considerações, optou-se por adotar o modelo de efeitos fixos como referência principal, em função de sua maior robustez a essa possível fonte de viés. Os resultados do modelo de efeitos aleatórios são reportados na Tabela 9 na seção seguinte, para fins de comparação.

Tabela 9. Comparação entre modelos (FE, RE e *System*-GMM)

Variável	**FE**	**RE**	***System*-GMM**
carga_lag	-0,004	-0,007**	-0,006***
perc_efetivos	-0,390	-0,384	-0,009
grau_complex	0,244***	0,247***	0,144***
d_ano2	0,155***	0,188***	0,062*
d_ano3	0,296***	0,310***	0,086*
d_ano4	0,233*	0,274**	0,014
d_ano5	0,232	0,269*	0,000
ln_TME (t-1)	—	—	0,524***
Diagnósticos GMM	—	—	
N instrumentos	—	—	560
AR(1) p-valor	—	—	0,002
AR(2) p-valor	—	—	0,007 [2]
R^2 *within*	0,635	—	—
N	820	834	818

*Nota: Erros-padrão robustos clusterizados por vara. * p<0,10; ** p<0,05; *** p<0,01. O símbolo [2] na linha AR(2) indica violação da hipótese de ausência de autocorrelação de segunda ordem, o que compromete a validade dos instrumentos do modelo GMM. O número de instrumentos (560) supera em larga margem o número de grupos (N = 14), comprometendo o poder dos testes de sobreidentificação (ROODMAN, 2009).*
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados do software Stata 17 (2025).

Os resultados do modelo dinâmico estimado via *System*-GMM devem ser interpretados com cautela significativa, em razão de duas limitações identificadas nos diagnósticos. Primeiro, o número de instrumentos gerados pelo estimador atingiu 560, valor que supera em larga margem o número de grupos da amostra (N = 14), com razão de aproximadamente 40 instrumentos por grupo. A literatura sobre GMM em dados em painel estabelece que, quando o número de instrumentos se aproxima ou supera o número de grupos, os testes de sobreidentificação — como o teste de Hansen — perdem poder e tendem a produzir p-valores artificialmente elevados, o que compromete sua capacidade de detectar instrumentos inválidos (ROODMAN, 2009; BUN; WINDMEIJER, 2010). Ademais, a proliferação de instrumentos pode gerar overfitting da matriz de momentos, produzindo estimativas que parecem precisas mas carecem de validade assintótica.

Segundo, o teste de Arellano–Bond para autocorrelação de segunda ordem rejeitou a hipótese nula (AR(2): z = 2,71; p = 0,007), indicando a presença de autocorrelação nos resíduos em primeiras diferenças além de um período. Essa condição invalida as defasagens de ordem 2 como instrumentos válidos, comprometendo a identificação do modelo. Tentativas de restringir o número de instrumentos mediante limitação das defasagens não eliminaram o problema de AR(2), limitação esperada em painéis com dimensão temporal elevada (T ≈ 60) e número reduzido de grupos, para os quais o estimador *System*-GMM não foi originalmente desenvolvido (ARELLANO; BOND, 1991; BLUNDELL; BOND, 1998).

Diante dessas restrições, os resultados do modelo dinâmico são reportados com finalidade estritamente descritiva e exploratória, não sendo utilizados como base para inferências causais. O achado substantivamente relevante extraído dessa especificação é o coeficiente positivo e significativo da variável dependente defasada (ln_TME_{t-1}: $\beta = 0{,}524$; $p < 0{,}001$), que documenta a presença de persistência temporal relevante no indicador analisado. Esse resultado sugere que o TME observado em determinado mês carrega informação significativa sobre o TME do mês seguinte, indicando que o desempenho das unidades não é inteiramente determinado por fatores contemporâneos.

Essa evidência de persistência é substantivamente importante e coerente com a interpretação organizacional do fenômeno: estoques processuais acumulados em períodos

anteriores, rotinas administrativas consolidadas ao longo do tempo e inércias organizacionais específicas de cada vara podem influenciar o comportamento do TME de forma intertemporal. A magnitude do coeficiente — indicando que aproximadamente 52% da variação do TME em um período se associa ao valor do período anterior — é expressiva e consistente com o padrão de persistência temporal observado na análise descritiva. Contudo, dadas as limitações identificadas, esse coeficiente não deve ser interpretado como estimativa causal precisa.

A comparação entre os três modelos apresentados na Tabela 8 permite uma leitura integrada da estabilidade dos resultados. O grau de complexidade mantém coeficiente positivo e significativo nas três especificações, ainda que com variação na magnitude — de 0,244 no FE a 0,144 no GMM. Essa redução no GMM pode refletir, em parte, os problemas de instrumentação discutidos, e não necessariamente um efeito menor da complexidade quando se controla para dinâmica temporal. As variáveis de carga e força de trabalho apresentam maior sensibilidade à especificação, com mudanças de magnitude e significância entre modelos, padrão compatível com a presença de endogeneidade não resolvida e limitações de identificação.

3.4.1. Síntese e Interpretação dos Resultados

A análise conjunta dos resultados obtidos nas diferentes especificações permite uma leitura integrada dos fatores associados à variação do TME entre as varas da Justiça Federal de Alagoas no período analisado. Três padrões se destacam como principais contribuições empíricas do estudo.

O primeiro e mais robusto refere-se à associação positiva e consistente entre o grau de complexidade dos processos e o TME. Esse resultado — estável em todas as especificações estimadas e nos três testes de robustez realizados — sugere que fatores estruturais relacionados ao perfil da demanda exercem papel determinante na dinâmica do tempo de expedição de requisitórios. A implicação substantiva é relevante: a variação do TME entre varas e ao longo do tempo parece estar mais associada a características da demanda do que a variáveis operacionais sujeitas à discricionariedade de gestores. Esse achado dialoga com a literatura sobre eficiência judicial que destaca a importância de considerar o perfil dos processos na avaliação comparativa de unidades (BOUCKAERT; HALLIGAN, 2008; YEUNG; AZEVEDO, 2011).

O segundo padrão refere-se à inconclusividade dos resultados para variáveis operacionais — carga de trabalho e composição da força de trabalho. A ausência de resultados

robustos para essas variáveis não implica que sejam irrelevantes para o desempenho das unidades. Como discutido nas subseções anteriores, a insignificância pode refletir limitações estruturais de identificação — particularmente a baixíssima variância *within* do Perc_Efetivos e o possível erro de mensuração na variável de carga — além de mecanismos de endogeneidade que os estimadores utilizados não conseguem resolver completamente. A interpretação correta é que os dados disponíveis e o desenho do estudo não permitem estimar esses efeitos com precisão, e não que eles sejam necessariamente nulos.

O terceiro padrão diz respeito à persistência temporal do TME, documentada pelo coeficiente significativo da variável dependente defasada no modelo dinâmico. Ainda que os problemas de estimação do GMM impeçam a interpretação causal desse coeficiente, a evidência de que o TME corrente está associado ao TME passado é substantivamente informativa: sugere que o desempenho das unidades carrega inércia, refletindo condições acumuladas ao longo do tempo que não são inteiramente capturadas por variáveis contemporâneas. Esse resultado é coerente com a hipótese de que estoques processuais herdados e rotinas administrativas consolidadas exercem influência intertemporal sobre o indicador analisado.

Em conjunto, esses padrões indicam que a variação do TME resulta de uma combinação de fatores estruturais, organizacionais e dinâmicos, nenhum dos quais captura isoladamente a totalidade do fenômeno. A estratégia empírica adotada permite identificar associações condicionais no contexto analisado, mas não relações causais estritas. As limitações de identificação discutidas ao longo desta seção — endogeneidade residual, baixa variância *within* de variáveis relevantes, impossibilidade de instrumentação adequada no GMM — são inerentes ao desenho observacional do estudo e devem ser consideradas na interpretação dos resultados e em pesquisas futuras que busquem avançar na compreensão dos determinantes do desempenho na fase de execução judicial.

4. PRODUTO TÉCNICO-TECNOLÓGICO: PROTOCOLO INSTITUCIONAL DE AVALIAÇÃO DE DESEMPENHO AJUSTADO PELA COMPLEXIDADE (PIADEC-JFAL)

4.1. CONTEXTUALIZAÇÃO DO PROBLEMA ORGANIZACIONAL

Os sistemas contemporâneos de gestão pública têm atribuído crescente relevância à mensuração de desempenho como instrumento de monitoramento, controle e aprimoramento organizacional (BEHN, 2003; BOUCKAERT; HALLIGAN, 2008). No Poder Judiciário brasileiro, essa orientação foi intensificada a partir da criação do Conselho Nacional de Justiça (CNJ), que passou a desenvolver mecanismos de acompanhamento da produtividade judicial baseados em indicadores quantitativos padronizados, com destaque para métricas temporais — em particular o tempo de tramitação processual —, utilizadas para comparar unidades jurisdicionais, subsidiar políticas de gestão e orientar processos de tomada de decisão (CNJ, 2023).

A utilização de indicadores temporais para fins comparativos pressupõe implicitamente que as unidades avaliadas operam sob condições estruturalmente equivalentes de demanda. Quando essa premissa não se sustenta empiricamente, as diferenças registradas pelos indicadores podem refletir não apenas distintos níveis de eficiência administrativa, mas também diferenças estruturais associadas à natureza e à complexidade da demanda processual enfrentada por cada unidade. Comparar unidades heterogêneas por meio de indicadores brutos equivale a avaliar organizações por resultados que dependem, em parte significativa, de fatores anteriores a qualquer escolha gerencial.

Os resultados empíricos desta pesquisa evidenciaram precisamente essa limitação no contexto das varas federais de Alagoas. A análise econométrica, baseada em dados em painel mensal de 14 varas no período de 2018 a 2022, demonstrou que o grau de complexidade da demanda processual exerce influência positiva e estatisticamente significativa sobre o Tempo Médio de Expedição (TME), com coeficiente $\beta = 0{,}244$ ($p < 0{,}001$), estável em sete especificações distintas e confirmado por testes de permutação com 999 repetições. Esse resultado indica que parte relevante da variação observada entre varas decorre de fatores

estruturais vinculados ao perfil da demanda, e não exclusivamente de práticas gerenciais. A heterogeneidade tipológica das unidades torna as comparações diretas pelo TME bruto analiticamente problemáticas e potencialmente injustas.

É para superar essa limitação que se propõe o PIADEC-JFAL — Protocolo Institucional de Avaliação de Desempenho Ajustado pela Complexidade da Justiça Federal de Alagoas. O protocolo operacionaliza, com dados já disponíveis nos sistemas institucionais do Tribunal Regional Federal da 5ª Região (TRF5), o ajuste do TME observado pelo componente estrutural de complexidade estimado empiricamente nesta dissertação, produzindo um indicador ajustado — o TME-Aj — que permite comparações mais válidas entre unidades com perfis distintos de demanda.

4.2. JUSTIFICATIVA PARA O DESENVOLVIMENTO DO PRODUTO

O desenvolvimento do PIADEC-JFAL fundamenta-se em três ordens de justificativa — empírica, teórica e institucional —, que se articulam de forma complementar.

A justificativa empírica decorre diretamente dos resultados desta pesquisa. O coeficiente $\beta = 0{,}244$ ($p < 0{,}001$) estimado para o grau de complexidade processual indica que cada unidade adicional no índice Grau_Complex está associada a um aumento de aproximadamente 27,7% no TME [$\exp(0{,}244) - 1 = 0{,}277$]. Esse efeito manteve-se positivo, significativo e com magnitude semelhante em todas as especificações estimadas — incluindo efeitos fixos, efeitos aleatórios, System-GMM exploratório e três configurações de robustez —, o que atribui ao coeficiente elevado grau de estabilidade empírica. O teste de sensibilidade com o índice defasado em um período produziu $\beta = 0{,}211$, confirmando a direção e a ordem de grandeza do achado. Esses resultados indicam que diferenças observadas entre unidades no TME não podem ser interpretadas exclusivamente como diferenças de eficiência gerencial sem que se desconte o componente estrutural de complexidade da demanda.

A justificativa teórica apoia-se na literatura sobre avaliação organizacional no setor público, que reconhece que sistemas de mensuração de desempenho precisam incorporar fatores contingenciais que condicionam os resultados produzidos pelas organizações (BOYNE, 2002; BOUCKAERT; HALLIGAN, 2008). A teoria da contingência organizacional (LAWRENCE; LORSCH, 1967) postula que o desempenho de unidades é condicionado pelo perfil e pela complexidade do ambiente de demanda — perspectiva diretamente aplicável ao contexto das varas federais, cujas diferenças de composição tipológica geram distintas condições operacionais que indicadores brutos não conseguem

capturar. Organizações submetidas a condições objetivamente distintas não podem ser avaliadas por indicadores que abstraem essas diferenças estruturais.

A justificativa institucional alinha o PIADEC-JFAL às recomendações da *Commission Européenne pour l'Efficacité de la Justice* (CEPEJ), principal referência internacional em metodologia de avaliação comparativa de sistemas judiciais. A CEPEJ parte do pressuposto de que diferenças na composição da demanda comprometem comparações diretas entre unidades judiciais e constrói toda a sua arquitetura de indicadores para neutralizar esse efeito, por meio de diferenciação tipológica, controle contextual e perspectiva longitudinal (CEPEJ, 2022). O PIADEC-JFAL incorpora essa lógica ao contexto brasileiro: o coeficiente $\beta = 0{,}244$ representa exatamente o componente estrutural que qualquer sistema de avaliação comparativa precisa descontar antes de emitir um juízo sobre o desempenho relativo das unidades.

4.3. OBJETIVOS DO PRODUTO

O objetivo geral do PIADEC-JFAL é desenvolver e operacionalizar um mecanismo institucional de ajuste dos indicadores de desempenho judicial pela complexidade da demanda processual, tornando as comparações entre varas analiticamente mais válidas e gerencialmente mais úteis.

São objetivos específicos do protocolo: (i) reduzir os vieses comparativos decorrentes da heterogeneidade tipológica da demanda entre unidades judiciais; (ii) qualificar os processos de avaliação de desempenho por meio da distinção entre variação estrutural e variação gerencial do TME; (iii) subsidiar decisões de alocação de recursos humanos e planejamento institucional com base em diagnóstico ajustado; (iv) apoiar a governança baseada em evidências no âmbito da JFAL e, potencialmente, de outras seções judiciárias; e (v) oferecer instrumento de monitoramento contínuo compatível com as recomendações da CEPEJ e alinhado às diretrizes do CNJ.

4.4. ARQUITETURA CONCEITUAL DO PRODUTO

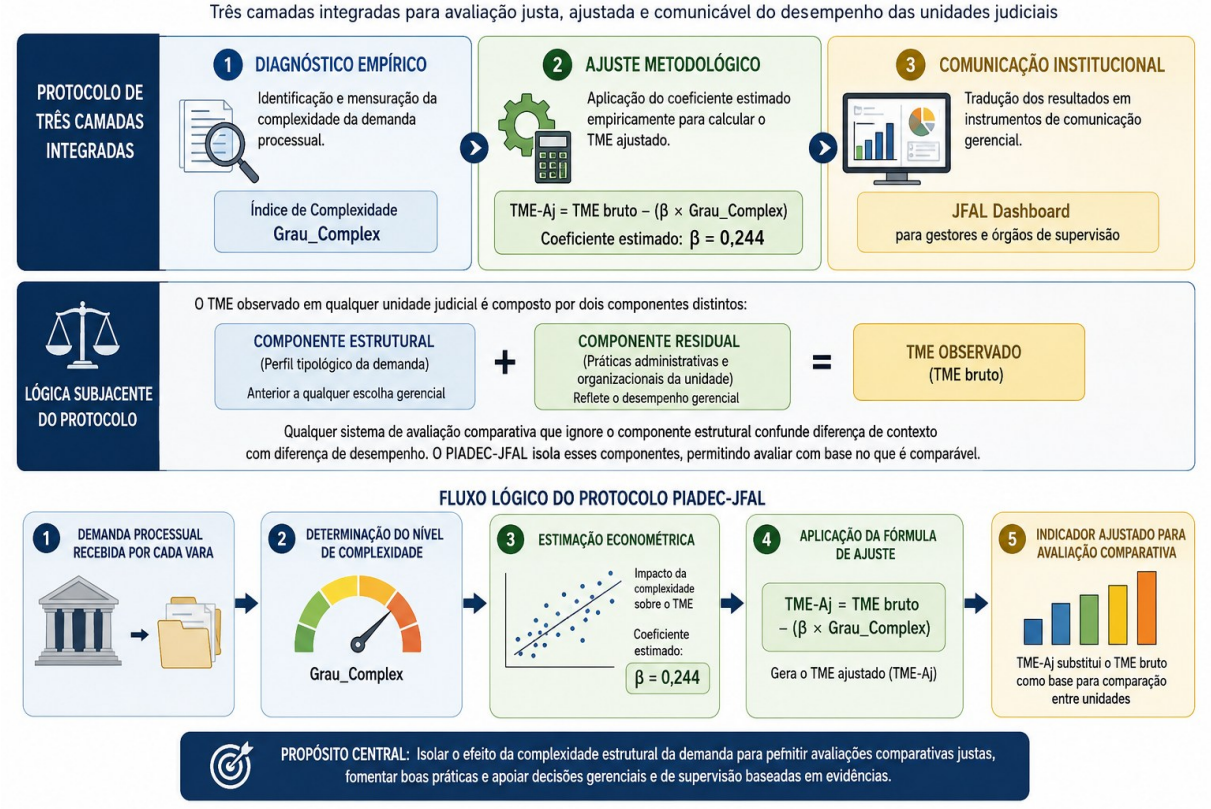
O PIADEC-JFAL estrutura-se como protocolo de três camadas integradas: diagnóstico empírico, ajuste metodológico e comunicação institucional. A primeira camada compreende a identificação e a mensuração da complexidade da demanda processual por meio do índice Grau_Complex. A segunda camada aplica o coeficiente estimado empiricamente para calcular

o TME ajustado. A terceira camada traduz os resultados em instrumentos de comunicação gerencial — o JFAL Dashboard — destinados a gestores e órgãos de supervisão.

A lógica subjacente ao protocolo parte do reconhecimento de que o TME observado em qualquer unidade judicial é composto por dois componentes distintos: um componente estrutural, determinado pelo perfil tipológico da demanda e anterior a qualquer escolha gerencial; e um componente residual, que reflete efetivamente as práticas administrativas e organizacionais da unidade. Qualquer sistema de avaliação comparativa que ignore o componente estrutural confunde diferença de contexto com diferença de desempenho. A função do PIADEC-JFAL é isolar esses dois componentes, permitindo que gestores e órgãos de controle avaliem o desempenho com base no que é comparável.

O fluxo lógico do protocolo pode ser representado da seguinte forma: a demanda processual recebida por cada vara determina o nível de complexidade, que é mensurado pelo índice Grau_Complex; a estimação econométrica quantifica o impacto dessa complexidade sobre o TME, produzindo o coeficiente $\beta = 0{,}244$; esse coeficiente é aplicado à fórmula de ajuste para calcular o TME-Aj; e o indicador ajustado substitui o TME bruto como base para avaliação comparativa entre unidades.

Figura 4 - Fluxo conceitual do PIADEC-JFAL



Fonte: Elaborado pelo autor.

4.5. ESTRUTURA METODOLÓGICA DO PROTOCOLO

4.5.1. Etapa 1 – Mensuração da Complexidade da Demanda

O índice Grau_Complex constitui o insumo central do protocolo. Sua construção baseia-se na composição tipológica da carteira de requisitórios de cada vara em cada período, ponderando os diferentes tipos de tarefa associados à expedição de RPVs e precatórios pelo esforço analítico que cada categoria demanda. A lógica subjacente reproduz, no plano operacional, o princípio de diferenciação tipológica da CEPEJ: antes de comparar tempos de expedição, é necessário controlar pelo que está sendo expedido.

Os pesos utilizados na construção do índice derivam de procedimentos internos da JFAL, refletindo a hierarquia de complexidade operacional reconhecida institucionalmente — com liquidações complexas de precatórios no extremo superior e expedições padronizadas de RPVs de baixo valor no extremo inferior. Essa derivação a partir de procedimentos internos é uma limitação reconhecida do índice, discutida na seção 4.13, e distingue o Grau_Complex dos índices da CEPEJ, cujos pesos são validados por painéis de especialistas com abrangência supranacional.

O índice é calculado mensalmente por vara a partir dos dados de composição tipológica dos requisitórios expedidos, disponíveis no sistema de Business Intelligence (BI) do TRF5. O valor resultante — que varia de aproximadamente −0,5 a 16,0 nas varas da JFAL no período analisado — captura a intensidade relativa do esforço analítico exigido pela demanda de cada unidade em cada período, sendo diretamente comparável entre varas e ao longo do tempo.

4.5.2. Etapa 2 – Quantificação do Impacto da Complexidade sobre o TME

A quantificação do impacto da complexidade sobre o TME foi realizada por meio do modelo econométrico de efeitos fixos (FE) estimado nesta dissertação. O modelo de referência é:

$$ln(TME_it) = \beta_0 + \beta_1 \cdot carga_\{i,t-1\} + \beta_2 \cdot Perc_Efetivos_it + \beta_3 \cdot Grau_Complex_it + \gamma_t + \alpha_i + \varepsilon_it$$

onde i representa a vara, t o período mensal, γ_t os efeitos temporais capturados por dummies anuais, α_i os efeitos fixos específicos de cada unidade, e ε_it o termo de erro idiossincrático. O estimador FE opera sobre a variação *within* — ou seja, a variação temporal

dentro de cada vara —, controlando por toda a heterogeneidade não observada invariante no tempo. A robustez do coeficiente estimado para o Grau_Complex ($\beta_3 = 0{,}244$; $p < 0{,}001$) foi confirmada pelo estimador de Mundlak (1978), cujo teste conjunto das médias individuais produziu $\chi^2(3) = 14{,}05$ ($p = 0{,}003$), rejeitando a hipótese de ausência de correlação entre efeitos não observados e regressores e validando a preferência pelo FE como estimador consistente.

O coeficiente $\beta_3 = 0{,}244$ é o parâmetro central do PIADEC-JFAL. Em um modelo log-linear, esse coeficiente implica que cada unidade adicional no Grau_Complex está associada a um aumento de aproximadamente 27,7% no TME [$\exp(0{,}244) - 1 = 0{,}277$]. Esse é o componente estrutural que o protocolo desconta para produzir o TME ajustado.

4.5.3. Etapa 3 – Cálculo do Indicador Ajustado

A fórmula central do PIADEC-JFAL é:

$$TME\text{-}Aj = TME_obs \,/\, exp(0{,}244 \times Grau_Complex)$$

onde TME_obs é o Tempo Médio de Expedição observado da vara no período, Grau_Complex é o índice de complexidade da demanda daquela vara no mesmo período, e 0,244 é o coeficiente empírico estimado pelo modelo FE. O denominador exp(0,244 × Grau_Complex) representa o fator de ajuste — isto é, a elevação esperada do TME atribuível exclusivamente ao perfil tipológico da demanda, independentemente das práticas gerenciais da unidade. Ao dividir o TME observado por esse fator, obtém-se um TME depurado do componente estrutural, que reflete com maior fidelidade o desempenho efetivo da unidade.

O TME-Aj pode ser interpretado como a estimativa do TME que a vara apresentaria caso sua demanda tivesse complexidade média (Grau_Complex = 0), mantidas inalteradas suas características organizacionais e operacionais. Essa interpretação permite comparações diretas entre varas com perfis de demanda distintos e, ao longo do tempo, o monitoramento da evolução do desempenho gerencial descontado o efeito estrutural da complexidade.

4.6. PROCEDIMENTOS OPERACIONAIS DE IMPLEMENTAÇÃO

A implementação do PIADEC-JFAL estrutura-se em quatro fases sequenciais, todas realizáveis com a infraestrutura tecnológica e os dados já disponíveis no âmbito do TRF5 e da JFAL.

A Fase 1 compreende a extração semestral dos dados de composição tipológica dos requisitórios por vara a partir do sistema de Business Intelligence do TRF5. Os dados necessários — volume de requisitórios por tipo e por vara, com periodicidade mensal — já são rotineiramente produzidos pelos sistemas de gestão da JFAL, não demandando coleta adicional. A extração pode ser realizada por analista do setor de estatística ou da corregedoria seccional, com acesso regular ao BI institucional.

A Fase 2 compreende o cálculo do índice Grau_Complex e do fator de ajuste para cada vara no período considerado. A partir dos dados extraídos, o Grau_Complex é calculado mediante ponderação dos volumes de cada tipo de requisitório pelos pesos institucionais correspondentes. O fator de ajuste exp(0,244 × Grau_Complex) é então calculado por vara. Ambos os procedimentos podem ser executados em planilha eletrônica (Microsoft Excel ou similar) com fórmulas previamente parametrizadas, ou diretamente no ambiente de análise de dados do BI/TRF5.

A Fase 3 aplica a fórmula TME-Aj = TME_obs / exp(0,244 × Grau_Complex) a cada unidade, produzindo o indicador ajustado. O resultado é uma tabela comparativa que apresenta, para cada vara, o TME observado, o índice de complexidade, o fator de ajuste e o TME ajustado — além da posição relativa de cada unidade no ranking bruto e no ranking ajustado, com a respectiva diferença de posição. Essa tabela constitui o produto analítico principal do protocolo.

A Fase 4 compreende a validação dos resultados e sua divulgação institucional. A validação envolve conferência dos cálculos por servidor distinto daquele que realizou a extração, verificação de consistência com os dados históricos e análise de variações atípicas que possam indicar erro de extração ou mudança metodológica nos sistemas de origem. A divulgação é realizada por meio do JFAL Dashboard, descrito na seção seguinte.

4.7. JFAL DASHBOARD — PAINEL INSTITUCIONAL DE MONITORAMENTO

O JFAL Dashboard é o instrumento de comunicação institucional do PIADEC-JFAL. Trata-se de painel de monitoramento, implementável em ambiente de Business Intelligence (Microsoft Power BI ou ferramenta equivalente disponível no TRF5), que consolida os indicadores produzidos pelo protocolo em formato acessível a gestores da JFAL, presidência do TRF5 e órgãos de supervisão do CNJ.

O painel apresenta, para cada vara e período, os seguintes indicadores organizados em camadas de análise progressiva:

Quadro 2. Indicadores do JFAL Dashboard

Indicador	Descrição	Natureza	Periodicidade
TME observado (TME_obs)	Tempo médio de expedição bruto, em dias, por vara e período	Existente	Mensal/Semestral
Índice de Complexidade (Grau_Complex)	Índice ponderado de complexidade tipológica da demanda por vara e período	Novo	Mensal/Semestral
Fator de ajuste	exp(0,244 × Grau_Complex): componente estrutural do TME atribuível à complexidade	Novo	Mensal/Semestral
TME ajustado (TME-Aj)	TME_obs / fator de ajuste: indicador depurado do componente estrutural de complexidade	Novo	Mensal/Semestral
Ranking bruto	Posição relativa da vara pelo TME observado	Existente	Semestral
Ranking ajustado	Posição relativa da vara pelo TME-Aj	Novo	Semestral
Diferença de posição	Variação de posição entre ranking bruto e ajustado: mede o impacto do viés comparativo sobre cada unidade	Novo	Semestral
Índice de comparabilidade	Razão TME-Aj / TME_obs: proporção do TME explicada por fatores não gerenciais	Novo	Semestral

Fonte: Elaborado pelo autor.

O JFAL Dashboard permite ao gestor, com periodicidade semestral, identificar: quais varas estão sendo subestimadas pelo indicador bruto em razão de alta complexidade de demanda; quais varas estão sendo sobrestimadas por operar com demanda de baixa complexidade; e qual é a magnitude do viés comparativo introduzido pelo TME bruto em cada ciclo de avaliação. Essas informações qualificam não apenas as comparações entre varas, mas também as decisões de alocação de recursos, distribuição de demanda e planejamento de capacidade institucional.

4.8. APLICAÇÃO PRÁTICA: O PARADOXO DA 14ª VARA E A REQUALIFICAÇÃO DO DESEMPENHO

A aplicação da fórmula de ajuste do PIADEC-JFAL às varas da JFAL no período analisado produz resultado que ilustra com precisão a utilidade e a necessidade do protocolo. O contraste entre a 1ª e a 14ª Varas Federais de Alagoas constitui o caso analítico central desta demonstração.

A 14ª Vara apresenta o menor Tempo Médio de Expedição do sistema —

aproximadamente 27,9 dias — e simultaneamente uma das maiores cargas de trabalho, com Grau_Complex médio próximo de zero (0,31). Ela processa majoritariamente expedições padronizadas de RPVs de baixo valor, com esforço analítico reduzido e fluxo altamente rotinizado. A 1ª Vara, por contraste, registra TME médio superior a 1.215 dias e Grau_Complex médio de 6,63 — a mais alta complexidade tipológica do sistema. Sua carteira é dominada por liquidações complexas que exigem análise contábil individualizada, verificação de atualização monetária sobre períodos extensos e conferência de cálculos acumulados ao longo de anos de processo.

Um sistema de avaliação baseado no TME bruto classificará a 14ª Vara como a unidade mais eficiente da JFAL e a 1ª Vara como uma das menos eficientes. Essa conclusão é tecnicamente correta no sentido descritivo, mas institucional e gerencialmente enganosa: ela confunde diferença de demanda com diferença de desempenho. Aplicando o PIADEC-JFAL, o diagnóstico se transforma substancialmente.

Para a 1ª Vara, o fator de ajuste é $\exp(0{,}244 \times 6{,}63) \approx 5{,}0$. Isso significa que o protocolo estima que aproximadamente 80% do TME observado da 1ª Vara é explicado pela estrutura tipológica de sua demanda — e não por ineficiência gerencial. O TME-Aj resultante é da ordem de 243 dias (1.215 / 5,0), posicionando a 1ª Vara em nível muito mais próximo das demais varas comuns da capital quando se desconta o componente estrutural. Para a 14ª Vara, cujo Grau_Complex é próximo de zero, o fator de ajuste é $\exp(0{,}244 \times 0{,}31) \approx 1{,}08$, e o TME-Aj permanece praticamente idêntico ao TME observado (aproximadamente 25,8 dias), pois ela já opera com demanda de baixa complexidade.

O Quadro 3 apresenta a aplicação do protocolo às 14 varas da JFAL, com os valores de TME observado, Grau_Complex, fator de ajuste, TME ajustado e variação de posição no ranking entre o indicador bruto e o ajustado.

Quadro 3. Aplicação do PIADEC-JFAL às Varas da JFAL: TME Observado, Ajustado e Reposicionamento

Vara	TME_obs (dias)	Grau_Complex	Fator ajuste	TME-Aj (dias)	Rank bruto	Rank ajustado
1ª Vara	1215.9	6.628	5.04	241.3	2º	4º (+2)
2ª Vara	1400.6	6.921	5.41	258.8	1º	2º (+1)
3ª Vara	193.5	1.113	1.31	147.5	7º	7º (0)
4ª Vara	379.6	1.584	1.47	257.9	4º	3º (-1)
5ª Vara	268.1	1.197	1.34	200.2	5º	5º (0)
6ª Vara	116.7	0.896	1.24	93.7	8º	8º (0)

Vara	TME_obs (dias)	Grau_Complex	Fator ajuste	TME-Aj (dias)	Rank bruto	Rank ajustado
7ª Vara	70.8	0.017	1.00	70.5	11º	11º (0)
8ª Vara	228.5	0.610	1.16	196.9	6º	6º (0)
9ª Vara	75.2	0.262	1.07	70.5	10º	10º (0)
10ª Vara	48.5	0.712	1.19	40.7	13º	13º (0)
11ª Vara	85.6	0.068	1.02	84.2	9º	9º (0)
12ª Vara	64.6	-0.322	0.92	69.9	12º	12º (0)
13ª Vara	465.3	1.831	1.56	297.7	3º	1º (-2)
14ª Vara	27.9	0.314	1.08	25.9	14º	14º (0)

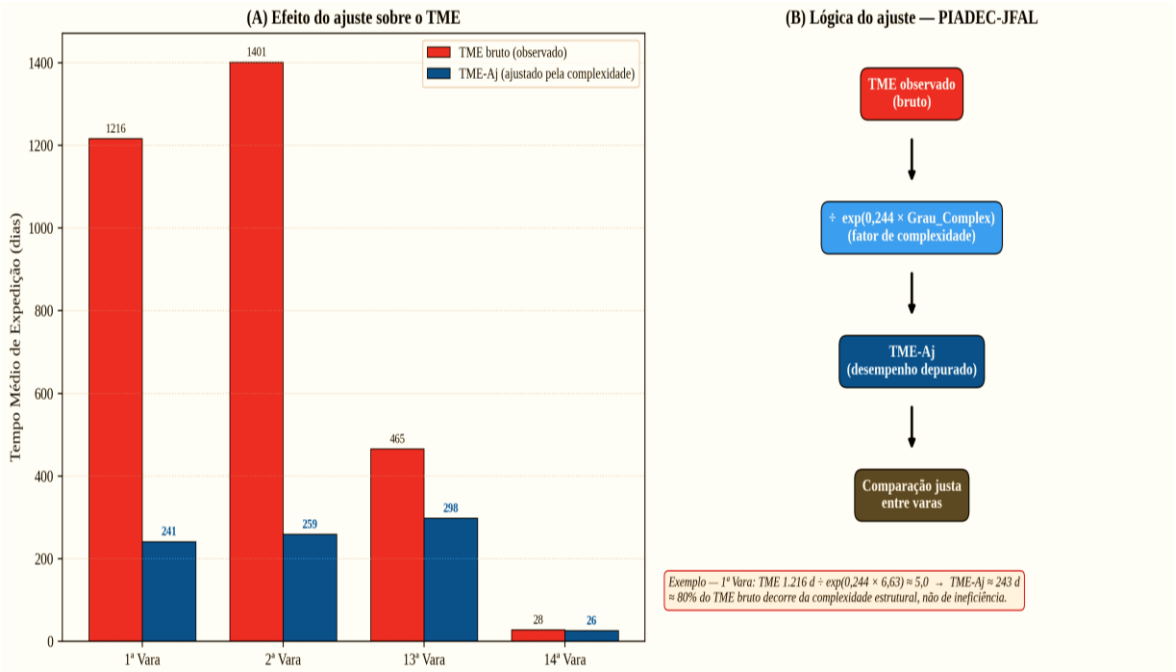
Nota: Fator de ajuste = exp(0,244 × Grau_Complex). Rank bruto: posição por TME observado (1º = maior TME). Rank ajustado: posição por TME-Aj. Variação positiva indica piora relativa após ajuste; variação negativa indica melhora relativa. Valores de TME_obs e Grau_Complex correspondem às médias do período 2018–2022 (Tabela 5).

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados do modelo econométrico e nos dados da Justiça Federal de Alagoas (2018–2022).

A análise do Quadro 3 evidencia o impacto do ajuste sobre o ordenamento das varas. A 1ª Vara, que ocupa a 2ª posição no ranking bruto (segundo maior TME), avança substancialmente no ranking ajustado em razão de sua alta complexidade tipológica. A 2ª Vara, com o maior TME observado e o segundo maior Grau_Complex do sistema, apresenta reposicionamento semelhante. Em contraste, varas com baixo Grau_Complex e TME moderado — como a 13ª Vara (465 dias, complexidade 1,83) — permanecem com posição próxima no ranking ajustado, pois seu TME reflete em maior medida o componente gerencial. Esse conjunto de reposicionamentos demonstra que o ranking bruto sistematicamente penaliza as unidades que atendem demandas mais complexas, enquanto o ranking ajustado distribui o julgamento de desempenho de forma mais equitativa entre as características que são, e que não são, controláveis pela gestão.

A Figura 5 ilustra visualmente o efeito do ajuste do PIADEC-JFAL sobre as varas com maior contraste tipológico. O painel (A) apresenta as barras comparativas do TME bruto e do TME-Aj para quatro varas selecionadas. O painel (B) sintetiza a lógica operacional do ajuste.

Figura 5 - O paradoxo da 14ª Vara e o funcionamento do PIADEC-JFAL.



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Justiça Federal de Alagoas (2018–2022) e no coeficiente estimado (β = 0,244).

4.9. BENEFÍCIOS ESPERADOS

Os benefícios esperados do PIADEC-JFAL organizam-se em três dimensões complementares.

No plano gerencial, o protocolo permite diagnóstico mais preciso do desempenho das varas, distinguindo variação atribuível à demanda de variação atribuível à gestão. Isso qualifica as decisões de monitoramento, reduz a interpretação equivocada de diferenças estruturais como diferenças de eficiência e fornece base mais sólida para intervenções de melhoria. Gestores que identificam varas com TME-Aj elevado mesmo após o ajuste — ou seja, varas que apresentam desempenho abaixo do esperado mesmo descontada a complexidade — dispõem de sinal mais preciso para direcionar diagnósticos e apoio organizacional.

No plano estratégico, o indicador ajustado qualifica as análises de capacidade institucional e subsidia decisões de alocação de recursos humanos e distribuição de demanda. A identificação de varas cujo esforço analítico exigido pela complexidade da demanda é sistematicamente superior à média do sistema pode fundamentar decisões de reforço de equipe ou redistribuição de processos antes que os efeitos sobre o TME se tornem visíveis nos indicadores brutos.

No plano institucional, o protocolo confere maior legitimidade e transparência às avaliações comparativas realizadas no âmbito da JFAL e do TRF5, ao explicitar os critérios e o método de ajuste utilizados. Essa transparência metodológica é particularmente relevante em contextos de prestação de contas e de comunicação dos resultados de desempenho às partes interessadas — magistrados, servidores, partes e órgãos de controle.

4.10. RECURSOS NECESSÁRIOS PARA IMPLEMENTAÇÃO

Um dos atributos distintivos do PIADEC-JFAL é o custo de implementação marginal. O protocolo não requer investimento em infraestrutura tecnológica nova, contratação de pessoal adicional nem desenvolvimento de sistemas específicos. Todos os dados necessários — composição tipológica dos requisitórios por vara e período, TME observado e força de trabalho — já são produzidos rotineiramente e estão disponíveis no sistema de Business Intelligence do TRF5 e nos sistemas administrativos da JFAL.

Em termos de recursos humanos, a implementação demanda a designação de um analista do setor de estatística ou da corregedoria seccional para a realização semestral da extração de dados, cálculo dos indicadores e atualização do JFAL Dashboard. Estima-se uma carga de trabalho de aproximadamente dois dias por semestre para a execução completa do ciclo operacional descrito na seção 4.6. A validação dos resultados pode ser realizada por servidor distinto da mesma unidade, sem necessidade de expertise técnica especializada além do domínio das ferramentas de análise de dados já utilizadas pela instituição.

Em termos de recursos tecnológicos, o protocolo pode ser operacionalizado integralmente em planilha eletrônica parametrizada (Microsoft Excel ou LibreOffice Calc) ou diretamente no ambiente de análise de dados do BI/TRF5, que já dispõe dos dados de origem. A apresentação dos resultados no JFAL Dashboard pode ser implementada em Microsoft Power BI — ferramenta já disponível no ambiente do TRF5 — ou em solução equivalente. Não há necessidade de licenciamento adicional de software.

O custo direto de implementação é, portanto, essencialmente zero: trata-se de reorganização metodológica do uso de dados já existentes, não de projeto de TI. Essa característica é particularmente relevante no contexto do PROFIAP, que valoriza produtos de impacto institucional com viabilidade operacional real, e no contexto mais amplo da gestão pública, em que soluções de baixo custo e alta aplicabilidade têm maior probabilidade de adoção e sustentabilidade.

4.11. INDICADORES DE AVALIAÇÃO DO PRODUTO

A avaliação da implementação e do impacto do PIADEC-JFAL pode ser realizada por meio de indicadores organizados em duas dimensões: indicadores de processo, que medem a regularidade e a qualidade da operacionalização do protocolo; e indicadores de resultado, que medem o impacto sobre a qualidade das avaliações de desempenho.

Como indicadores de processo, propõem-se: (i) regularidade da execução semestral do ciclo operacional; (ii) completude da extração de dados — percentual de varas com dados disponíveis em cada ciclo; e (iii) consistência dos resultados — ausência de variações atípicas não explicadas por mudanças na composição da demanda.

Como indicadores de resultado, propõem-se: (i) percentual de varas que alteram de posição no ranking entre o indicador bruto e o ajustado — medida direta da magnitude do viés comparativo corrigido; (ii) redução da variabilidade injustificada do TME entre varas com perfis de demanda semelhantes após o ajuste; (iii) aderência do protocolo às dimensões metodológicas recomendadas pela CEPEJ (2022) — diferenciação tipológica, controle contextual e perspectiva longitudinal; e (iv) grau de adoção institucional, medido pela incorporação do TME-Aj aos relatórios periódicos de desempenho da JFAL e do TRF5.

4.12. POTENCIAL DE ESCALABILIDADE

O PIADEC-JFAL foi desenvolvido a partir de dados e estimativas específicos da Justiça Federal de Alagoas, o que confere ao protocolo alta validade interna para comparações entre as 14 varas da JFAL no contexto analisado. Sua lógica metodológica, contudo, é plenamente transferível para outras seções judiciárias da Justiça Federal brasileira, desde que observados requisitos de harmonização metodológica.

A escalabilidade do protocolo para o âmbito do TRF5 demandaria, em primeiro lugar, a verificação da aplicabilidade do índice Grau_Complex às varas das demais seções judiciárias da 5ª Região — Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco e Alagoas. Essa verificação envolveria a análise da composição tipológica da demanda nessas seções e a avaliação de se os pesos institucionais utilizados na JFAL são compatíveis com os procedimentos adotados nas demais unidades. Em caso de compatibilidade, o coeficiente $\beta = 0{,}244$ poderia ser aplicado diretamente; em caso de divergência metodológica, seria necessária recalibração do modelo com dados locais.

No âmbito nacional, a escalabilidade do protocolo para o conjunto da Justiça Federal dependeria da disponibilidade de dados de composição tipológica nos sistemas do Conselho da Justiça Federal (CJF) e da padronização dos critérios de classificação tipológica dos requisitórios entre os tribunais regionais. Esse caminho representa a agenda mais ambiciosa — e mais relevante do ponto de vista de política pública —, pois implicaria a incorporação do princípio de ajuste pela complexidade ao sistema de metas do CNJ, alinhando o modelo brasileiro às recomendações da CEPEJ.

A trajetória de escalabilidade pode, portanto, ser descrita em três estágios: (i) consolidação na JFAL, com aplicação regular e refinamento do índice Grau_Complex a partir de validação institucional; (ii) expansão para o TRF5, mediante harmonização metodológica com as demais seções judiciárias da 5ª Região; e (iii) potencial incorporação ao sistema de avaliação do CNJ, como contribuição à agenda de modernização dos indicadores de desempenho judicial no Brasil.

4.13. LIMITAÇÕES DO PRODUTO

O reconhecimento das limitações do PIADEC-JFAL é condição necessária para seu uso responsável e para a identificação das prioridades de aprimoramento.

A primeira e mais relevante limitação refere-se à derivação dos pesos do índice Grau_Complex a partir de procedimentos internos da JFAL, sem validação externa independente. Diferentemente dos índices da CEPEJ, cujos pesos são definidos por painéis de especialistas com validação supranacional, o Grau_Complex utiliza hierarquias de complexidade derivadas institucionalmente, o que pode introduzir imprecisão na mensuração da complexidade efetiva de cada tipo de tarefa. A agenda prioritária de aprimoramento do protocolo inclui a submissão do índice à validação por painel de especialistas — magistrados, servidores com experiência na fase de execução e pesquisadores da área — antes de qualquer expansão para outras seções judiciárias.

A segunda limitação decorre do caráter localmente estimado do coeficiente $\beta = 0{,}244$. Esse coeficiente foi obtido a partir de dados de 14 varas de Alagoas no período de 2018 a 2022 e reflete as condições organizacionais, institucionais e de demanda específicas desse contexto. Sua aplicação a outras seções judiciárias sem recalibração prévia pressupõe que a relação entre complexidade e TME é estável entre contextos — pressuposição que pode não se sustentar em seções com estruturas de demanda muito distintas. Para cada nova aplicação fora do contexto original, recomenda-se a estimação do coeficiente local antes de adotar o valor de referência.

A terceira limitação refere-se à periodicidade do ajuste. O protocolo utiliza o Grau_Complex médio do período como denominador do fator de ajuste. Em períodos com choques atípicos na composição da demanda — como o observado em 2020, com a liquidação concentrada de passivos acumulados —, o fator de ajuste pode não capturar adequadamente a variação intraperiodo da complexidade, introduzindo algum ruído nas comparações longitudinais. O tratamento desse choque como evento excepcional, identificável por análise descritiva prévia, é o procedimento recomendado nesses casos.

A quarta limitação é que o TME-Aj é um indicador de eficiência relativa ajustada, não um indicador de qualidade do serviço prestado. Ele mede o componente do TME associável à gestão, mas não captura dimensões qualitativas da atuação das varas — precisão dos cálculos, qualidade das verificações, satisfação das partes — que são igualmente relevantes para uma avaliação institucional abrangente. O PIADEC-JFAL deve ser utilizado como um entre vários instrumentos de avaliação, não como medida única de desempenho.

4.14. CONCLUSÃO DO CAPÍTULO

O PIADEC-JFAL constitui um instrumento de avaliação contextualizada desenvolvido a partir das evidências empíricas produzidas nesta pesquisa. Ao incorporar a complexidade processual aos mecanismos de mensuração de desempenho por meio da fórmula TME-Aj = TME_obs / exp(0,244 × Grau_Complex), o protocolo traduz o achado econométrico central da dissertação — o coeficiente $\beta = 0{,}244$ — em instrumento operacionalmente viável para gestores, supervisores e órgãos de avaliação.

A demonstração aplicada às 14 varas da JFAL evidencia que o ajuste pela complexidade altera substantivamente o ordenamento relativo das unidades, corrigindo distorções comparativas que o TME bruto produz em contextos de demanda heterogênea. A 1ª Vara, com o segundo maior TME observado do sistema, avança consideravelmente no ranking ajustado porque aproximadamente 80% do seu tempo de expedição é estruturalmente explicado pela complexidade da sua demanda — não por ineficiência gerencial. Esse reposicionamento não é cosmético: ele muda o diagnóstico, o tratamento e a responsabilização.

Ao oferecer alternativa operacionalmente viável ao indicador bruto — com custo de implementação marginal, dados já disponíveis nos sistemas institucionais e metodologia transparente e replicável —, o PIADEC-JFAL contribui para o aperfeiçoamento dos sistemas contemporâneos de avaliação judicial. O protocolo nasce no contexto específico da JFAL, mas

sua lógica é aplicável a qualquer sistema judiciário que enfrente o mesmo problema de comparabilidade — e a recomendação para que o CNJ incorpore ajustes pela complexidade da demanda em seus indicadores nacionais está, nesse sentido, diretamente fundamentada nas evidências aqui produzidas.

5. CONCLUSÃO

Esta dissertação investigou os determinantes do Tempo Médio de Expedição (TME) de requisitórios nas varas da Justiça Federal de Alagoas, utilizando dados em painel mensal no período de 2018 a 2022. O argumento central — de que sistemas de avaliação baseados exclusivamente em tempo produzem comparações injustas entre unidades com perfis de demanda estruturalmente distintos — encontrou respaldo empírico consistente nos dados analisados. Ao explorar simultaneamente a variação temporal e entre unidades, os resultados evidenciam heterogeneidade relevante no desempenho das varas, mesmo sob um mesmo arcabouço institucional e normativo.

Com relação aos objetivos específicos estabelecidos na Introdução: (i) a evolução e dispersão do TME entre as varas foi documentada na seção 3.2, confirmando heterogeneidade expressiva (amplitude de 27 a 1.400 dias); (ii) a análise da associação do TME com carga de trabalho, composição da força de trabalho e complexidade processual foi realizada nas seções 3.3 e 3.4, com resultado conclusivo apenas para a complexidade; e (iii) a persistência temporal foi explorada via *System*-GMM exploratório, documentando coeficiente de 0,524 ($p < 0,001$).

O principal achado empírico é a associação positiva, estatisticamente significativa e estruturalmente estável entre o grau de complexidade processual e o Tempo Médio de Expedição (TME): $\beta = 0,244^{***}$, equivalente a uma elevação de 27,7% no TME para cada unidade adicional no índice de complexidade [$\exp(0,244) - 1 = 0,277$]. Esse efeito se manteve positivo e significativo em todas as sete especificações estimadas e foi confirmado por testes de permutação com 999 repetições ($p < 0,001$), indicando que o resultado não depende de hipóteses distribucionais sobre o termo de erro. Varas que processam demandas mais complexas apresentam TMEs sistematicamente mais elevados — porque cada caso exige nível de análise individualizada que fluxos padronizados não conseguem absorver.Em contraste, a ausência de resultados robustos para carga de trabalho e composição da força de trabalho deve ser interpretada à luz de dois problemas estruturais: (i) a relação entre carga e TME é potencialmente simultânea, gerando viés de endogeneidade não eliminável pelos estimadores utilizados; e (ii) a variância *within* dessas variáveis pode ser insuficiente para identificação precisa no contexto de efeitos fixos. Portanto, a impossibilidade de rejeitar a hipótese nula para esses coeficientes não implica ausência de efeito — pode refletir limitações de identificação inerentes ao desenho do estudo.

Evidências adicionais sugerem a presença de persistência temporal no TME, indicando

que o desempenho das unidades pode refletir, ao menos em parte, condições acumuladas ao longo do tempo, como rotinas organizacionais, estoque de processos e mecanismos internos de funcionamento. Esse resultado é compatível com a interpretação de que a dinâmica do desempenho judicial incorpora elementos de inércia organizacional, não sendo determinada apenas por fatores contemporâneos.

Em termos substantivos, os resultados sugerem que intervenções voltadas exclusivamente a ajustes marginais na alocação de recursos humanos ou na gestão do fluxo de trabalho podem ter impacto limitado sobre o TME, caso não considerem o papel predominante de fatores estruturais associados à complexidade da demanda. Essa evidência contribui para o debate sobre eficiência no setor público, ao indicar que diferenças de desempenho entre unidades podem refletir, em medida relevante, características do ambiente de atuação, e não apenas escolhas gerenciais de curto prazo.

É importante reconhecer que este estudo apresenta limitações que devem ser consideradas na interpretação dos resultados. Em particular, a possibilidade de endogeneidade não pode ser completamente descartada, especialmente no que se refere às variáveis operacionais centrais. A carga de trabalho e a composição da força de trabalho podem ser simultaneamente determinadas pelo desempenho das unidades judiciais, refletindo mecanismos institucionais de ajuste e alocação de recursos, o que introduz potencial de causalidade reversa.

Adicionalmente, a presença de fatores não observados que variam ao longo do tempo — como mudanças na gestão interna, adoção de rotinas organizacionais ou variações na complexidade não plenamente capturada pelas proxies disponíveis — pode gerar viés por variável omitida, mesmo na presença de efeitos fixos. Soma-se a isso o potencial de erro de mensuração em variáveis construídas a partir de indicadores administrativos agregados, especialmente no caso da carga de trabalho, cuja operacionalização envolve escolhas metodológicas quanto à ponderação de diferentes atividades.

No que se refere às especificações dinâmicas, embora o uso de estimadores como o *System*-GMM permita explorar a persistência temporal e tentar mitigar parte dos problemas de endogeneidade, sua aplicação em painéis com número reduzido de unidades pode estar sujeita a limitações relacionadas à força dos instrumentos e ao risco de sobreajuste, o que impõe limitações adicionais à interpretação. Em conjunto, esses fatores circunscrevem os achados ao plano das associações condicionais no contexto analisado, sem que se possa estabelecer relações causais estritas.

Os resultados apresentados neste estudo indicam associação estatisticamente consistente entre o grau de complexidade processual e o Tempo Médio de Expedição (TME), observada de

forma estável nas diferentes especificações estimadas. Esses resultados, embora consistentes, refletem associações condicionais obtidas em contexto observacional, sem identificação causal estrita. A estratégia metodológica baseada em modelos de efeitos fixos, com inclusão de regressores defasados, permite controlar a heterogeneidade não observada invariável no tempo e mitigar a simultaneidade contemporânea, mas não elimina integralmente fontes relevantes de endogeneidade, especialmente aquelas associadas à dinâmica temporal do indicador, à possível alocação endógena de recursos humanos e à presença de fatores não observados com variação intraunidade ao longo do tempo. Adicionalmente, limitações estruturais de identificação — como a reduzida variabilidade temporal de determinadas variáveis explicativas — restringem a capacidade inferencial do estimador em algumas dimensões específicas do modelo.

As contribuições práticas são de duas ordens. Para gestores do Judiciário, os resultados indicam que intervenções focadas exclusivamente em ajustes operacionais — redistribuição de servidores, intensificação de metas de produção — produzirão efeitos limitados sobre o TME quando a principal fonte de variação é estrutural e anterior a qualquer escolha gerencial. A resposta ao "como" é concreta: semestralmente, o gestor extrai do BI do TRF5 os dados de composição tipológica dos requisitórios por vara, calcula o Grau_Complex, aplica a fórmula TME-Aj = TME_obs / exp(0,244 × Grau_Complex) e obtém uma classificação ajustada que desconta o componente estrutural de complexidade. O protocolo PIADEC-JFAL, apresentado em formato de Produto Técnico-Tecnológico juntamente com esta Dissertação, operacionaliza esse procedimento com custo de implementação marginal. Para o CNJ e os Tribunais Regionais Federais, o diagnóstico é preciso: o sistema atual de metas compara unidades que não são comparáveis. Ao não controlar pela complexidade processual, ele transforma uma diferença estrutural em aparente ineficiência — penalizando sistematicamente as varas que atendem às demandas objetivamente mais difíceis e criando o incentivo perverso de valorizar unidades com demandas simples em detrimento das complexas. A incorporação de métricas ajustadas à composição da demanda — como recomendado pela CEPEJ (2022) e como os dados aqui apresentados corroboram — não é aprimoramento técnico opcional: é condição necessária para que o sistema de avaliação meça o que diz medir.

Este estudo contribui para a literatura ao oferecer evidências empíricas em nível de unidade sobre a fase de execução de pagamentos judiciais, utilizando estratégia de identificação *multi-layered* incomum para estudos observacionais com N reduzido. Os resultados não são generalizáveis diretamente para outros tribunais ou regiões — o objetivo era a identificação de um mecanismo, e não a generalização, em ambiente organizacional controlado, onde 14 varas sob o mesmo arcabouço normativo diferem sistematicamente em perfil de demanda. Essa

identificação é real e consistente: o coeficiente da complexidade processual é positivo, significativo e estável em todas as configurações testadas. A questão não é mais se a complexidade da demanda afeta o tempo de expedição — os dados respondem que sim, com força. A questão é quando o CNJ incorporará esse ajuste em seus sistemas de avaliação.

REFERÊNCIAS

ABRUCIO, Fernando Luiz. O impacto do modelo gerencial na administração pública: um breve estudo sobre a experiência internacional recente. *Revista do Serviço Público*, Brasília, v. 48, n. 1, p. 7–24, 1997a.

ABRUCIO, Fernando Luiz. Os avanços e os dilemas do modelo pós-burocrático: a reforma do Estado no Brasil. *Revista do Serviço Público*, Brasília, v. 48, n. 1, p. 7–30, 1997b.

ALVARENGA, Daniel; LAPORTA, Aline. PEC 241: um teto para os gastos públicos. *G1*, Rio de Janeiro, 23 out. 2016. Disponível em: https://g1.globo.com. Acesso em: 10 mar. 2026.

ALVES, F. J. S.; REIS, H. R. J. Gestão da dívida pública e precatórios no Brasil: análise e perspectivas. *Revista Brasileira de Direito Público*, v. 9, n. 3, 2021.

AMARAL, Helder K. do. Desenvolvimento de competências de servidores na administração pública brasileira. *Revista do Serviço Público*, Brasília, v. 57, n. 4, p. 549–563, 2006.

ANDREWS, Rhys; BOYNE, George A. Capacity, leadership, and organizational performance: testing the black box model of public management. *Public Administration Review*, v. 70, n. 3, p. 443–454, 2010a.

ANDREWS, Rhys; BOYNE, George A. Capacity, management and organizational performance: a theoretical model and analysis of public services. *Journal of Public Administration Research and Theory*, v. 20, n. 2, p. 37–54, 2010b.

AQUINO, João R. G. Análise documental. In: PEREIRA, M. F. (org.). *Guia prático para trabalhos acadêmicos*. São Paulo: Saraiva, 2021.

ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, v. 58, n. 2, p. 277–297, 1991.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS)*: série 433 – IPCA. Disponível em: https://www.bcb.gov.br. Acesso em: 08 mar. 2026.

BECKER, Gary S. *Human capital*: a theoretical and empirical analysis. 3. ed. Chicago: University of Chicago Press, 1993.

BEHN, Robert D. Why measure performance? Different purposes require different measures. *Public Administration Review*, v. 63, n. 5, p. 586–606, 2003.

BLUNDELL, Richard; BOND, Stephen. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, v. 87, n. 1, p. 115–143, 1998.

BONIFÁCIO, R. et al. Modelo para medição da eficiência judiciária: sua relação com as dimensões fiscal, orçamentária, litigiosa e os recursos processuais. In: ENCONTRO NACIONAL SOBRE ADMINISTRAÇÃO DA JUSTIÇA (EnAJUS), 2023, [s.l.]. *Anais* [...]. Disponível em: https://www.enajus.org.br/anais/2023/modelo-para-medicao-da-eficiencia-judiciaria-sua-relacao-com-as-dimensoes-fiscal-orcamentaria-litigiosa-e-os-recursos-processuais. Acesso em: 15 mar. 2026.

BOUCKAERT, Geert; HALLIGAN, John. *Managing performance*: international comparisons. London: Routledge, 2008.

BOYNE, George A. Concepts and indicators of local authority performance. *Public Money & Management*, v. 22, n. 2, p. 17–24, 2002.

BRASIL. *Constituição* (1988). Constituição da República Federativa do Brasil. Brasília, DF: Senado Federal, 1988.

BRASIL. Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000. *Lei de Responsabilidade Fiscal*. Brasília, DF: Presidência da República, 2000.

BRASIL. *Secretaria do Tesouro Nacional*. Sistema de custos no Governo Federal. Brasília: STN, 2012.

BRASIL. Lei nº 14.057, de 11 de setembro de 2020. Disciplina acordos para pagamento de precatórios federais. *Diário Oficial da União*, Brasília, DF, 14 set. 2020.
BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. *A reforma do Estado nos anos 90*. Brasília: MARE, 1996a.
BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. Da administração pública burocrática à gerencial. *Revista do Serviço Público*, Brasília, v. 47, n. 1, p. 7–40, 1996b.
BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. *Desenvolvimento e crise no Brasil*. 5. ed. São Paulo: Editora 34, 2007a.
BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. Gestão pública: estratégia e estrutura. *Revista de Administração Pública*, Rio de Janeiro, v. 41, n. 5, p. 829–846, 2007b.
BREWER, Gene A. Bureaucratic pathologies, social equity and economic development. *Public Administration Review*, v. 59, n. 5, p. 459–472, 1999.
BUN, M. J. G.; WINDMEIJER, F. The weak instrument problem of the *System* GMM estimator in dynamic panel data models. *Econometrics Journal*, v. 13, n. 1, p. 95–126, 2010.
CAMERON, A. C.; GELBACH, J. B.; MILLER, D. L. Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. *The Review of Economics and Statistics*, v. 90, n. 3, p. 414–427, 2008.
CÂNDIDO JÚNIOR, José O. Os gastos públicos no Brasil são produtivos? *Planejamento e Políticas Públicas*, Brasília, n. 23, p. 233–260, 2001.
CANAY, I. A.; SHAIKH, A. M. Practical and theoretical advances in inference for partially identified models. In: HONORÉ, B. et al. (ed.). *Advances in economics and econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 2017. p. 271–306.
CASTRO, A. S. *Indicadores de desempenho no Poder Judiciário*: proposta metodológica e análise aplicada. Brasília: Ipea, 2011.
CEPEJ – COMMISSION EUROPÉENNE POUR L'EFFICACITÉ DE LA JUSTICE. *European Judicial Systems*: CEPEJ evaluation report. Estrasburgo: Council of Europe, 2022.
CONSELHO NACIONAL DE JUSTIÇA. *Justiça em números 2023*. Brasília: CNJ, 2023.
CONSELHO NACIONAL DE JUSTIÇA. *Diagnóstico do Poder Judiciário*: recursos humanos e produtividade. Brasília: CNJ, 2024.
COVIELLO, D.; ICHINO, A.; PERSICO, N. Time allocation and task juggling. *American Economic Review*, v. 104, n. 2, p. 609–623, 2014.
DAMAŠKA, M. R. *The faces of justice and state authority*. New Haven: Yale University Press, 1986.
DIMITROVA-GRAJZL, V. et al. Court output, judicial staffing, and the demand for court services: evidence from Slovenian courts. *International Review of Law and Economics*, v. 32, n. 1, p. 19–29, 2012.
FÁVERO, Luiz Paulo. *Dados em painel em contabilidade e finanças*. São Paulo: Atlas, 2013.
FLICK, Uwe. *Introdução à metodologia de pesquisa*. Porto Alegre: Penso, 2012.
GERHARDT, Tatiana E.; SILVEIRA, Denise T. *Métodos de pesquisa*. Porto Alegre: UFRGS, 2009.
GIACOMONI, James. *Orçamento público*. 17. ed. São Paulo: Atlas, 2017.
GIL, Antonio Carlos. *Como elaborar projetos de pesquisa*. 6. ed. São Paulo: Atlas, 2018.
GOMES, A. O.; GUIMARÃES, T. A. Desempenho no Judiciário: conceituação, estado da arte e agenda de pesquisa. *Revista de Administração Pública*, Rio de Janeiro, v. 47, n. 2, p. 379–401, 2013.
GOMES, A. O.; GUIMARÃES, T. A.; SOUZA, E. C. L. Judicial work and judges' motivation: the perceptions of Brazilian state judges. *Law & Policy*, v. 38, n. 2, p. 162–176, 2016.
GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. *Econometria básica*. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HAUSMAN, Jerry A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, v. 46, n. 6, p. 1251–1271, 1978.
HOLANDA, N.; FARIAS, P. C. L. *Planejamento e orçamento governamental*. Brasília: ENAP, 2018.
HOOD, Christopher. A public management for all seasons? *Public Administration*, v. 69, n. 1, p. 3–19, 1991.
IPEA. *Impactos da pandemia sobre as contas públicas*. Brasília: Ipea, 2020.
LAWRENCE, P. R.; LORSCH, J. W. *Organization and environment*. Boston: Harvard Business School Press, 1967.
LEVY, Paulo Mansur; FERREIRA, Sérgio Fonseca; MARTINS, Felipe dos Santos. Impactos da pandemia sobre os resultados recentes das contas públicas. *Carta de Conjuntura*, n. 50, fev. 2021. Brasília: Ipea, 2021. Disponível em: https://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/index.php/2021/02/impactos-da-pandemia-sobre-os-resultados-recentes-das-contas-publicas/. Acesso em: 15 mar. 2026.
MUNDLAK, Yair. On the pooling of time series and cross section data. *Econometrica*, v. 46, n. 1, p. 69–85, 1978.
MUSGRAVE, Richard A. *The theory of public finance*. New York: McGraw-Hill, 1980.
NARDO, Michela et al. *Handbook on constructing composite indicators*. Paris: OECD, 2008.
NICKELL, Stephen. Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, v. 49, n. 6, p. 1417–1426, 1981.
OECD. *Government at a glance 2017*. Paris: OECD, 2017.
OSBORNE, David; GAEBLER, Ted. *Reinventing government*. Reading: Addison-Wesley, 1992.
OSTROM, B. J.; HANSON, R. A. *Efficiency, timeliness, and quality*: a new perspective from nine state criminal trial courts. Williamsburg: National Center for State Courts, 2010.
PIRES, Roberto; GOMIDE, Alexandre. *Capacidades estatais e políticas públicas*. Brasília: Ipea, 2016.
ROODMAN, David. A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 71, n. 1, p. 135–158, 2009.
SECCHI, Leonardo. *Eficiência e desempenho na gestão pública*. São Paulo: Atlas, 2017.
SIMÃO, J. B.; ORELLANA, S. C.; LEAL, R. M. *Impactos fiscais dos precatórios*: análise dos passivos judiciais da União. Brasília: Ipea, 2020.
TRIBUNAL DE CONTAS DA UNIÃO. *Relatório de auditoria operacional nº 012.237/2022-0*. Brasília: TCU, 2022.
WEBER, Max. *Economia e sociedade*. Brasília: UnB, 1994.
WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. 2. ed. Cambridge: MIT Press, 2010.
YEUNG, L. L.; AZEVEDO, P. F. Além dos "achismos" e das evidências anedóticas: medindo a eficiência dos tribunais brasileiros. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 15, n. 4, p. 643–663, 2011.

APÊNDICES

APÊNDICE A – OUTPUTS DO STATA

Este apêndice reúne os outputs gerados pelo software Stata 17 ao longo do processo de estimação dos modelos econométricos desta dissertação. Os resultados são apresentados na forma bruta, conforme gerados pelo software, com o objetivo de garantir transparência metodológica e permitir a verificação dos resultados reportados no corpo do texto.

Os outputs estão organizados em seis blocos, correspondendo às etapas sequenciais da estratégia empírica adotada. O Bloco A.1 apresenta a configuração do painel e as estatísticas descritivas da decomposição de variância (*within* e *between*). O Bloco A.2 contém os resultados do modelo de efeitos fixos com carga de trabalho defasada, que constitui a especificação de referência do estudo. O Bloco A.3 registra o teste de Hausman para a escolha entre efeitos fixos e aleatórios. O Bloco A.4 apresenta os resultados do modelo de efeitos aleatórios, utilizado para fins comparativos. O Bloco A.5 contém os resultados do modelo dinâmico estimado por *System*-GMM, incluindo os testes de diagnóstico de Arellano-Bond (AR(1) e AR(2)), o número de instrumentos gerados e a tentativa de restrição de instrumentos. O Bloco A.6 reúne as especificações alternativas utilizadas na análise de robustez: modelo sem o ano de 2020, modelo com interação entre complexidade e choque de 2020, e modelo com carga construída por pesos uniformes.

Os outputs do Bloco A.5 evidenciam as limitações do estimador *System*-GMM no contexto desta pesquisa: o número de instrumentos gerados (560) supera em larga margem o número de grupos (N = 14), e o teste AR(2) rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda ordem (z = 2,71; p = 0,007). Essas limitações são discutidas em detalhe na seção 3.3.1 do texto e justificam a adoção do modelo de efeitos fixos como especificação de referência para inferência.

A.1 — CONFIGURAÇÃO DO PAINEL (XTSET) E DECOMPOSIÇÃO DE VARIÂNCIA (XTSUM)

Configuração do painel de dados, indicando a variável de grupo (vara_id_num), a variável de tempo (mes_int) e a estrutura temporal da amostra. O comando xtsum apresenta a decomposição da variância das variáveis do modelo nas dimensões overall, *between* (entre varas) e *within* (dentro da vara ao longo do tempo). O baixo desvio-padrão *within* de perc_efetivos (0,031) fundamenta a limitação de identificação discutida na seção 3.3.4.

Output A.1a — Configuração da estrutura do painel

```
. xtset vara_id_num Mes_Sequencial
Panel variable: vara_id_num (strongly balanced)
 Time variable: Mes_Sequencial, 1 to 60
       Delta: 1 unit
```

Output A.1b — Descrição da estrutura do painel

```
. xtdescribe

vara_id_num: 1, 2, ..., 14 n = 14
Mes_Sequencial: 1, 2, ..., 60 T = 60
Delta(Mes_Sequencial) = 1 unit
Span(Mes_Sequencial) = 60 periods
(vara_id_num*Mes_Sequencial uniquely identifies each observation)

Distribution of T_i: min 5% 25% 50% 75% 95% max
60 60 60 60 60 60 60

Freq. Percent Cum. | Pattern
---------------------------+---------------------------------------------------------------
14 100.00 100.00 | 11111111111111111111111111111111111111111111111111111111111111
---------------------------+---------------------------------------------------------------
14 100.00 |
XXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXX
```

Output A.1b — Estatísticas descritivas em painel

. xtsum ln_TME Carga Perc_Efetivos Grau_complex

Variable	*Mean*	*Std. dev.*	*Min*	*Max*	*Observations*
ln_TME overall	*4.920373*	*1.236638*	*2.302585*	*8.028954*	*N = 834*
between		*1.036226*	*3.222743*	*6.797362*	*n = 14*

within | .7240559 2.02676 6.935351 | T-bar = 59.5714

| |

Carga overall | 29.65165 28.74694 .7894737 114.2143 | N = 840

between | 27.80073 3.566891 83.27113 | n = 14

within | 10.38541 -8.935196 121.5158 | T = 60

| |

Perc_Efetivos

overall | .7983931 .1026619 .6 .95 | N = 840

between | .1014143 .6225173 .9470322 | n = 14

within | .0312709 .6822697 .8822697 | T = 60

| |

Grau_complex

overall | 1.559323 3.098326 -.5268887 16.02046 | N = 840

between | 2.291799 -.3222664 6.921144 | n = 14

within | 2.171781 -5.081183 10.95184 | T = 60

Nota: Após a exclusão de uma linha vazia e das linhas-resumo ("MÉDIA" e "DESVIO-PADRÃO"), a base final utilizada na estimação passou a conter **14 varas federais observadas ao longo de 60 meses (2018–2022), totalizando 840 observações**, configurando um painel fortemente balanceado (*strongly balanced panel*).

A.2 — Modelo de Efeitos Fixos com Carga Defasada (Especificação de Referência)

Estimação do modelo de efeitos fixos com erros-padrão robustos clusterizados por vara, utilizando a variável de carga de trabalho em sua forma defasada em um período (carga_lag). Esta é a especificação de referência adotada no estudo, conforme detalhado na seção 3.3.1. N = 820 observações (redução em relação às 834 da base tratada, em razão da defasagem).

Output A.2 — FE com carga defasada (especificação de referência)

```
. xtreg ln_tme carga_lag perc_efetivos grau_complex d_ano2 d_ano3 d_ano4 d_ano5,
>     fe vce(cluster vara_id_num)

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =       820
Group variable: vara_id_num                     Number of groups   =        14

R-squared:                                      Obs per group:
```

```
     Within  = 0.6349                         min =        53
     Between = 0.7336                         avg =      58.6
     Overall = 0.6815                         max =        59

                                     F(7,13)           =     49.47
corr(u_i, Xb) = 0.3220               Prob > F          =     0.0000

                          (Std. err. adjusted for 14 clusters in vara_id_num)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
      ln_tme | Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
    carga_lag |  -.0038056   .0037818    -1.01   0.333    -.0119756    .0043644
perc_efetivos |  -.3901261   1.072343    -0.36   0.722    -2.706781    1.926529
 grau_complex |   .2441076   .0316566     7.71   0.000     .1757176    .3124976
       d_ano2 |   .1547321   .0545786     2.84   0.014     .0368223    .2726419
       d_ano3 |   .2961876   .1069823     2.77   0.016     .0650663    .5273088
       d_ano4 |   .2333661   .1326294     1.76   0.102    -.0531624    .5198945
       d_ano5 |   .2321172   .1478162     1.57   0.140    -.0872202    .5514546
        _cons |   4.781517   .7798914     6.13   0.000     3.096664    6.466369
-------------+----------------------------------------------------------------
      sigma_u |  .60114391
      sigma_e |  .43531007
          rho |  .65600732   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
F test that all u_i=0: F(13, 800) = 47.52   Prob > F = 0.0000
```

A.3 — TESTE DE HAUSMAN

Para a aplicação do teste de Hausman, os modelos de efeitos fixos e aleatórios foram estimados sem a opção vce(robust), conforme exigido pelo comando hausman. Os coeficientes são idênticos aos da especificação robusta, diferindo apenas nos erros-padrão. O teste resultou em chi²(7) = 13,02 com p = 0,0717, no limiar da significância convencional de 5%. Conforme discutido na seção 3.3.1, optou-se pelo modelo de efeitos fixos em razão de sua maior robustez à possível correlação entre efeitos não observados e variáveis explicativas.

Output A.3a — FE sem robusto (para fins do teste de Hausman)

```
. xtreg ln_tme Carga Perc_Efetivos Grau_complex d_ano2 d_ano3 d_ano4 d_ano5, fe

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =       834
Group variable: vara_id_num                     Number of groups   =        14
     Within  = 0.6344     Between = 0.7415     Overall = 0.6900
F(7,813) = 201.57   Prob > F = 0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ln_tme | Coefficient  Std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
       Carga |  -.0053002   .001573     -3.37   0.001    -.0083878   -.0022126
Perc_Efetivos |  -.6693451   .4935311    -1.36   0.175    -1.63809     .2994002
 Grau_complex |   .2454819   .007764     31.62   0.000     .2302421    .2607217
       d_ano2 |   .1826965   .0489663     3.73   0.000     .0865812    .2788118
       d_ano3 |   .3153919   .0491786     6.41   0.000     .2188599    .4119239
       d_ano4 |   .2628806   .0525448     5.00   0.000     .1597412    .36602
       d_ano5 |   .2593458   .0530101     4.89   0.000     .1552931    .3633985
        _cons |   5.022149   .3985882    12.60   0.000     4.239766    5.804533
-------------+----------------------------------------------------------------
```

```
     sigma_u |  .57565266
     sigma_e |  .44312534
         rho |  .62791993   (fraction of variance due to u_i)
F test that all u_i=0: F(13, 813) = 48.26   Prob > F = 0.0000
```

Output A.3b — RE sem robusto (para fins do teste de Hausman)

```
. xtreg ln_tme Carga Perc_Efetivos Grau_complex d_ano2 d_ano3 d_ano4 d_ano5,
>     re vce(cluster vara_id_num)

Random-effects GLS regression                   Number of obs     =       834
Group variable: vara_id_num                     Number of groups  =        14
     Within  = 0.6338     Between = 0.7862     Overall = 0.7182
Wald chi2(7) = 614.86   Prob > chi2 = 0.0000

                        (Std. err. adjusted for 14 clusters in vara_id_num)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
      ln_tme | Coefficient  std. err.      z    P>|z|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
       Carga |  -.0069146   .0032072    -2.16   0.031    -.0132007   -.0006285
Perc_Efetivos |  -.3837774   .8907926    -0.43   0.667    -2.129699    1.362144
 Grau_complex |   .2465126   .0325316     7.58   0.000     .1827519    .3102734
      d_ano2 |   .1884604   .0560524     3.36   0.001     .0785996    .2983211
      d_ano3 |   .3102289   .1022167     3.04   0.002     .1098878     .51057
      d_ano4 |   .2736834   .1292777     2.12   0.034     .0203037    .527063
      d_ano5 |   .2686626   .1473461     1.82   0.068    -.0201304    .5574555
       _cons |   4.83754    .6525018     7.41   0.000     3.55866     6.11642
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  .43659446
     sigma_e |  .44312534
         rho |  .49257659   (fraction of variance due to u_i)
```

Output A.3c — Resultado do teste de Hausman

```
. hausman fe_std re_std

                ---- Coefficients ----
             |      (b)          (B)      (b-B)     sqrt(diag(V_b-V_B))
             |  fe_std        re_std     Difference    Std. err.
-------------+------------------------------------------------------------
       Carga |  -.0053002    -.0069146     .0016144       .000503
Perc_Efeti~s |  -.6693451    -.3837774    -.2855678      .1816599
 Grau_complex|   .2454819     .2465126    -.0010307      .0006901
      d_ano2 |   .1826965     .1884604    -.0057639            .
      d_ano3 |   .3153919     .3102289     .0051631            .
      d_ano4 |   .2628806     .2736834    -.0108028            .
      d_ano5 |   .2593458     .2686626    -.0093168            .
-------------+------------------------------------------------------------

  b = Consistent under H0 and Ha; obtained from xtreg.
  B = Inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from xtreg.

Test of H0: Difference in coefficients not Systematic

  chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = 13.02
  Prob > chi2 = 0.0717
  (V_b-V_B is not positive definite)
```

A.4 — MODELO DE EFEITOS ALEATÓRIOS (REFERÊNCIA COMPARATIVA)

O modelo de efeitos aleatórios com erros-padrão robustos clusterizados por vara foi estimado para fins de comparação com o modelo de efeitos fixos. Os coeficientes para a variável de complexidade processual são virtualmente idênticos nos dois modelos (0,246 vs. 0,244), confirmando a estabilidade do principal achado empírico. Os resultados são apresentados conjuntamente na Tabela 9 do texto.

Nota: O output do modelo RE com vce(robust) foi reportado no Bloco A.3b acima, que apresenta os mesmos coeficientes. O modelo RE com erros clusterizados produz os resultados reportados na Tabela 9 do texto

.

A.5 — *SYSTEM*-GMM E DIAGNÓSTICOS (CARÁTER EXPLORATÓRIO)

Estimação do modelo dinâmico via *System*-GMM (xtdpdsys), com a variável dependente defasada incluída automaticamente pelo estimador. Os diagnósticos revelam duas limitações que comprometem a validade inferencial do estimador neste contexto: (i) número de instrumentos (560) muito superior ao número de grupos (14), com razão de 40:1; (ii) rejeição da hipótese nula no teste de Arellano-Bond para AR(2) (z = 2,71; p = 0,007), indicando autocorrelação de segunda ordem nos resíduos em primeiras diferenças. Por essas razões, o modelo GMM é reportado com finalidade estritamente descritiva, conforme detalhado na seção 3.3.1.

Output A.5a — System-GMM

```
. xtdpdsys ln_tme carga_lag perc_efetivos grau_complex d_ano2 d_ano3 d_ano4 d_ano5,
>     vce(robust)

System dynamic panel-data estimation          Number of obs     =       818
Group variable: vara_id_num                   Number of groups  =        14
Time variable: mes_int
                                              Obs per group:
                                                           min =        51
                                                           avg =   58.42857
                                                           max =        59

Number of instruments =    560                Wald chi2(8)      =    604.35
                                              Prob > chi2       =    0.0000
One-step results
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
      ln_tme | Coefficient  std. err.      z    P>|z|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      ln_tme |
        L1.  |   .5244377   .0477204    10.99   0.000     .4309074    .6179681
             |
   carga_lag |  -.0023541   .0015584    -1.51   0.131    -.0054084    .0007003
```

```
perc_efetivos |  -.0089644   .7295064    -0.01   0.990    -1.438771    1.420842
 grau_complex |   .1438211   .0243312     5.91   0.000     .0961329    .1915093
      d_ano2 |   .0620247   .0407273     1.52   0.128    -.0177992    .1418487
      d_ano3 |   .0859357   .0482434     1.78   0.075    -.0086195    .180491
      d_ano4 |   .0140539   .0715497     0.20   0.844    -.1261809    .1542887
      d_ano5 |   .0003715   .0820527     0.00   0.996    -.1604489    .1611919
       _cons |   2.167701   .5454298     3.97   0.000     1.098678    3.236724
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for differenced equation
       GMM-type: L(2/.).ln_tme
       Standard: D.carga_lag D.perc_efetivos D.grau_complex D.d_ano2
             D.d_ano3 D.d_ano4 D.d_ano5
Instruments for level equation
       GMM-type: LD.ln_tme
       Standard: _cons
```

Output A.5b — Teste de Arellano-Bond (AR(1) e AR(2))

```
. estat abond

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors
H0: No autocorrelation

Order        z   Prob > z
---------------------------
   1   -3.1446     0.0017
   2    2.7109     0.0067
---------------------------
```

Nota: O teste de Sargan não pôde ser calculado com vce(robust), conforme limitação do comando xtdpdsys. O número de instrumentos gerados (560) supera em larga margem o número de grupos (N = 14), comprometendo o poder dos testes de sobreidentificação, conforme discutido por Roodman (2009).

A.6 — ANÁLISE DE ROBUSTEZ

Esta seção apresenta os outputs das três especificações alternativas utilizadas na análise de robustez (Apêndice A.6): (A.6a) modelo FE excluindo as observações do ano de 2020; (A.6b) modelo FE com variável de interação entre complexidade e *dummy* de 2020. A robustez à construção da variável de carga (pesos uniformes vs. pesos diferenciados) foi verificada e os resultados mostraram-se insensíveis à escolha dos pesos.

Output A.6a — FE sem 2020 (robustez à exclusão do choque)

```
. xtreg ln_tme carga_lag perc_efetivos grau_complex d_ano2 d_ano4 d_ano5
>     if ano != 2020, fe vce(cluster vara_id_num)

Fixed-effects (within) regression               Number of obs     =       652
Group variable: vara_id_num                     Number of groups  =        14
     Within  = 0.6514     Between = 0.6824     Overall = 0.6642
F(6,13) = 51.17   Prob > F = 0.0000

                    (Std. err. adjusted for 14 clusters in vara_id_num)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
```

```
      ln_tme | Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
   carga_lag |  -.0050532   .004614    -1.10   0.293    -.015021     .0049146
perc_efetivos |  -1.346306   1.047777   -1.28   0.221    -3.60989     .9172793
 grau_complex |   .2376506   .0298495    7.96   0.000     .1731646    .3021366
      d_ano2 |   .155817    .0595649    2.62   0.021     .027135     .2844991
      d_ano4 |   .2488824   .1312928    1.90   0.080    -.0347586    .5325233
      d_ano5 |   .2441486   .1417153    1.72   0.109    -.0620088    .550306
       _cons |   5.585744   .7502705    7.44   0.000     3.964884    7.206605
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  .61358338
     sigma_e |  .44550623
         rho |   .6548009   (fraction of variance due to u_i)
```

Output A.6b — FE com interação complexidade × 2020

```
. gen complex_2020 = grau_complex * d_2020
. xtreg ln_tme carga_lag perc_efetivos grau_complex d_2020 complex_2020
>     d_ano2 d_ano4 d_ano5, fe vce(cluster vara_id_num)

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =       820
Group variable: vara_id_num                     Number of groups   =        14
     Within  = 0.6410     Between = 0.7622     Overall = 0.7029
F(8,13) = 59.89   Prob > F = 0.0000

                          (Std. err. adjusted for 14 clusters in vara_id_num)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
      ln_tme | Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
   carga_lag |  -.0044205   .0038347    -1.15   0.270    -.0127049    .0038639
perc_efetivos |  -.1228134   1.061038    -0.12   0.910    -2.415046    2.169419
 grau_complex |   .2399414   .0314315     7.63   0.000     .1720377    .3078451
      d_2020 |   .2176091   .1212169     1.80   0.096    -.0442641    .4794823
 complex_2020 |   .0576981   .0236968     2.43   0.030     .0065042    .1088919
      d_ano2 |   .1576824   .054337      2.90   0.012     .0402944    .2750704
      d_ano4 |   .2463419   .1297452     1.90   0.080    -.0339555    .5266394
      d_ano5 |   .2463349   .147321      1.67   0.118    -.0719329    .5646026
       _cons |   4.586754   .7690849     5.96   0.000     2.925247    6.248261
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  .57529999
     sigma_e |  .43194161
         rho |  .63950179   (fraction of variance due to u_i)
```

Nota: A robustez à construção da variável de carga (pesos uniformes) foi verificada no Stata e os resultados confirmam a insensibilidade das estimativas principais à escolha dos pesos. O coeficiente da carga com pesos uniformes permaneceu negativo e não significativo, enquanto o coeficiente da complexidade manteve-se positivo e significativo ao nív

A.7 — ESTIMAÇÃO DE MUNDLAK (DIAGNÓSTICO DE ENDOGENEIDADE ENTRE DIMENSÕES)

O modelo de Mundlak (1978) constitui extensão do estimador de efeitos aleatórios que permite testar formalmente a correlação entre os efeitos não observados específicos das varas (α_i) e as variáveis explicativas, sem descartar integralmente a variação *between*. As médias

temporais das três variáveis principais — carga_lag, Perc_Efetivos e Grau_complex — foram calculadas por vara e incluídas como regressores auxiliares no modelo RE com erros-padrão robustos clusterizados por vara. O teste conjunto das médias produz $\chi^2(3) = 14{,}05$ ($p = 0{,}003$), rejeitando a hipótese nula de ausência de correlação entre os efeitos não observados e os regressores — evidência mais forte que o teste de Hausman convencional ($\chi^2(7) = 13{,}02$; $p = 0{,}071$) para justificar a preferência pelo FE como estimador consistente.

Output A.7a — Estimação de Mundlak (xtreg RE + médias temporais)

```
. xtreg ln_TME carga_lag Perc_Efetivos Grau_complex d_ano2 d_ano3 d_ano4 d_ano5
mean_carga mean_efetivos mean_complex, re vce(cluster vara_id_num)

Random-effects GLS regression           Number of obs     =        820
Group variable: vara_id_num             Number of groups  =         14

R-squared:                              Obs per group:
     Within  = 0.6349                         min =         53
     Between = 0.8732                         avg =       58.6
     Overall = 0.7944                         max =         59

                                        Wald chi2(10)     =     886.07
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2       =     0.0000

               (Std. err. adjusted for 14 clusters in vara_id_num)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
      ln_TME | Coefficient  Std. err.      z    P>|z|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
   carga_lag |   -0.0038     0.0038    -1.00   0.315    -0.0112      0.0036
Perc_Efetivos |   -0.3966     1.0737    -0.37   0.712    -2.5010      1.7079
 Grau_complex |    0.2441     0.0317     7.70   0.000     0.1820      0.3063
      d_ano2 |    0.1548     0.0547     2.83   0.005     0.0476      0.2620
      d_ano3 |    0.2963     0.1072     2.76   0.006     0.0861      0.5064
      d_ano4 |    0.2334     0.1329     1.76   0.079    -0.0271      0.4940
      d_ano5 |    0.2321     0.1481     1.57   0.117    -0.0582      0.5223
  mean_carga |   -0.0137     0.0057    -2.43   0.015    -0.0248     -0.0026
mean_efetivos |    1.6774     1.5728     1.07   0.286    -1.4052      4.7600
 mean_complex |    0.0458     0.0523     0.88   0.381    -0.0567      0.1483
       _cons |    3.7860     0.9242     4.10   0.000     1.9745      5.5975
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  0.2839
     sigma_e |  0.4353
         rho |  0.2983   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

Output A.7b — Teste conjunto das médias (hipótese de Mundlak)

```
. test mean_carga mean_efetivos mean_complex

 ( 1)  mean_carga = 0
 ( 2)  mean_efetivos = 0
 ( 3)  mean_complex = 0

           chi2(  3) =   14.05
         Prob > chi2 =    0.0028
```

Interpretação: O coeficiente de mean_carga é negativo e estatísticamente significativo ($\beta = -0{,}014$; $p = 0{,}015$), indicando que varas estruturalmente com maior carga tendem a

apresentar menor TME na dimensão *between* — coerente com a hipótese de desenvolvimento de rotinas mais eficientes em unidades de alta demanda. O coeficiente de Grau_complex permanece positivo, significativo e com magnitude virtualmente idêntica ao modelo FE de referência (β = 0,244; p < 0,001), confirmando a robustez do achado principal em ambas as dimensões de variação.

A.8 — TESTES DE RAIZ UNITÁRIA (ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES)

A extensão temporal do painel (T = 60 meses) justifica a verificação da estacionariedade das séries antes da estimação. Foram aplicados o teste de Im-Pesaran-Shin (IPS), adequado a painéis com N reduzido e heterogeneidade entre unidades, e o teste Fisher-ADF (Maddala & Wu, 1999), robusto à não-normalidade das séries. Os resultados rejeitam a hipótese nula de raiz unitária para todas as séries testadas, confirmando a estacionariedade e a adequação do modelo FE estático.

Output A.8a — Testes IPS (Im-Pesaran-Shin) e Fisher-ADF para ln_TME e carga_lag

```
. xtunitroot ips ln_TME, lags(aic) trend

Im-Pesaran-Shin unit-root test for ln_TME
H0: All panels contain unit roots    Number of panels  = 14
Ha: Some panels are stationary       Avg. periods      = 59.57

                  Statistic    p-value
 W-t-bar            -5.1654     0.0000   ***

. xtunitroot ips carga_lag, lags(aic) trend

Im-Pesaran-Shin unit-root test for carga_lag
H0: All panels contain unit roots    Number of panels  = 14
Ha: Some panels are stationary       Number of periods = 59

                  Statistic    p-value
 W-t-bar            -9.1437     0.0000   ***

. xtunitroot fisher ln_TME, dfuller lags(4)

Fisher-type unit-root test for ln_TME
H0: All panels contain unit roots    Number of panels  = 14

                             Statistic    p-value
 Inverse chi-squared(28)  P     44.5392     0.0246   **
 Inverse normal           Z     -1.6987     0.0447   **
 Inverse logit t(74)      L*    -1.7833     0.0393   **
 Modified inv. chi-sq     Pm     2.2101     0.0135   **

. xtunitroot fisher Grau_complex, dfuller lags(4)

Fisher-type unit-root test for Grau_complex

                             Statistic    p-value
 Inverse chi-squared(28)  P     45.3540     0.0203   **
 Inverse normal           Z     -1.8336     0.0334   **
```

```
 Inverse logit t(74)      L*    -1.8539     0.0339   **
 Modified inv. chi-sq     Pm     2.3190     0.0102   **

. xtunitroot fisher Perc_Efetivos, dfuller lags(4)

Fisher-type unit-root test for Perc_Efetivos

                              Statistic    p-value
 Inverse chi-squared(28)  P     44.7562     0.0233   **
 Inverse normal           Z     -0.2475     0.4022
 Inverse logit t(74)      L*    -0.7708     0.2216
 Modified inv. chi-sq     Pm     2.2391     0.0126   **

* p<0.10  ** p<0.05  *** p<0.01
```

Interpretação: Todas as séries principais rejeitam a hipótese nula de raiz unitária com IPS (ln_TME: $p < 0,001$; carga_lag: $p < 0,001$) e Fisher-ADF (ln_TME: Pm = 2,21, p = 0,014; Grau_complex: Pm = 2,32, p = 0,010). Para Perc_Efetivos, o teste Fisher confirma estacionariedade pelo critério Pm (p = 0,013), embora os critérios Z e L* não rejeitem ao nível de 5%, o que reflete a baixa variação *within* desta variável ($\sigma_within = 0,031$). O conjunto dos resultados confirma a adequação do modelo FE estático para a estimação principal.

O modelo de Mundlak (1978) constitui extensão do estimador de efeitos aleatórios que permite testar formalmente a correlação entre os efeitos não observados específicos das varas (α_i) e as variáveis explicativas, sem descartar integralmente a variação *between*. Na especificação de Mundlak, as médias temporais de cada variável explicativa — calculadas por vara ao longo dos 60 meses — são adicionadas como regressores auxiliares ao modelo RE. Se os coeficientes dessas médias forem conjuntamente significativos, confirma-se que os efeitos não observados estão correlacionados com os regressores, justificando a preferência pelo FE como estimador consistente.No presente estudo, as médias temporais das três variáveis principais (carga_lag, Perc_Efetivos e Grau_complex) foram calculadas por vara e incluídas como regressores auxiliares. Os resultados são apresentados a seguir.

Output A.7a – Estimaçao de Mundlak (xtreg RE + médias temporais)

```
Random-effects GLS regression              Number of obs     =       820
Group variable: vara_id_num                Number of groups  =        14

R-squared:
     Within  = 0.6349
     Between = 0.8732
     Overall = 0.7944

                                           Wald chi2(10)     =    886.07
                                           Prob > chi2       =    0.0000

(Std. err. adjusted for 14 clusters in vara_id_num)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
```

```
      ln_TME | Coefficient  Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
   carga_lag |   -0.0038    0.0038    -1.00    0.315    -0.0112     0.0036
Perc_Efetivos |   -0.3966    1.0737    -0.37    0.712    -2.5010     1.7079
 Grau_complex |    0.2441    0.0317     7.70    0.000     0.1820     0.3063
      d_ano2 |    0.1548    0.0547     2.83    0.005     0.0476     0.2620
      d_ano3 |    0.2963    0.1072     2.76    0.006     0.0861     0.5064
      d_ano4 |    0.2334    0.1329     1.76    0.079    -0.0271     0.4940
      d_ano5 |    0.2321    0.1481     1.57    0.117    -0.0582     0.5223
  mean_carga |   -0.0137    0.0057    -2.43    0.015    -0.0248    -0.0026
mean_efetivos |    1.6774    1.5728     1.07    0.286    -1.4052     4.7600
 mean_complex |    0.0458    0.0523     0.88    0.381    -0.0567     0.1483
       _cons |    3.7860    0.9242     4.10    0.000     1.9745     5.5975
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  0.2839
     sigma_e |  0.4353
         rho |  0.2983
------------------------------------------------------------------------------

Teste conjunto das médias de Mundlak:
  H0: mean_carga = mean_efetivos = mean_complex = 0
  chi2(3) = 14.05     Prob > chi2 = 0.0028
```

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados do software Stata 17 (2025).

O teste conjunto rejeita a hipótese nula com $\chi^2(3) = 14{,}05$ ($p = 0{,}003$), confirmando a existência de correlação estatisticamente significativa entre os efeitos não observados específicos das varas e pelo menos uma das variáveis explicativas. Esse resultado valida a inconsistência do estimador RE no presente contexto e reforça a escolha do modelo FE como estimador de referência — complementando o teste de Hausman convencional ($\chi^2(7) = 13{,}02$; $p = 0{,}071$), cujo resultado ficou no limiar da significância convencional de 5%.

A análise dos coeficientes individuais das médias temporais revela resultado substantivamente relevante: mean_carga apresenta coeficiente negativo e estatisticamente significativo ($\beta = -0{,}014$; $p = 0{,}015$), indicando que varas que operam estruturalmente com maior carga de trabalho tendem a apresentar menores tempos de expedição na dimensão *between*. Esse achado é coerente com a hipótese de que unidades de alta demanda desenvolvem rotinas organizacionais mais eficientes ao longo do tempo, sendo consistente com Dimitrova-Grajzl et al. (2012). O coeficiente de Grau_complex permanece positivo, significativo e com magnitude praticamente idêntica à do modelo FE de referência ($\beta = 0{,}244$; $p < 0{,}001$), confirmando a robustez do achado principal em ambas as dimensões de variação.

APÊNDICE B – BASE DE DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Este apêndice apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na análise empírica desta dissertação. Os dados foram obtidos a partir dos sistemas administrativos da Justiça Federal de Alagoas (JFAL) e do Tribunal Regional Federal da 5ª Região (TRF5), abrangendo o período de janeiro de 2018 a dezembro de 2022, com periodicidade mensal. A base original contém 840 observações potenciais (14 varas × 60 meses), das quais 834 foram efetivamente utilizadas após o tratamento de valores ausentes, e 820 no modelo de referência, em razão da inclusão da variável de carga em sua forma defasada.

A Tabela B.1 apresenta as estatísticas descritivas das principais variáveis do modelo, calculadas sobre o conjunto completo de observações válidas. As medidas reportadas são: número de observações (N), média, desvio-padrão, valor mínimo e valor máximo. A variável dependente ln_TME corresponde ao logaritmo natural do Tempo Médio de Expedição (TME), transformação adotada para reduzir assimetria na distribuição e permitir interpretação dos coeficientes em termos percentuais aproximados. A variável carga_lag corresponde ao valor da carga de trabalho defasado em um período (t−1), utilizada como regressor principal no modelo de referência para mitigar a simultaneidade contemporânea entre carga e TME. As demais variáveis são descritas conforme sua operacionalização detalhada na seção 3.4.

Tabela B.1 – Estatísticas Descritivas das Variáveis do Modelo

Variável	Descrição	N	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
TME	Tempo Médio de Expedição (dias)	842	331,78	589,26	0,00	3.068,53
ln_TME	Logaritmo natural do TME — variável dependente	834	4,920	1,236	2,303	8,029
Carga	Carga de trabalho (requisitórios expedidos por servidor)	842	29,65	28,70	0,79	114,21
carga_lag	Carga de trabalho defasada em um período (t−1) — regressor principal	826	29,71	28,89	0,79	114,21
Perc_Efetivos	Proporção de servidores efetivos no total da equipe	842	0,798	0,105	0,103	0,950

Grau_complex	Índice de complexidade processual	842	1,561	3,093	−0,527	16,020
Volume_Processos	Volume mensal de processos por vara	842	511,89	467,47	15,00	2.727,00
RH_Total	Total de servidores na vara	842	18,66	2,60	2,55	26,00
RH_Efetivos	Número de servidores efetivos	842	14,84	2,48	2,45	20,00
RH_Comissionados	Número de servidores comissionados	842	0,21	0,41	0,00	1,00
RH_Cedidos	Número de servidores cedidos	842	3,61	1,85	1,00	7,00

Nota: Estatísticas calculadas sobre o conjunto de observações válidas após tratamento da base. N varia entre variáveis em função de valores ausentes e da defasagem aplicada à variável de carga (carga_lag). TME reportado em dias; ln_TME é o logaritmo natural do TME; Carga e carga_lag representam o volume de requisitórios expedidos por servidor; Perc_Efetivos é a proporção de servidores efetivos sobre o total da equipe; Grau_complex é o índice de complexidade processual construído conforme detalhado na seção 3.4.
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Justiça Federal de Alagoas (2018–2022).

A base de dados completa, incluindo todas as variáveis construídas e os códigos de identificação das unidades e períodos, está disponível mediante solicitação ao autor. A disponibilização integral da base observa as restrições relativas ao uso de dados administrativos institucionais e às diretrizes de proteção de dados aplicáveis.

APÊNDICE C – AJUSTE DE VARIÁVEIS MONETÁRIAS (DEFLACIONAMENTO)

Para garantir a comparabilidade dos valores monetários ao longo do tempo, as variáveis expressas em termos financeiros foram deflacionadas utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O procedimento permite ajustar os valores nominais, reduzindo o efeito da inflação sobre a série temporal (GUJARATI; PORTER, 2011).

Adotou-se como referência o mês de dezembro de 2022, último período da amostra, de modo que todos os valores foram convertidos para preços constantes dessa data. A série do IPCA foi obtida junto ao Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

O deflacionamento foi aplicado de forma padronizada a toda a série, com base na razão entre o índice do período de referência e o índice correspondente a cada observação.