

Cobertura do Programa Bolsa Família e feminicídios no estado de Minas Gerais

Gabriele dos Anjos Gonçalves¹  | Evandro Camargos Teixeira² 

¹ Universidade Federal de Viçosa. E-mail: gabriele.goncalves@ufv.br

² Universidade Federal de Viçosa. E-mail: evandro.teixeira@ufv.br

RESUMO

O feminicídio é a forma mais extrema de violência de gênero e permanece um desafio estrutural no Brasil. Este estudo analisa a associação entre a cobertura do Programa Bolsa Família e a taxa de feminicídios, aproximada por mortes de mulheres por agressões, nos municípios de Minas Gerais no período de 2013 a 2021, com dados do IMRS e modelo com dados em painel dinâmico. A análise descritiva por mesorregiões evidenciou heterogeneidade territorial persistente. Os resultados econométricos apontaram associação negativa e estatisticamente significativa entre maior cobertura e menor taxa de feminicídios, compatível com mecanismos de maior autonomia econômica e acesso ampliado a serviços de apoio entre as beneficiárias. Em termos de políticas públicas, recomenda-se a coordenação entre programas de transferência de renda e serviços especializados de proteção com capilaridade territorial, além de monitoramento local contínuo para acomodar discrepâncias regionais.

PALAVRAS-CHAVE

Bolsa Família, Feminicídio, Minas Gerais

Bolsa Família Program coverage and femicide in the state of Minas Gerais

ABSTRACT

Femicide is the most extreme form of gender-based violence and remains a structural challenge in Brazil. This study analyzes the association between the coverage of the Bolsa Família Program and femicide rates, proxied by female deaths due to aggression, across municipalities in the state of Minas Gerais from 2013 to 2021, using IMRS data and a dynamic panel data model. The descriptive analysis by mesoregions revealed persistent territorial heterogeneity. The econometric results indicate a negative and statistically significant association between higher program coverage and lower femicide rates, consistent with mechanisms related to greater economic autonomy and improved access to support services among beneficiaries. From a public policy perspective, the findings support the need for coordination between income transfer programs and specialized protection services with territorial reach, along with continuous local monitoring to address regional disparities.

KEYWORDS

Bolsa Família, Femicide, Minas Gerais

CLASSIFICAÇÃO JEL

I38, J16, K42, R58

1. Introdução

O feminicídio, definido como o assassinato de mulheres motivado por sua condição de gênero, constitui a expressão mais extrema da violência contra as mulheres e permanece um desafio estrutural no Brasil. Na América Latina, o termo carrega também a dimensão da falha estatal em prevenir, investigar e punir, evidenciando a natureza político-institucional do problema (Orizaga Inzunza, 2021; Lagarde y de los Ríos, 2024). Essa violência está ancorada em relações desiguais de poder e na naturalização da dominação masculina, como argumenta a literatura feminista brasileira (Saffioti, 2001). O período recente registrou elevação das ocorrências, antes mesmo da pandemia de Covid-19 iniciada em 2020, e reforçou o caráter multifatorial do fenômeno, condicionado por fatores econômicos, culturais e institucionais (Ávila et al., 2021; Álvarez-Garavito e Acosta-González, 2021).

Nesse contexto, o debate internacional e nacional sobre a associação entre políticas de transferência de renda e violência de gênero identifica mecanismos potencialmente opostos. A ampliação do nível de renda e a titularidade feminina podem elevar o poder de barganha intradomiciliar, reduzir a dependência econômica e favorecer a denúncia, com efeito protetivo (Farmer e Tiefenthaler, 1997; Campos et al., 2020; Silva et al., 2024). Em contrapartida, o empoderamento econômico pode ser percebido como ameaça em contextos patriarcais, acionando respostas violentas e disputas pelo controle de recursos (Hagen-Zanker et al., 2017; Leite et al., 2019).

Nesse debate, ganha relevância o papel dos programas de transferência de renda condicionada (PTRC), que se difundiram na América Latina a partir da década de 1990 como instrumentos de combate à pobreza, ao combinar transferência monetária com exigências em saúde e educação, visando romper ciclos intergeracionais de vulnerabilidade (Fiszbein e Schady, 2009). No Brasil, a principal iniciativa é o Programa Bolsa Família, criado em 2003 a partir da unificação de programas anteriores, com foco na titularidade feminina e na redução da pobreza (Soares e Sátyro, 2009). Além de sua centralidade nas políticas sociais brasileiras, o PBF tornou-se referência internacional, o que reforça a pertinência de analisar seus efeitos sobre dimensões críticas da violência de gênero.

Evidências específicas para o Programa Bolsa Família mostram ganhos de autonomia e maior procura por serviços, mas também registros de aumento de violência em ambientes de extrema vulnerabilidade, o que sugere efeitos condicionados ao contexto Almeida et al. (2019); Moreira (2010). Apesar desses avanços, ainda são escassos os estudos que investigam a dimensão letal da violência contra mulheres, o que representa uma lacuna relevante.

Para além dessa lacuna, a perspectiva territorial torna-se fundamental para compreender a violência letal. A literatura brasileira documenta forte heterogeneidade regional na distribuição da violência e na capacidade estatal, com variações em serviços públicos, justiça criminal e redes de proteção, além de perfis urbanos e rurais

distintos (Ipea e Fórum Brasileiro de Segurança Pública, 2019; Garcia, 2013; Waiselfisz, 2015). Minas Gerais constitui um caso informativo, marcado por acentuadas desigualdades entre mesorregiões e municípios. Enquanto o Sul apresenta maior dinamismo econômico, o Norte, o Jequitinhonha e o Vale do Mucuri reúnem elevados índices de pobreza e baixa disponibilidade de serviços públicos, compondo um mosaico de vulnerabilidades e capacidades institucionais diferenciadas. Segundo o Índice Mineiro de Responsabilidade Social (IMRS), em 2020, cerca de 45% dos municípios apresentavam elevada vulnerabilidade social (Fundação João Pinheiro, 2023).

Um desafio adicional refere-se à mensuração do fenômeno no estado. Em nível municipal, a ausência de tipificação padronizada de feminicídio impõe o uso da taxa de mortes de mulheres por agressões como aproximação do fenômeno. Essa *proxy*, ainda que amplamente utilizada na literatura, exige cautela quanto à subnotificação, qualidade dos registros e impossibilidade de identificar a motivação de gênero em todos os casos (Orizaga Inzunza, 2021).

Considerando esses elementos, este trabalho busca preencher a referida lacuna ao investigar em que medida a cobertura do Programa Bolsa Família se associa com as taxas de feminicídios nos municípios mineiros, considerando o período 2013-2021. Para tanto, são combinadas estatísticas descritivas em escala mesorregional com uma estratégia econométrica com dados em painel dinâmico, estimada via Método dos Momentos Generalizados em Sistema, GMM-SYS, incorporando persistência temporal da violência, potenciais endogeneidades e heterogeneidade não observada (Arellano e Bover, 1995; Blundell e Bond, 1998; Roodman, 2009).

O recorte temporal de 2013 a 2021 decorre da disponibilidade e da padronização das informações no IMRS, o que garante comparabilidade entre municípios e estabilidade das séries anuais (Fundação João Pinheiro, 2023). A opção pelo recorte espacial municipal articulado à análise mesorregional permite captar desigualdades territoriais, dadas as profundas heterogeneidades socioeconômicas e institucionais presentes no estado, como já salientado (IBGE, 2017), o que a literatura reconhece como determinante para padrões de violência letal contra as mulheres (Garcia et al., 2015; Meneghel e Portella, 2017).

O trabalho oferece duas principais contribuições. Primeiro, focaliza diretamente a dimensão letal da violência de gênero e a relaciona à cobertura de uma política de transferência condicionada de renda com titularidade feminina, avançando além do escopo predominante de estudos que analisam apenas a violência doméstica em geral. Segundo, integra a dimensão territorial por meio de evidências mesorregionais e de um modelo que acomoda as diferenças municipais e a dinâmica temporal, o que torna os resultados úteis para o desenho de políticas que articulem proteção social, serviços especializados e justiça em um estado marcado por desigualdades internas.

Por fim, o trabalho está estruturado em cinco seções. Além desta introdução, a segunda seção discute as evidências teóricas e empíricas; a terceira detalha a meto-

dologia; a quarta apresenta os resultados e sua discussão; e, por fim, a quinta seção traz as considerações finais.

2. Evidências empíricas

A literatura internacional e nacional que analisa a associação entre programas de transferência de renda e violência de gênero aponta resultados heterogêneos, refletindo os distintos mecanismos e a forte dependência de contextos sociais, culturais e institucionais (Ávila et al., 2021; Álvarez-Garavito e Acosta-González, 2021). Enquanto alguns estudos ressaltam efeitos protetivos associados ao aumento da autonomia econômica e à ampliação do acesso a serviços, outros destacam reações violentas e disputas pelo controle dos recursos, sobretudo em contextos patriarcais.

Nesse cenário, destacam-se dois movimentos não excludentes. Por um lado, a titularidade feminina e o acesso estável à renda ampliam o poder de barganha intradomiciliar, reduzem a dependência econômica e podem estimular a denúncia, configurando um efeito protetivo (Farmer e Tiefenthaler, 1997; Campos et al., 2020; Silva et al., 2024). Esse processo é reforçado pela maior integração a redes de apoio e a serviços públicos, ampliando o capital social e a capacidade de acionar proteção jurídica e psicossocial. Por outro lado, parte da literatura documenta reações violentas de parceiros diante do empoderamento econômico, sobretudo em contextos patriarcais, além do controle ou da apropriação do benefício por parte do agressor, o que pode limitar ou reverter ganhos de autonomia (Hagen-Zanker et al., 2017; Leite et al., 2019; Bartholo et al., 2017).

A experiência internacional reforça essa ambiguidade. No México, pesquisas sobre o *Progres a/Oportunidades* mostraram que as transferências condicionadas contribuíram para a redução da violência doméstica ao ampliar a autonomia feminina, mas também registraram tensões intrafamiliares em comunidades rurais com normas patriarcais rígidas (Bobonis et al., 2013). Na Colômbia, estudos sobre o *Familias en Acción* identificaram resultados similares, com ganhos em bem-estar das mulheres e, ao mesmo tempo, episódios de violência reativa em áreas com maior vulnerabilidade (Rivera et al., 2009).

No Chile, análises do *Chile Solidario* destacaram a importância de serviços complementares e acompanhamento psicossocial como fatores que reduzem o risco de violência contra beneficiárias (Galasso, 2006). Fora da América Latina, Hidrobo et al. (2016) investigaram programas de transferência de renda em países africanos e encontraram efeitos heterogêneos. Em alguns casos, houve redução da violência doméstica, mas em outros não se observou impacto, evidenciando a dependência do arranjo institucional e do grau de desigualdade de gênero. Na Ásia, avaliações do *Pantawid Familyang Pilipino Program*, nas Filipinas, reforçaram a mesma lógica, já que os efeitos positivos sobre o empoderamento feminino e o bem-estar das famílias dependiam da qualidade dos serviços públicos locais e da capacidade de o Estado proteger mulheres

em situação de vulnerabilidade (Chaudhury et al., 2013).

Similarmente, a literatura brasileira evidencia essa dualidade. No geral, os estudos têm destacado a persistência de desigualdades regionais, a heterogeneidade institucional e a interação entre fatores socioeconômicos, capacidades estatais e violência de gênero (Meneghel e Portella, 2017; Garcia et al., 2015; Cerqueira e Bueno, 2023). Ademais, pesquisas recentes também apontam o papel de políticas sociais na redução de vulnerabilidades femininas em contextos de pobreza e insuficiência estatal (Campello e Neri, 2013), o que reforça a importância de se examinar a cobertura do Bolsa Família em um estado marcado por forte diversidade territorial, como é o caso de Minas Gerais.

Considerando o referido estado, Moreira (2010) identificou relatos de redução da violência e de maior procura por assistência jurídica após a expansão do Bolsa Família, sugerindo fortalecimento da autonomia. Em contrapartida, Moreira et al. (2016) apontaram aumento da violência doméstica contra beneficiárias em ambientes de extrema vulnerabilidade, indicando que o recebimento da renda, isoladamente, pode acirrar disputas de poder. De forma complementar, Almeida et al. (Almeida et al. (2019)) observaram rejeição à violência entre beneficiárias, mas também persistência de normas patriarcais, o que ajuda a explicar por que efeitos positivos e negativos podem emergir dependendo do arranjo familiar e institucional.

A discussão sobre violência letal no Brasil amplia essa perspectiva ao enfatizar a centralidade do território. Diferenças na densidade institucional, na presença de serviços especializados, na estrutura urbana e nas redes de proteção estão associadas à distribuição espacial da violência e à capacidade de resposta estatal (Ipea e Fórum Brasileiro de Segurança Pública, 2019; Garcia, 2013; Waiselfisz, 2015). Em alguns estados, como é o caso de Minas Gerais, variações mesorregionais no nível de pobreza, mercado de trabalho e infraestrutura pública condicionam diretamente os mecanismos descritos, tornando a dimensão espacial parte indissociável da fundamentação (Fundação João Pinheiro, 2023). As tensões entre empoderamento e dominação patriarcal também se refletem nos perfis socioeconômicos das vítimas. No Distrito Federal, (Ávila et al., 2021) mostraram que a maioria das vítimas de feminicídios possuía baixo nível de renda e elevada dependência financeira, evidenciando a interseção entre desigualdade econômica, gênero e raça/cor. Esses resultados se relacionam com pesquisas que apontam a necessidade de articular proteção social, serviços especializados e justiça criminal para mitigar riscos, sobretudo em contextos com maior vulnerabilidade (Campos et al., 2020; Garcia, 2013).

Em síntese, a literatura sugere que programas de transferência de renda podem atuar como fator de proteção ao ampliar a autonomia e o acesso a serviços (Farmer e Tiefenthaler, 1997; Campos et al., 2020; Bobonis et al., 2013; Galasso, 2006; Chaudhury et al., 2013; Hidrobo et al., 2016). Entretanto, seus efeitos dependem de condições institucionais e territoriais, o que explica por que, em contextos com serviços escassos, normas patriarcais rígidas e baixa capacidade estatal, podem emergir

reações violentas e controle dos recursos por agressores (Hagen-Zanker et al., 2017; Leite et al., 2019; Rivera et al., 2009). Apesar da existência de trabalhos sobre violência doméstica, permanece a lacuna de investigações que relacionem políticas de transferência de renda à violência letal (feminicídios), sobretudo no Brasil e na América Latina (Álvarez-Garavito e Acosta-González, 2021; Ipea e Fórum Brasileiro de Segurança Pública, 2019; Fundação João Pinheiro, 2023). Esse conjunto de evidências justifica a pertinência de análises que incorporem a dimensão regional, como é o caso do presente estudo.

3. Metodologia

3.1 Base de dados

Os dados utilizados nesta pesquisa são oriundos do Índice Mineiro de Responsabilidade Social (IMRS), desenvolvido pela Fundação João Pinheiro, que consolida informações provenientes de diferentes sistemas administrativos, como o Sistema de Informações sobre Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/MS), a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), o Censo Escolar do INEP e as estimativas demográficas do IBGE. O IMRS reúne mais de 700 indicadores socioeconômicos e institucionais dos 853 municípios de Minas Gerais (Fundação João Pinheiro (2023)) e permite integrar informações sobre vulnerabilidade social, políticas públicas e violência em escala municipal.

O período de 2013-2021 foi definido pela disponibilidade e pela consistência das informações necessárias para a construção das variáveis de interesse. Para assegurar consistência nas estimativas, todas as observações com valores ausentes foram removidas, reduzindo potenciais vieses e fortalecendo a robustez do modelo estimado.

A variável dependente é a taxa de mortalidade de mulheres por agressões, disponibilizada pelo IMRS e construída a partir dos registros do Sistema de Informações sobre Mortalidade do Ministério da Saúde. Os óbitos femininos considerados foram aqueles classificados como agressões, segundo a Classificação Internacional de Doenças, CID-10. O indicador é expresso por 100 mil mulheres e é utilizado como *proxy* de feminicídio, uma vez que não há tipificação específica e uniforme por município no período analisado.

O denominador do indicador foi estimado com base na população feminina municipal, obtida pela multiplicação da população total pela proporção de mulheres observada no Censo Demográfico de 2022. Essa proporção apresenta elevada estabilidade entre os censos, com variações lentas ao longo do tempo, o que constitui uma aproximação adequada da estrutura etária e de sexo no período analisado, conforme práticas demográficas usuais (Preston et al. (2001); IBGE (2023)). A taxa final corresponde ao número de óbitos femininos por agressão dividido pela população feminina estimada e multiplicado por 100 mil.

Embora amplamente empregado em estudos sobre violência letal, o SIM apresenta limitações que exigem cautela na interpretação dos resultados. A qualidade e a completude dos registros variam entre municípios, há subnotificação de ocorrências e muitas vezes faltam informações essenciais para caracterizar adequadamente o feminicídio, como a relação entre vítima e agressor e as circunstâncias do crime. Como argumenta Orizaga Inzunza (2021), a obtenção de dados confiáveis sobre feminicídios enfrenta desafios significativos devido à fragilidade dos sistemas policiais e médicos de registro, realidade também observada no resto do Brasil.

Como exercício adicional de qualificação dessa medida, realizou-se uma análise descritiva da proporção de óbitos femininos por agressão ocorridos no interior dos domicílios em Minas Gerais, com base nos registros do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do Ministério da Saúde. No período de 2013 a 2021, do total de 3.168 óbitos femininos por agressão registrados no estado, 980 ocorreram no domicílio, o que corresponde a aproximadamente 30,9% do total. Em termos temporais, observa-se relativa estabilidade dessa proporção ao longo do período, com valores anuais entre aproximadamente 28% e 33%, o que sugere que a violência letal contra mulheres no espaço doméstico permanece como componente estrutural da mortalidade por agressões no estado. Esse padrão reforça a adequação da variável utilizada como *proxy* de feminicídio íntimo, ainda que se reconheçam suas limitações frente à impossibilidade de identificar diretamente a motivação de gênero nos registros administrativos (Brasil, Ministério da Saúde, Secretaria de Vigilância em Saúde e Ambiente. (2023)).

3.2 Estratégia econométrica

Do ponto de vista conceitual, assume-se que a violência letal contra mulheres em nível municipal possa ser representada pela seguinte função:

$$V_{it} = f(A_{it}, R_{it}, L_{it}, D_{it}, I_{it}) \quad (1)$$

Em que V_{it} denota a taxa de feminicídios no município i no ano t ; A_{it} sintetiza as condições de autonomia econômica das mulheres; R_{it} representa o ambiente de renda; L_{it} expressa as características do mercado de trabalho; D_{it} reúne dimensões de desorganização social e educacional; e I_{it} corresponde a parâmetros institucionais e territoriais. Essa formulação está alinhada aos modelos econômicos da violência doméstica baseados em poder de barganha intradomiciliar e restrições econômicas, nos quais o aumento da autonomia feminina e da renda própria tende a reduzir vulnerabilidades, ainda que em determinados contextos possa gerar respostas reativas de parceiros (Farmer e Tiefenthaler (1997); Hagen-Zanker et al. (2017); Leite et al. (2019)).

Nessa estrutura, a cobertura do Programa Bolsa Família é interpretada como um mecanismo de proteção social capaz de ampliar a autonomia econômica das mulhe-

res e o acesso a redes institucionais de apoio, conforme documentado para o Brasil e para outros países da América Latina (Soares e Sátyro (2009); Campello e Neri (2013); Bartholo et al. (2017)). O rendimento *per capita* no setor formal captura o nível de desenvolvimento econômico local, bem como possíveis tensões distributivas e diferenciais de capacidade de registro dos casos, enquanto a taxa de emprego formal reflete a inserção produtiva associada à redução de vulnerabilidades socioeconômicas (Álvarez-Garavito e Acosta-González (2021); Leite et al. (2019)).

Já a reprovação escolar e a taxa de crimes violentos aproximam dimensões de desorganização social e de contextos criminais mais amplos, conforme a literatura que relaciona fragilidades educacionais e criminalidade a ambientes menos protetivos para as mulheres (Sampson et al. (1997); Ávila et al. (2021)). Por sua vez, a urbanização, os gastos públicos em segurança e em difusão cultural, bem como as *dummies* associadas à Lei do Feminicídio e à pandemia da COVID-19, sintetizam aspectos institucionais e territoriais que moldam a ocorrência e a dinâmica da violência letal contra mulheres (Garcia (2013); Meneghel e Portella (2017); Ipea e Fórum Brasileiro de Segurança Pública (2019); Okabayashi (2020)).

Com base nessa formulação conceitual, para analisar a associação entre a cobertura do PBF e a taxa de feminicídios, utiliza-se um modelo com dados em painel dinâmico, estimado pelo Método dos Momentos Generalizados em Sistema, o GMM-SYS. Essa metodologia foi inicialmente proposta por Arellano e Bond (1991) e posteriormente desenvolvida por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). Ela é adequada para painéis com grande número de unidades e poucos períodos e permite lidar com endogeneidade decorrente da inclusão da defasagem da variável dependente.

A literatura recomenda parcimônia no número de defasagens para evitar a proliferação de instrumentos, o que pode comprometer a validade dos testes de sobreidentificação, como discutido por Roodman (2009) e Bond (2002). Seguindo esses autores, o modelo inclui apenas uma defasagem da variável dependente, procedimento comum em aplicações empíricas com painéis curtos, como em Blundell e Bond (1998).

Algumas variáveis foram tratadas como endógenas na estimação. Estão nesse grupo a cobertura do Programa Bolsa Família (*cobertura_pbf*), o rendimento *per capita* do trabalho formal (*rend_pc*) e os gastos municipais *per capita* em segurança (*gasto_seguranca*). Essas variáveis podem ajustar-se de forma contemporânea às condições de violência, o que justifica essa classificação, em linha com evidências apresentadas por Moreira et al. (2016) e Álvarez-Garavito e Acosta-González (2021).

Outras variáveis foram tratadas como predeterminadas, sendo essas a taxa de emprego formal (*tx_emprego*), a variável relativa ao período posterior à Lei do Feminicídio (*lei_fem*), a taxa de reprovação escolar (*reprov_em*), as taxas de crimes violentos (*crimes_violentos*) e a variável associada à pandemia (*covid*). Essa classificação é coerente com Roodman (2009), que considera variáveis sociais e institucionais como dependentes de choques passados, mas não de choques simultâneos.

Por sua vez, a taxa de urbanização (*urb*) e os gastos municipais *per capita* em difusão cultural (*gasto_cultura*) foram tratadas como exógenas. Trata-se de características estruturais ou componentes do orçamento público que variam de forma lenta e dificilmente sofrem influência contemporânea de flutuações na violência letal. Essa decisão segue abordagens de modelos dinâmicos de painel que tratam indicadores estruturais como exógenos, como apontado por Blundell e Bond (1998); Roodman (2009); Li et al. (2000) e Buonanno et al. (2014).

A heterogeneidade não observada entre municípios reforça o uso do GMM-SYS, pois características culturais, institucionais e estruturais permanentes podem influenciar tanto os níveis de violência quanto seus determinantes. O método controla esses efeitos fixos e aumenta a eficiência dos estimadores, conforme Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998).

O modelo econométrico estimado é representado por:

$$\begin{aligned} \text{feminicidio}_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{feminicidio}_{i,t-1} + \beta_1 \text{cobertura_pb}_{it} + \beta_2 \text{renda_pc}_{it} \\ & + \beta_3 \text{gasto_seguranca}_{it} + \beta_4 \text{covid}_{it} + \beta_5 \text{urb}_{it} + \beta_6 \text{reprov_em}_{it} + \beta_7 \text{crimes_violentos}_{it} \quad (2) \\ & + \beta_8 \text{tx_emprego}_{it} + \beta_9 \text{lei_fem}_{it} + \beta_{10} \text{gasto_cultura}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Em que *i* indica o município e *t* corresponde aos anos analisados. As variáveis explicativas, inseridas a partir da literatura referente ao tema, e seus sinais esperados estão expostos no Quadro 1.

Quadro 1. Variáveis inseridas na estimação do modelo econométrico e seus sinais esperados.

Variável	Descrição	Sinal esperado
<i>feminicidio</i>	Razão entre o número de óbitos femininos por agressões e a população feminina estimada para cada município e ano. A população feminina anual foi estimada multiplicando-se a população total municipal pela proporção de mulheres observada no Censo Demográfico de 2022 (IBGE (2023)), procedimento indicado para períodos intercensitários devido à estabilidade da estrutura etária e de sexo na maior parte dos municípios. O valor final é multiplicado por 100 mil.	Variável dependente
<i>feminicidio_{t-1}</i>	Razão entre o número de óbitos femininos por agressões e a população feminina estimada para cada município e ano, multiplicada por 100 mil, defasada em um ano.	Positivo
<i>cobertura_pbf</i>	Total de famílias que receberam a transferência de renda do Programa Bolsa Família no mês de outubro dos anos de referência em relação ao total de famílias cadastradas no Cadastro Único com renda per capita de até 1/2 salário-mínimo no mesmo mês, multiplicado por 100.	Indefinido
<i>rend_pc</i>	Valor do rendimento total dos empregados do setor formal no mês de dezembro, em reais correntes, dividido pela população total do município.	Indefinido
<i>gasto_seguranca</i>	Valor dos gastos orçamentários apresentados nas Prestações de Contas Anuais (PCA) realizados nas subfunções Policiamento e Defesa Civil, dividido pela população total do município. Os valores foram deflacionados por meio do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) a preços de 2021.	Indefinido
<i>covid</i>	Dummy que assume 1 para os anos de 2020 e 2021 (período da COVID-19); e 0 para o período 2013-2019.	Positivo
<i>urb</i>	Razão entre o número total de pessoas residentes na área urbana do município e a sua população residente total.	Indefinido
<i>reprov_em</i>	Razão do número de reprovados na série k (etapa de ensino seriada do ensino médio) ao final do ano t e a matrícula total na série k no ano t.	Positivo
<i>crimes_violentos</i>	Razão entre o número de ocorrências, registradas pelas polícias estaduais (militar e civil), de crimes violentos (homicídio consumado, homicídio tentado, roubo consumado, roubo tentado, extorsão mediante sequestro consumado, sequestro e cárcere privado consumado, sequestro e cárcere privado tentado, estupro consumado, estupro tentado, estupro de vulnerável consumado, estupro de vulnerável tentado, extorsão consumado e extorsão tentado, conforme definição constante em Registros de Eventos de Defesa Social - REDS) e a população do município; multiplicada por 100.000.	Positivo
<i>tx_emprego</i>	Número de empregados no setor formal, dividido pela população na faixa etária de 16 a 64 anos, em percentual.	Negativo
<i>leifem</i>	Dummy que assume 1 para o período 2016-2021 (período após a Lei do Feminicídio); e 0 para o período 2013-2015.	Indefinido
<i>gasto_cultura</i>	Valor dos gastos orçamentários apresentados nas Prestações de Contas Anuais (PCA) realizados na subfunção Difusão Cultural, dividido pela população total do município. Os valores foram deflacionados por meio do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) a preços de 2021	Negativo

Fonte: Elaboração própria a partir das informações da Fundação João Pinheiro (2023).

4. Resultados e discussão

4.1 Análise descritiva

Esta subseção caracteriza as variáveis consideradas na estimação do modelo econométrico. A tabela 1 aponta que a amostra possui 6475 observações ao longo de nove anos, 2013-2021. A variável referente às taxas de feminicídios apresenta média de 3,17 óbitos por 100 mil mulheres e desvio-padrão de 9,13, o que indica grande dispersão territorial. O valor mínimo é 0, refletindo ausência de registros em parte dos municípios, e o valor máximo chega a 110,79, observado em Santo Antônio do Rio Abaixo no ano de 2018.

Por sua vez, a variável relativa à cobertura do Programa Bolsa Família possui média de 68,72% e desvio-padrão de 16,46%. Apesar do nível elevado, existe variação expressiva entre os municípios, com valores que vão de 16,99% até 100%. Esses contrastes refletem diferenças de elegibilidade, capacidades de implementação e padrões de vulnerabilidade social, conforme discutido por Farmer e Tiefenthaler (1997); Campos et al. (2020); Silva et al. (2024).

Adicionalmente, a variável referente às taxas de crimes violentos também apresenta elevada heterogeneidade territorial. A média estadual é de 182,58 ocorrências por 100 mil habitantes e o desvio-padrão atinge 199,88, indicando forte dispersão entre municípios.

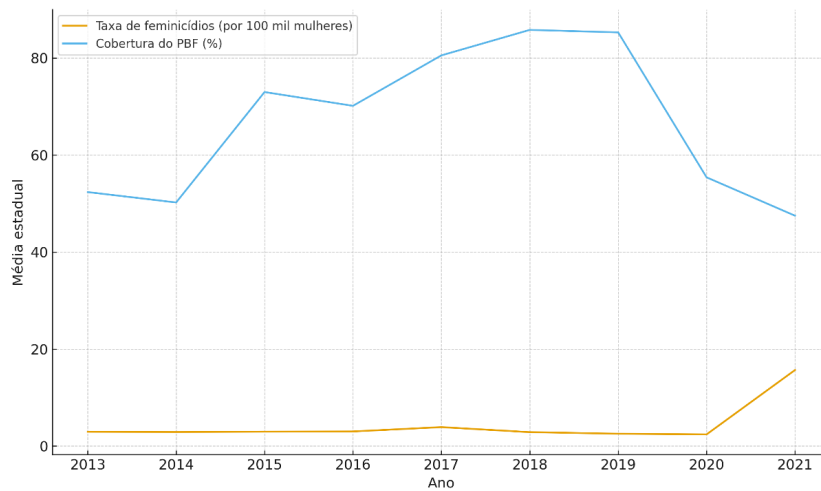
Tabela 1. Estatísticas descritivas

Variável	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
feminicidio	6475	3,17	9,13	0	110,79
cobertura_pbf	6475	68,72	16,46	16,99	100,00
rend_pc	6475	234,32	189,94	11,23	2145,60
gasto_seguranca	6475	6,10	12,23	0,00	288,09
covid	6475	0,14	0,35	0	1
urb	6475	73,17	17,00	18,36	100
reprov_em	6475	7,74	5,81	0	40,20
crimes_violentos	6475	182,58	199,88	0	2326,78
tx_emprego	6475	20,96	11,35	2,70	99,40
leifem	6475	0,63	0,48	0	1
gasto_cultura	6475	39,36	47,52	0	570,72

Fonte: Elaboração própria a partir das informações da (Fundação João Pinheiro, 2023).

A Figura 1 mostra que, entre 2013 e 2021, a cobertura do Programa Bolsa Família apresentou trajetória de queda, ao passo que as taxas de feminicídios exibiram tendência de elevação, sobretudo em 2021. Esse comportamento coincide com os efeitos socioeconômicos da pandemia da COVID-19, com a substituição operacional parcial do programa por transferências emergenciais e com o isolamento social, que ampliou a exposição das mulheres a situações de violência doméstica, conforme discutido por Ávila et al. (2021). A expressiva redução da cobertura observada em 2021 não corresponde, necessariamente, a uma retração efetiva da transferência de renda, uma

Figura 1. Evolução das taxas de feminicídios e da cobertura do Programa Bolsa Família em Minas Gerais, no período 2013-2021



Fonte: Elaboração própria a partir das informações da Fundação João Pinheiro (2023)

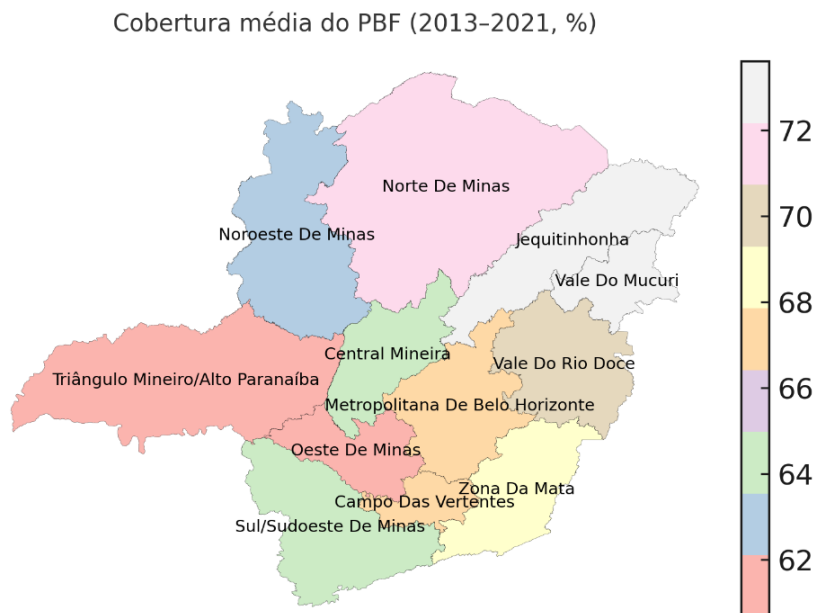
vez que, a partir de 2020, o Bolsa Família foi amplamente substituído pelo Auxílio Emergencial e, posteriormente, pelo Programa Auxílio Brasil, conforme a legislação vigente (Brasil (2020, 2021b,a)). Como a base do IMRS registra exclusivamente a cobertura do Bolsa Família, a queda observada no período reflete, em grande medida, uma mudança institucional no instrumento de transferência.

Além da dimensão temporal, a distribuição espacial dos indicadores contribui para compreender a persistência de desigualdades e os contextos em que os efeitos do Bolsa Família podem ser mais ou menos intensos. As Figuras 2 e 3 sintetizam a média das duas variáveis centrais entre 2013 e 2021. No caso da cobertura do programa, verifica-se forte heterogeneidade regional, com níveis mais elevados no Vale do Mucuri, Jequitinhonha e Norte de Minas, dinâmica coerente com maior elegibilidade e com o papel redistributivo do programa em áreas de pobreza persistente (Campello e Neri, 2013; Soares et al., 2010). Em contraposição, Triângulo Mineiro e Alto Paranaíba e Oeste de Minas apresentam níveis mais baixos, associados a mercados de trabalho locais mais dinâmicos e menor dependência relativa de políticas de transferência de renda. As demais regiões exibem padrões intermediários, com realidades socioeconômicas diversas e heterogeneidade intramesorregional.

No caso das taxas de feminicídios, os maiores valores médios concentram-se no Vale do Rio Doce e no Vale do Mucuri, seguidos por Jequitinhonha e Triângulo Mineiro e Alto Paranaíba. Na Região Metropolitana de Belo Horizonte e no Oeste de Minas, registram-se valores mais baixos, enquanto Campo das Vertentes e Sul e Sudoeste de Minas permanecem abaixo da média estadual. Esses contrastes sugerem que eventuais efeitos protetivos do Bolsa Família dependem não apenas da transferência monetária, mas também do contexto institucional local, como a disponibilidade de serviços especializados, a capacidade do sistema de justiça e a existência de redes

de apoio, conforme apontado por Álvarez-Garavito e Acosta-González (2021) e Moreira et al. (2016).

Figura 2. Cobertura do Programa Bolsa Família, média 2013-2021, mesorregiões de Minas Gerais



Fonte: Elaboração própria a partir das informações da Fundação João Pinheiro (2023).

Figura 3. Taxa de feminicídios por 100 mil mulheres, média 2013-2021, mesorregiões de Minas Gerais



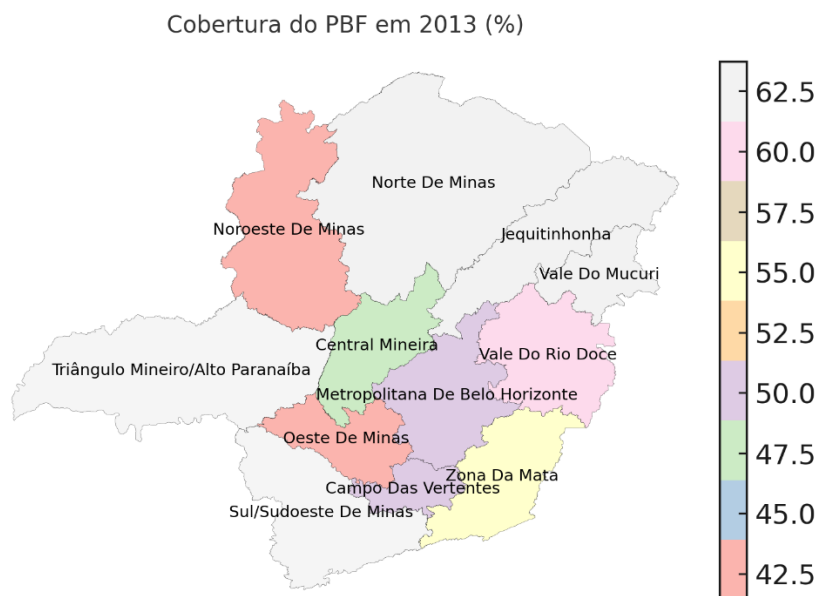
Fonte: Elaboração própria a partir das informações da Fundação João Pinheiro (2023).

Todavia, as médias regionais não evidenciam mudanças relevantes ao longo do tempo. As Figuras 2 a 7 apresentam de forma mais precisa como as mesorregiões evoluíram entre 2013 e 2021, tanto na cobertura do Programa Bolsa Família quanto

nas taxas de feminicídios por 100 mil mulheres. No caso da cobertura, a distribuição territorial apresentada nas Figuras 4 e 5 revela padrões bastante estáveis. Jequitinhonha e Norte de Minas mantiveram os níveis mais elevados ao longo de todo o período. Ademais, o Vale do Mucuri também apresentou cobertura elevada e persistente. Em contraste, Triângulo Mineiro e Alto Paranaíba permaneceram com as menores coberturas tanto no início quanto no fim da série.

As Figuras de 6 e 7, por sua vez, mostram que a dinâmica das taxas de feminicídios é mais volátil e apresenta variações relevantes entre 2013 e 2021. Entre as mesorregiões que registraram maior crescimento nas taxas, destacam-se Campo das Vertentes, Sul e Sudoeste de Minas e Vale do Rio Doce. Esse aumento é coerente com o agravamento das vulnerabilidades sociais durante o período, especialmente no contexto da pandemia, que intensificou o isolamento e a sobrecarga doméstica, ampliando riscos de violência de gênero, conforme discutido por Ávila et al. (2021); Okabayashi (2020). O Vale do Mucuri, já caracterizado por elevados indicadores sociais desfavoráveis, também apresentou crescimento expressivo, reforçando a conexão entre fragilidade institucional e risco ampliado de violência letal.

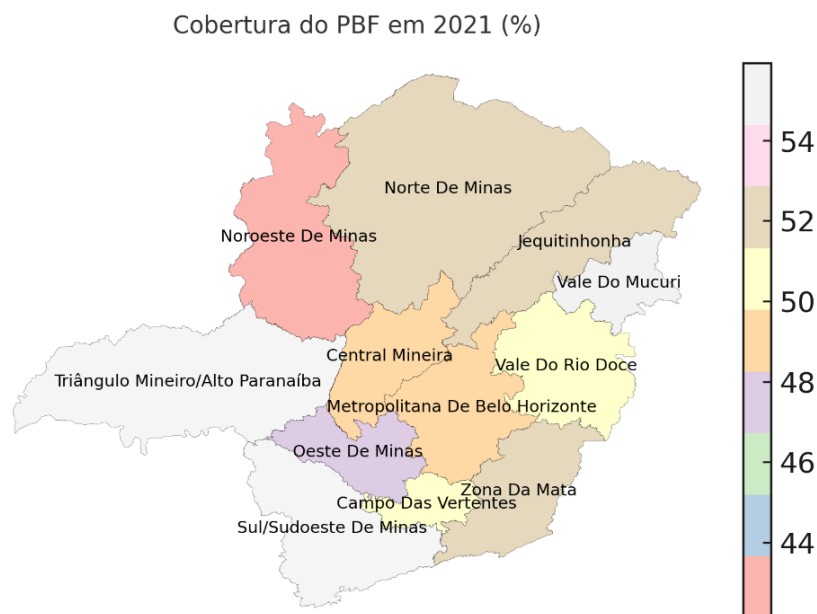
Figura 4. Cobertura do Programa Bolsa Família, em 2013, mesorregiões de Minas Gerais



Fonte: Elaboração própria a partir das informações da Fundação João Pinheiro (2023).

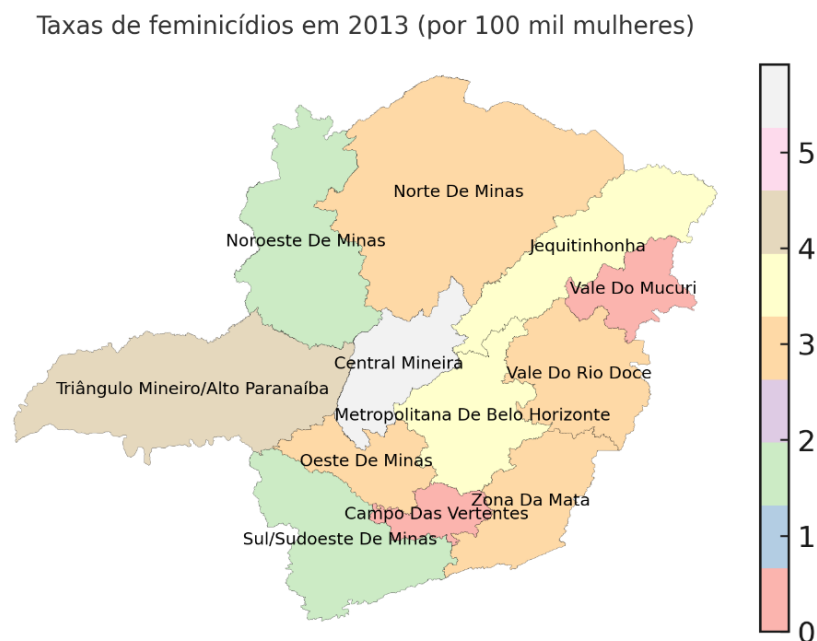
Por outro lado, a Região Metropolitana de Belo Horizonte e o Oeste de Minas sustentaram níveis relativamente mais baixos nos dois anos observados, em termos tanto absolutos quanto relativos às demais regiões. Essa estabilidade pode estar associada à maior densidade institucional, à disponibilidade de serviços especializados, à presença de redes de proteção e a uma estrutura urbana mais consolidada, consistente com os argumentos apresentados por Garcia (2013).

Figura 5. Cobertura do Programa Bolsa Família, em 2021, mesorregiões de Minas Gerais



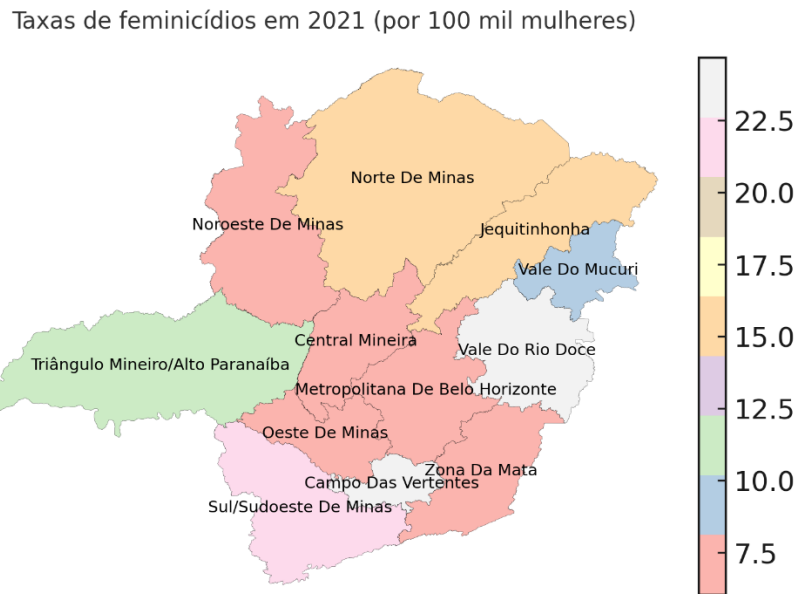
Fonte: Elaboração própria a partir das informações da Fundação João Pinheiro (2023).

Figura 6. Taxa de feminicídios por 100 mil mulheres, em 2013, mesorregiões de Minas Gerais



Fonte: Elaboração própria a partir das informações da Fundação João Pinheiro (2023).

Figura 7. Taxa de feminicídios por 100 mil mulheres, em 2021, mesorregiões de Minas Gerais



Fonte: Elaboração própria a partir das informações da Fundação João Pinheiro (2023).

4.2 Estimativas do modelo GMM-SYS para determinantes de feminicídios em Minas Gerais

A Tabela 2 apresenta os resultados do modelo econométrico estimado via GMM-SYS. A especificação utiliza instrumentos internos em níveis e em diferenças, construídos a partir das defasagens de 2 a 4 períodos das variáveis classificadas como endógenas ou predeterminadas. A matriz instrumental contém 162 instrumentos e não foi colapsada, pois esse número permanece inferior ao número de unidades municipais. A literatura indica que o número de instrumentos não deve exceder o número de unidades para evitar enfraquecimento dos testes de sobreidentificação, conforme destacado por Roodman (2009) e Bowsher (2002). Nesse caso, portanto, o procedimento é compatível com as recomendações metodológicas para painéis curtos no tempo.

Tabela 2. Resultados econométricos

Variáveis	GMM-SYS1	Poisson EF	Binomial Negativa EF	GMM-SYS2
feminicidio_t-1	-0,1895* (0,1056)	-	-	-0,1983* (0,1111)
cobertura_pbf	-0,0285** (0,0118)	-0,0043*** (0,0008)	-0,0116*** (0,0025)	-0,0010 (0,0118)
tx_emprego	-0,1570** (0,0695)	0,0198*** (0,0038)	-0,0318*** (0,0065)	-0,0738 (0,0694)
rend_pc	0,0094** (0,0039)	0,0009*** (0,0002)	0,0030*** (0,0004)	0,0029 (0,0042)
gasto_seguranca	0,0050 (0,0276)	0,0019 (0,0015)	-0,0020 (0,0027)	0,0050 (0,0239)
reprov_em	0,2765*** (0,0925)	0,0143*** (0,0019)	0,0307*** (0,0062)	0,1675 (0,1576)
crimes_violentos	0,0044*** (0,0016)	0,0009*** (0,0001)	0,0015*** (0,0001)	0,0043** (0,0019)
covid	1,7236** (0,8526)	0,2683*** (0,0346)	0,1708 (0,1171)	-
urb	-0,0164* (0,0088)	0,0015* (0,0009)	0,0247*** (0,0023)	-0,0076 (0,0088)
leifem	-0,3729 (0,3565)	0,0599*** (0,0233)	-0,1381* (0,0826)	-0,6164 (0,3838)
gasto_cultura	-0,0084*** (0,0030)	-0,0018*** (0,0003)	-0,0108*** (0,0014)	-0,0090*** (0,0033)
Constante	4,5149*** (1,4699)	-	-	3,4614** (1,6881)
Observações	6475	6475	6475	5575
Teste de Arellano-Bond	AR(1) = -2,61 (p = 0,009); AR(2) = -1,06 (p = 0,289)	-	-	AR(1) = -3,13 (p = 0,002); AR(2) = -1,66 (p = 0,096)
Hansen (overid)	148,27 (p = 0,271)	-	-	105,77 (p = 0,211)
Difference-in-Hansen (instrumentos em nível)	31,44 (p = 0,364)	-	-	25,64 (p = 0,108)
Difference-in-Hansen (instrumentos em diferença)	28,19 (p = 0,402)	-	-	43,29 (p = 0,293)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *** significância a 1%, ** significância a 5%, * significância a 10%. Erros padrão robustos entre parênteses.

O teste de Hansen não rejeitou a validade global dos instrumentos e os testes *Difference in Hansen* indicam que os instrumentos utilizados para as equações em nível e em diferença continuam válidos de forma independente. Esse resultado é importante, já que a literatura enfatiza que o teste de Hansen é o mais apropriado para painéis curtos sujeitos a heterocedasticidade e possível proliferação de instrumen-

tos, como apontado por Roodman (2009); Hayakawa (2007). Por sua vez, o teste de Arellano-Bond identificou autocorrelação de primeira ordem nos resíduos em primeira diferença e ausência de autocorrelação de segunda ordem. Esses resultados indicam que o modelo está adequadamente especificado e que a estratégia instrumental é consistente com as recomendações de Blundell e Bond (1998); Roodman (2009) para esse tipo de painel.

O principal resultado da estimação do modelo GMM-SYS1, referente ao período de 2013 a 2021, está associado à variável cobertura do Programa Bolsa Família. A Tabela 2 também apresenta estimativas obtidas pelos modelos Poisson com efeitos fixos e Binomial Negativa com efeitos fixos. Em ambas as especificações, a cobertura do programa manteve sinal negativo e permaneceu estatisticamente significativa, o que reforça a consistência do resultado central. Esse resultado indica estabilidade da associação sob diferentes formas funcionais e estimadores menos sensíveis à dinâmica temporal, conforme recomendado por Wooldridge (2010) e Cameron e Trivedi (2013) em contextos de excesso de zeros e elevada dispersão.

Em termos de magnitude, um aumento de 10 pontos percentuais na cobertura do programa está associado, em média, a uma redução aproximada de 0,30 feminicídio por 100 mil mulheres. Essa magnitude deve ser interpretada como um efeito marginal condicionado à especificação do modelo e válido apenas dentro da faixa de cobertura observada nos dados, apresentando ordem de grandeza compatível com estudos que analisam políticas de transferência de renda e violência, como Bartholo et al. (2017); Bobonis et al. (2013); Moreira et al. (2016); Hidrobo et al. (2016).

A literatura identifica diferentes mecanismos pelos quais programas de transferência de renda podem reduzir vulnerabilidades enfrentadas por mulheres. O aumento da renda disponível diminui tensões financeiras que frequentemente antecedem conflitos no interior das famílias, conforme sugerido por Farmer e Tiefenthaler (1997). O repasse direto do benefício para a mulher amplia sua autonomia e sua capacidade de decisão, o que reduz dependências e fragilidades econômicas, como discutido por Hagen-Zanker et al. (2017); Álvarez-Garavito e Acosta-González (2021).

Além dos efeitos sobre o nível de renda e a autonomia, a presença contínua do Estado no cotidiano das famílias tende a fortalecer vínculos institucionais. Esse processo facilita o acesso a serviços de saúde, à assistência social e à educação, que são fundamentais para a identificação de situações de violência e para o encaminhamento adequado. Campos et al. (2020) destacam que redes de apoio se ampliam quando há presença institucional contínua e Silva et al. (2024) mostram que a redução do isolamento social fortalece mecanismos formais de proteção.

Em municípios marcados por pobreza estrutural, as condicionalidades dos programas sociais favorecem o acompanhamento regular das famílias e ampliam o contato com os serviços públicos. O Fórum Brasileiro de Segurança Pública (Ipea e Fórum Brasileiro de Segurança Pública, 2019) aponta que intervenções articuladas de assis-

tência social tendem a contribuir para ambientes familiares mais estáveis, sobretudo em localidades caracterizadas por desigualdades persistentes e capacidades institucionais reduzidas.

Como exercício adicional de robustez, reestimou-se o modelo GMM-SYS restringindo a amostra ao período pré-pandemia, de 2013 a 2019 (GMM-SYS2). Nessa especificação, a variável relativa à cobertura do Programa Bolsa Família deixou de ser estatisticamente significativa. Esse resultado, contudo, não invalida a evidência obtida para o período completo de 2013 a 2021, uma vez que a restrição da amostra reduz o número de observações de 6475 para 5575 em um painel já curto no tempo e estimado com instrumentos baseados em defasagens de dois a quatro períodos, o que eleva a variância dos estimadores e reduz a potência estatística (Arellano e Bond, 1991; Blundell e Bond, 1998; Roodman, 2009).

A partir de 2020, observa-se uma queda acentuada na cobertura formal do Programa Bolsa Família concomitantemente à introdução do Auxílio Emergencial e, posteriormente, do Programa Auxílio Brasil. Essa transição institucional não implicou, necessariamente, redução do nível de renda das famílias mais vulneráveis, uma vez que os auxílios extraordinários garantiram transferências em valores muitas vezes superiores aos do próprio Bolsa Família, conforme documentado pelo Ministério da Cidadania (Ministério da Cidadania, 2021) e pelo Tribunal de Contas da União (Tribunal de Contas da União, 2021). Em relação ao nível de renda, portanto, as famílias elegíveis não ficaram simultaneamente sem benefício, mas passaram a receber transferências por instrumentos distintos.

Entretanto, diferentemente do Programa Bolsa Família, cuja titularidade é majoritariamente feminina e cujo desenho institucional é orientado ao fortalecimento da autonomia econômica das mulheres por meio de condicionalidades em saúde e educação (Soares e Sátyro, 2009; Campello e Neri, 2013; Bartholo et al., 2017), o Auxílio Emergencial não foi concebido com esse mesmo foco institucional de gênero. Assim, ainda que tenha garantido proteção de renda no curto prazo, sua capacidade de produzir efeitos indiretos persistentes sobre a autonomia feminina e sobre o acesso contínuo a redes institucionais de proteção é potencialmente mais limitada.

Como as transferências extraordinárias não são captadas pela variável de cobertura do Programa Bolsa Família utilizada neste estudo, emerge um problema de mensuração a partir de 2020, que tende a enviesar o coeficiente estimado em direção a zero, reduzindo sua magnitude (Wooldridge, 2010). Caso os auxílios emergenciais tenham exercido algum efeito protetivo sobre as taxas de feminicídios, a omissão dessas transferências no modelo torna a estimativa do efeito do Programa Bolsa Família conservadora e não superestimada. Esse viés é potencialmente reforçado pela ocorrência de sobreposição parcial de benefícios e por falhas de focalização no contexto pandêmico, conforme documentado pelo Ministério da Cidadania (Ministério da Cidadania, 2021), pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2021) e pelo Tribunal de Contas da União (Tribunal de Contas

da União, 2021).

Por fim, a elevação mais intensa da taxa de feminicídios ocorre justamente em 2021, ano marcado simultaneamente pela substituição institucional do Programa Bolsa Família pelo Auxílio Brasil, pela redução da cobertura formal observada na base de dados e pelo prolongamento dos efeitos sociais do isolamento, da sobrecarga doméstica e da retração dos serviços especializados de proteção às mulheres durante a pandemia, conforme discutido por Ávila et al. (Ávila et al. (2021)) e Okabayashi (Okabayashi (2020)). Dessa forma, a coexistência entre crescimento dos feminicídios e queda da cobertura observada do Programa Bolsa Família em 2021 não deve ser interpretada como evidência de ineficácia da política, mas como resultado da superposição entre choques econômicos, sanitários e institucionais.

Por sua vez, a defasagem de um período da variável dependente apresentou coeficiente negativo, o que indica reversão parcial após anos com maior gravidade. Esse comportamento pode refletir respostas institucionais e mobilização comunitária após episódios críticos, dinâmica discutida por Saffioti (2001) e por Lagarde y de los Ríos (2024) na análise da violência letal contra mulheres em contextos estruturais com maior vulnerabilidade.

A taxa de emprego formal apresentou associação negativa com os feminicídios, resultado coerente com a literatura que destaca o papel da inserção produtiva na redução das vulnerabilidades femininas, ao ampliar a autonomia econômica, reduzir a dependência financeira e fortalecer redes de sociabilidade e proteção institucional (Álvarez-Garavito e Acosta-González, 2021).

Em contraste, o rendimento *per capita* no setor formal apresentou associação positiva. Esse resultado não deve ser interpretado como efeito causal direto da renda sobre o aumento da violência, mas como reflexo de características estruturais dos municípios. Em localidades com maior nível de renda média, tende a haver maior desigualdade intramunicipal, maior complexidade urbana e maior capacidade institucional de registro e notificação dos casos, o que eleva a visibilidade estatística da violência letal contra mulheres (Leite et al., 2019; Hagen-Zanker et al., 2017).

A taxa de reprovação escolar exibiu associação positiva, compatível com a literatura que relaciona fragilidades educacionais a ambientes sociais menos protetivos e a maiores riscos de violência de gênero, como discutem Ávila et al. (2021) e Moreira et al. (2016). A variável relativa ao período da COVID-19 também apresentou associação positiva, alinhada a estudos que documentam o aumento da violência contra mulheres em períodos de isolamento e redução da oferta de serviços especializados, como apontado por Okabayashi (2020) e Ávila et al. (2021).

A variável referente à taxa de crimes violentos apresentou coeficiente positivo e significativo. Esse resultado é coerente com evidências que mostram maior risco de violência letal contra mulheres em contextos de criminalidade intensa e conflitos urbanos, dinâmica discutida por Cano e Santos (Cano e Santos (2001)) e pelo Fórum

Brasileiro de Segurança Pública (Ipea e Fórum Brasileiro de Segurança Pública, 2019). A taxa de urbanização apresentou associação negativa e significativa. Municípios mais urbanizados tendem a contar com maior oferta de serviços públicos, redes de apoio, policiamento, equipamentos sociais e canais formais de denúncia. Esses fatores podem reduzir o risco de feminicídios, como sugerem Moreira et al. (2016) e Cano e Santos (2001).

A variável que identifica o período posterior à Lei do Feminicídio não foi estatisticamente significativa. A ausência de significância está em linha com pesquisas que mostram que mudanças legais levam tempo para se traduzirem em ajustes operacionais nos sistemas de registro, investigação e classificação das mortes femininas. Estudos como os de Meneghel e Portella (2017) e Garcia et al. (2015) apontam que a correta tipificação depende de capacidade institucional, treinamento e articulação entre polícia, perícia e Ministério Público, elementos que não se incorporam de forma imediata.

Os gastos públicos *per capita* em difusão cultural apresentaram associação negativa com as taxas de feminicídios. Uma interpretação possível é que investimentos contínuos em atividades culturais fortalecem o capital social local, ampliam a convivência comunitária e estimulam vínculos coletivos. Putnam (2000) argumenta que práticas culturais elevam a confiança e o engajamento social. Sampson et al. (1997) mostram que localidades com maior coesão social têm maior capacidade de controle informal e regulação de comportamentos violentos.

Por fim, a variável relativa aos gastos públicos per capita em segurança não apresentou significância estatística. O resultado é coerente com estudos que mostram que a redução da violência contra mulheres depende de capacidades institucionais específicas relacionadas ao acolhimento especializado, às redes de apoio e à integração intersetorial. O simples aumento do desembolso fiscal tende a gerar efeitos limitados quando não articulado a ações qualificadas, como discutem Moreira et al. Moreira et al. (2016) e Campos et al. (2020).

5. Considerações finais

Este estudo investigou a associação entre a cobertura do Programa Bolsa Família (PBF) e as taxas de feminicídios nos municípios de Minas Gerais, entre 2013 e 2021, utilizando estatísticas descritivas por mesorregiões e estimação de um modelo econométrico com dados em painel dinâmico. A análise descritiva evidenciou padrões regionais distintos, com maior cobertura do PBF em áreas historicamente vulneráveis, como Jequitinhonha, Vale do Mucuri e Norte de Minas, e menores níveis em regiões mais dinâmicas, como Triângulo Mineiro e Alto Paranaíba. Também se observaram disparidades nas taxas de feminicídios, concentradas em territórios marcados por fragilidades institucionais, como o Vale do Rio Doce e o Vale do Mucuri, reforçando a centralidade da dimensão territorial.

Com relação aos resultados econométricos, a cobertura do PBF apresentou associação negativa e estatisticamente significativa com as taxas de feminicídios, indicando que políticas redistributivas podem desempenhar papel indireto na mitigação da violência extrema contra mulheres. Esse efeito pode ser explicado por diferentes mecanismos apontados na literatura, como a redução da dependência econômica, o fortalecimento do poder de barganha intrafamiliar e a ampliação do acesso a serviços e a redes de apoio, ainda que condicionados pelas capacidades institucionais locais.

No entanto, os resultados devem ser interpretados com cautela. No exercício de robustez realizado com a amostra restrita ao período de 2013 a 2019, manteve-se o sinal negativo da associação entre a cobertura do Programa Bolsa Família e as taxas de feminicídios, porém sem significância estatística. Esse resultado é compatível tanto com a redução do tamanho amostral e a menor potência estatística de um painel curto quanto com a ausência do período de maior intensificação das taxas, observado em 2021.

Ademais, a partir de 2020, a cobertura formal do Programa Bolsa Família foi fortemente afetada pela substituição operacional do programa pelo Auxílio Emergencial e, posteriormente, pelo Auxílio Brasil, o que impõe uma limitação adicional de mensuração, uma vez que essas transferências extraordinárias não são captadas pela base municipal utilizada. Embora essas políticas tenham garantido proteção de renda por canais distintos e, frequentemente, em valores superiores aos do PBF, não foram concebidas com a mesma centralidade na mulher beneficiária e no fortalecimento de sua autonomia econômica, característica estruturante do Programa Bolsa Família. Assim, não é possível avaliar empiricamente se o volume total de recursos transferidos nesse período foi efetivamente capaz de atenuar o aumento da violência letal contra mulheres. Além disso, a ocorrência de sobreposição parcial de benefícios e de falhas de focalização no contexto pandêmico tende a reforçar o caráter conservador da estimativa do efeito do Programa Bolsa Família nesse intervalo.

Adicionalmente, a taxa de mortes de mulheres por agressões foi utilizada como proxy de feminicídios em razão da ausência de tipificação municipal padronizada e consolidada ao longo de todo o período analisado. Essa medida captura um conjunto mais amplo de violências letais contra mulheres e pode incluir episódios associados à violência urbana, a crimes em via pública e a situações que não envolvem necessariamente violência doméstica. Dessa forma, essa medida não distingue de forma sistemática casos domésticos e não domésticos, o que impõe limite relevante à aproximação da violência de gênero estritamente tipificada como feminicídio. Além disso, embora a população feminina municipal tenha sido estimada com base na proporção de mulheres observada no Censo Demográfico mais recente, de 2022, a utilização dessa estrutura para anos intercensitários pode introduzir margens adicionais de imprecisão, ainda que compatíveis com práticas demográficas usuais.

Do ponto de vista das políticas públicas, os resultados sugerem que a ampliação da cobertura do Programa Bolsa Família, quando articulada a serviços de proteção, a

ações educativas e a redes institucionais, pode contribuir de forma mais consistente para reduzir a violência letal contra mulheres. Em regiões com maior nível de vulnerabilidade, a simples transferência de renda tende a ser insuficiente: torna-se essencial integrá-la a políticas de proteção jurídica, a serviços especializados de atendimento, a mecanismos de monitoramento em escala municipal e a ações intersetoriais capazes de fortalecer as capacidades institucionais locais.

As limitações e as heterogeneidades identificadas também indicam direções para pesquisas futuras. A ampliação da disponibilidade de dados com tipificação consolidada de feminicídios, a incorporação de abordagens espaciais mais refinadas e a realização de análises comparativas entre diferentes estados e países podem aprofundar a compreensão da interação entre proteção social, gênero e contexto local. Estudos que articulem dimensões institucionais, culturais e demográficas em perspectivas comparadas têm potencial para avaliar a robustez das associações aqui encontradas e qualificar o debate sobre o papel das políticas redistributivas na prevenção dos feminicídios.

Em contextos de crise sistêmica, como o observado durante a pandemia, os resultados deste estudo indicam que transferências monetárias isoladas tendem a ser insuficientes para conter a escalada da violência letal contra mulheres. Nesses cenários, mostra-se fundamental articular a expansão da renda com a continuidade operacional e o fortalecimento dos serviços especializados de proteção, saúde e justiça, de modo a evitar que choques econômicos e institucionais ampliem vulnerabilidades já existentes.

Referências

- Almeida, A. L. T., Ferreira, M. A. M., Teixeira, S. A., e Gomes, A. F. (2019). O empoderamento de mulheres e o programa bolsa família: Um recorte analítico em minas gerais. *Desenvolvimento Socioeconômico em Debate*, 5(2):22–48.
- Arellano, M. e Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2):277–297.
- Arellano, M. e Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1):29–51.
- Bartholo, L., Passos, L., e Fontoura, N. (2017). Bolsa família, autonomia feminina e equidade de gênero: O que indicam as pesquisas nacionais? Texto para Discussão 2331, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Blundell, R. e Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1):115–143.

- Bobonis, G. J., González-Brenes, M., e Castro, R. (2013). Public transfers and domestic violence: The roles of private information and spousal control. *American Economic Journal: Economic Policy*, 5(1):179–205.
- Bond, S. R. (2002). Dynamic panel data models: A guide to micro data methods and practice. *Portuguese Economic Journal*, 1(2):141–162.
- Bowsher, C. G. (2002). On testing overidentifying restrictions in dynamic panel data models. *Economics Letters*, 77(2):211–220.
- Brasil (2020). Lei nº 13.982, de 2 de abril de 2020: Altera a lei nº 8.742, de 7 de dezembro de 1993, e institui o auxílio emergencial.
- Brasil (2021a). Lei nº 14.284, de 29 de dezembro de 2021: Institui o programa auxílio brasil.
- Brasil (2021b). Medida provisória nº 1.039, de 18 de março de 2021: Institui o auxílio emergencial 2021.
- Brasil, Ministério da Saúde, Secretaria de Vigilância em Saúde e Ambiente. (2023). Sistema de informações sobre mortalidade (sim): Óbitos de mulheres por agressões, minas gerais, 2013–2021. Base de dados.
- Buonanno, P., Drago, F., e Galbiati, R. (2014). Response of crime to unemployment: An international comparison. *Journal of Contemporary Criminal Justice*, 30(1):29–40.
- Cameron, A. C. e Trivedi, P. K. (2013). *Regression analysis of count data*. Cambridge University Press, 2 edition.
- Campello, T. e Neri, M. C. (2013). *Programa Bolsa Família: Uma década de inclusão e cidadania*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Campos, B. B., Tchalekian, B., e Paiva, V. S. F. (2020). Violência contra a mulher: Vulnerabilidade programática em tempos de sars-cov-2/covid-19 em são paulo. *Psicologia & Sociedade*, 32.
- Cano, I. e Santos, N. (2001). *Violência letal, renda e desigualdade social no Brasil*. 7 Letras, Rio de Janeiro.
- Cerqueira, D. e Bueno, S. (2023). *Atlas da violência 2023*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; Fórum Brasileiro de Segurança Pública.
- Chaudhury, N., Friedman, J., e Onishi, J. (2013). Philippines conditional cash transfer program impact evaluation 2012. Texto para Discussão 75533-PH, World Bank.
- Farmer, A. e Tiefenthaler, J. (1997). An economic analysis of domestic violence. *Review of Social Economy*, 55(3):337–358.

- Fiszbein, A. e Schady, N. R. (2009). *Conditional cash transfers: Reducing present and future poverty*. World Bank.
- Fundação João Pinheiro (2023). Índice mineiro de responsabilidade social (imrs). Base de dados.
- Galasso, E. (2006). With their effort and one opportunity: Alleviating extreme poverty in Chile. Texto para Discussão 4061, World Bank.
- Garcia, L. P. (2013). Violência contra a mulher: Feminicídios no Brasil. Texto para Discussão 1848, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Garcia, L. P., Freitas, L. R. S., Silva, G. D. M., e Höfelmann, D. A. (2015). Estimativas corrigidas de feminicídios no Brasil, 2009 a 2011. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 37(4-5):251-257.
- Hagen-Zanker, J., Pellerano, L., Bastagli, F., Harman, L., Barca, V., Sturge, G., Schmidt, T., e Laing, C. (2017). *The impact of cash transfers on women and girls: A summary of the evidence*. Overseas Development Institute.
- Hayakawa, K. (2007). Small sample bias properties of the system GMM estimator in dynamic panel data models. *Economics Letters*, 95(1):32-38.
- Hidrobo, M., Peterman, A., e Heise, L. (2016). The effect of cash, vouchers, and food transfers on intimate partner violence. *American Economic Journal: Applied Economics*, 8(3):284-303.
- IBGE (2017). *Divisão regional do Brasil em regiões geográficas imediatas e intermediárias*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
- IBGE (2023). *Censo demográfico 2022: População e domicílios: Resultados preliminares*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
- Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2021). O auxílio emergencial e seus efeitos sobre a renda, a pobreza e a desigualdade no Brasil. Texto para discussão, Ipea.
- Ipea e Fórum Brasileiro de Segurança Pública (2019). *Atlas da violência 2019*. Fórum Brasileiro de Segurança Pública; Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Lagarde y de los Ríos, M. M. (2024). Por la vida y la libertad de las mujeres: Fin al feminicidio. *Atlánticas. Revista Internacional de Estudios Feministas*, 9(1):1-26.
- Leite, T. H., Moraes, C. L., Marques, E. S., Caetano, R., Braga, J. U., e Reichenheim, M. E. (2019). Empoderamento econômico de mulheres e violência por parceiro íntimo: Revisão sistemática. *Ciência & Saúde Coletiva*, 24(7):2431-2442.
- Li, H., Xu, L. C., e Zou, H. (2000). Corruption, income distribution, and growth. *Economics & Politics*, 12(2):155-182.

- Meneghel, S. N. e Portella, A. P. (2017). Feminicídios: Conceitos, tipos e cenários. *Ciência & Saúde Coletiva*, 22(9):3077–3086.
- Ministério da Cidadania (2021). Auxílio emergencial 2021: Relatório de gestão. Texto para discussão, Ministério da Cidadania.
- Moreira, G. C., Mattos, L. B., Teixeira, E. C., e Cunha, D. A. (2016). Programa bolsa família e violência doméstica contra a mulher no Brasil. *Estudos Econômicos*, 46(4):973–1002.
- Moreira, N. C. (2010). *Programa Bolsa Família and the Empowerment of the Women in Minas Gerais*. Tese de Doutorado, Universidade Federal de Viçosa.
- Okabayashi, N. Y. T. (2020). Violência doméstica e as implicações na saúde física e emocional de mulheres. *Brazilian Journal of Health Review*, 3(2):3434–3454.
- Orizaga Inzunza, I. A. (2021). Feminicídios: Diferentes abordajes de la protección regional de los derechos humanos. *Mexican Law Review*, 13(2):53–87.
- Preston, S. H., Heuveline, P., e Guillot, M. (2001). *Demography: Measuring and modeling population processes*. Blackwell.
- Putnam, R. D. (2000). *Bowling alone: The collapse and revival of American community*. Simon & Schuster.
- Rivera, L., Castro, R., e Salgado, R. (2009). Familias en acción y la violencia intrafamiliar en Colombia. *Desarrollo y Sociedad*, (63):25–60.
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system gmm in stata. *Stata Journal*, 9(1):86–136.
- Saffioti, H. I. B. (2001). Contribuições feministas para o estudo da violência de gênero. *Cadernos Pagu*, (16):115–136.
- Sampson, R. J., Raudenbush, S. W., e Earls, F. (1997). Neighborhoods and violent crime: A multilevel study of collective efficacy. *Science*, 277(5328):918–924.
- Silva, D., Costa, W., e Almeida, E. (2024). Transferências de renda e violência doméstica no Brasil. In: *Anais do 52º Encontro Nacional de Economia (ANPEC)*. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia.
- Soares, S., Osório, R. G., Soares, F. V., Medeiros, M., e Zepeda, E. (2010). Os efeitos do programa bolsa família sobre a pobreza e a desigualdade. Texto para Discussão 1422, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Soares, S. S. D. e Sátyro, N. (2009). O programa bolsa família: Desenho institucional, impactos e possibilidades futuras. Texto para Discussão 1424, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

Tribunal de Contas da União (2021). Sexto relatório de acompanhamento do auxílio emergencial e de outras ações de combate à covid-19. Texto para discussão, TCU.

Waiselfisz, J. J. (2015). *Mapa da violência 2015: Homicídio de mulheres no Brasil*. Flacso Brasil.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press, 2 edition.

Álvarez-Garavito, C. e Acosta-González, H. N. (2021). Femicídio en américa latina: Una aproximación económica. *Desarrollo y Sociedad*, (88):11–42.

Ávila, T. P., Medeiros, M. N., Chagas, C. B., Vieira, E. N., Magalhães, T. Q. S., e Passeto, A. S. Z. (2021). Better prevention of femicide: Evidence from brazil. *International Journal for Crime, Justice and Social Democracy*, 10(4):174–188.

 Este artigo está licenciado com uma *CC BY 4.0 license*.