

IMPACTOS DAS CONDIÇÕES DE TRABALHO E RENDA NOS FURTOS EM FORTALEZA: UMA ABORDAGEM COM SÉRIES TEMPORAIS (2012-2020)

IMPACTS OF WORKING CONDITIONS AND INCOME ON THEFT IN FORTALEZA: A TIME SERIES APPROACH (2012-2020)

Anderson Oliveira Brito¹; Christiane Luci Bezerra Alves²; Manoel Alexandre de Lucena³; Eliane Pinheiro de Sousa⁴

^{1,2,4} Universidade Regional do Cariri (URCA)

³ Universidade Federal do Cariri (UFCA)

Resumo

A criminalidade é um fenômeno social que crescentemente tem despertado interesse de formuladores de políticas econômicas e pesquisadores, devido aos seus impactos no bem-estar dos indivíduos e nas atividades econômicas. Neste contexto, este estudo investiga os impactos das condições de trabalho e renda nos números de furtos, que é um tipo de crime contra o patrimônio, na cidade de Fortaleza, CE durante o período de 2012 a 2020. Para compreender a dinâmica das relações entre essas variáveis, utilizou-se o modelo econométrico de séries temporais Vetor Auto Regressivo (VAR) e a análise do impulso-resposta. Os resultados indicam que variações no rendimento médio têm impactos distintos no número de furtos na capital cearense. Aumentos no rendimento das mulheres estão associados a uma redução significativa nos furtos, principalmente a partir do segundo trimestre. Em contrapartida, aumentos iniciais no rendimento dos homens precedem um aumento temporário nos furtos, que se intensifica a partir do segundo e terceiro trimestres, mas diminui significativamente no quarto trimestre. Quanto às taxas de desocupação, um aumento na taxa das mulheres resulta em uma diminuição nos furtos, especialmente a partir do segundo trimestre. Por outro lado, um aumento na taxa de desocupação dos homens e no total (considerando ambos os gêneros) está associado a aumentos nos furtos. Esses resultados ressaltam a importância de políticas econômicas fundamentadas e eficazes para reduzir a criminalidade em Fortaleza, oferecendo *insights* valiosos para a formulação de políticas públicas mais eficazes.

Palavras chaves: Economia do Crime; Rendimento médio; Taxa de desocupação; VAR; impulso resposta.

Abstract

Crime is a social phenomenon that has increasingly aroused the interest of economic policy makers and researchers, due to its impacts on the well-being of individuals and economic activities. In this context, this study investigates the impacts of working conditions and income on the number of thefts, which is a type of crime against property, in the city of Fortaleza, CE during the period from 2012 to 2020. To understand the dynamics of relationships between these variables, the econometric time series model Auto Regressive Vector (VAR) and impulse-response analysis were used. The results indicate that variations in average income have different impacts on the number of thefts in the capital of Ceará. Increases in women's income are associated with a significant reduction in theft, especially from the second trimester onwards. In contrast, initial increases in men's income precede a temporary increase in theft, which intensifies in the second and third quarters but decreases significantly in the fourth quarter. As for unemployment rates, an increase in the rate for women results in a decrease in thefts, especially from the second quarter onwards. On the other hand, an increase in the unemployment rate for men and in total (considering both genders) is associated with increases in theft. These results highlight the importance of well-founded and effective economic policies to reduce crime in Fortaleza, offering valuable insights for the formulation of more effective public policies.

Keywords: Economy of Crime; Average income; Unemployment rate; VAR; impulse response.

Área Temática: 8. Questões urbanas e metrópoles

Classificação JEL: C22, C51.

1 INTRODUÇÃO

A criminalidade é um fenômeno social que crescentemente tem despertado interesse de formuladores de políticas econômicas e pesquisadores, devido aos seus impactos no bem-estar dos indivíduos e nas atividades econômicas. Nesse contexto, a teoria do crime emerge como um campo de estudo fundamental, buscando compreender os fatores e as dinâmicas que influenciam a ocorrência de comportamentos criminosos em sociedades urbanas.

Desde o estudo seminal de Gary Becker, em 1968, a visão econômica da criminalidade passou a tratá-la como uma atividade racional, em que indivíduos ponderam os custos e os benefícios antes de cometer um crime. De acordo com Becker (1968), uma pessoa optaria por se tornar um criminoso se os ganhos financeiros esperados superassem os custos, que incluem a probabilidade de ser preso e a severidade da punição. Essa abordagem trouxe uma nova perspectiva ao entendimento do comportamento criminoso, enfatizando a tomada de decisão racional.

Desde suas origens, essa área de pesquisa tem evoluído para abranger uma variedade de perspectivas teóricas e metodológicas, todas com o objetivo de elucidar porque indivíduos cometem crimes e como esses comportamentos podem ser mitigados através de políticas públicas.

No contexto urbano contemporâneo, cidades como Fortaleza enfrentam desafios significativos relacionados à criminalidade, exigindo uma análise aprofundada das condições socioeconômicas e das políticas públicas que impactam diretamente os índices criminais. Nesse sentido, a investigação dos fatores que influenciam os furtos, em particular, revela-se crucial, pois esses crimes não apenas afetam a segurança pública, mas também refletem as complexidades das disparidades econômicas e sociais presentes na cidade.

Desta forma, este estudo se propõe a investigar os impactos das condições de trabalho e renda nos números de furtos em Fortaleza no período de 2012 a 2020, utilizando o modelo econométrico de séries temporais Vetor Auto Regressivo (VAR) e impulso-resposta. Em termos específicos, busca-se não apenas elucidar as relações entre variáveis econômicas e a incidência de furtos, mas também oferecer *insights* críticos para o desenvolvimento de políticas públicas mais eficazes e orientadas pelos dados.

A fim de atingir esse objetivo, o artigo está estruturado em quatro seções além desta introdução. Na segunda, é apresentada uma revisão de literatura. Na terceira, é descrita a metodologia adotada e o modelo econométrico utilizado. Na quarta, são discutidos os resultados obtidos a partir da análise realizada. Na quinta e última, são elencadas as conclusões do estudo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A investigação da criminalidade ao longo das décadas tem sido abordada por diversas perspectivas teóricas e sociológicas. Uma abordagem notável é a Teoria Econômica do Crime, introduzida de forma seminal por Gary Becker em seu clássico artigo "*Crime and Punishment: an Economic Approach*", publicado em 1968. Este trabalho revolucionou a compreensão do fenômeno criminal ao adotar uma ótica econômica, considerando o crime como uma atividade na qual o criminoso age de maneira racional, pesando cuidadosamente os custos e os benefícios antes de decidir cometer um delito.

Becker (1968) argumenta que um indivíduo decide cometer um crime apenas se a "utilidade esperada" da atividade ilegal — que considera a probabilidade de ser detido e condenado, os ganhos obtidos com o crime e a severidade da pena — superar aquela que ele esperaria ao usar seus recursos e tempo em atividades legais. Em outras palavras, os potenciais criminosos fazem uma análise econômica das consequências do crime versus as recompensas possíveis de atividades legítimas.

Embasado nesta teoria, evidências empíricas internacionais e nacionais têm utilizado múltiplas ferramentas analíticas para abordar o tema em tela.

2.1 Evidências empíricas internacionais

Hussin *et al.* (2020) examinaram a relação entre variáveis econômicas (taxa de desemprego, nível de preços, total de imigrantes e população) e o índice de criminalidade na Malásia. Utilizaram dados de séries temporais referentes ao período de 1982 a 2016. Para verificar se os dados eram estacionários, realizaram o teste de raiz unitária. Ademais, a análise de cointegração foi feita para capturar o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Os resultados mostraram que as variáveis econômicas analisadas têm impacto na taxa de criminalidade na Malásia.

Blasio, Maggio e Menon (2016) investigam a relação de causalidade entre a situação econômica da Itália e os crimes cometidos na região. O estudo concentra-se nos mercados de trabalho locais e analisa a resposta do crime à recessão de 2007-2011. Após a utilização dos procedimentos econométricos, os autores concluem que há uma correlação negativa entre a atividade econômica e o número de roubos na localidade analisada, em que uma diminuição de 1% na atividade econômica está associada a um aumento de aproximadamente 0,45% desses crimes.

De forma semelhante, Kollias e Paleologou (2012) investigaram a relação causal entre as condições do mercado de trabalho e as ocorrências criminais na Grécia no período de 1991 a 2007. Os autores concluíram que há uma significativa causalidade de Granger entre a taxa de criminalidade e as condições do mercado de trabalho em três das quatorze modalidades criminais analisadas, incluindo roubo de veículos, furtos e contrabando.

De maneira complementar, Sookram *et al.* (2009), ao estimarem um modelo autoregressivo (VAR) para analisar dados de Trinidad e Tobago no período de 1970 a 2007, identificaram que o desemprego tem uma relação positiva com o crime. Além disso, o estudo concluiu que a taxa de detecção de crimes está negativamente relacionada ao crime, sugerindo que a queda significativa na taxa de prisões contribuiu para o aumento dos crimes graves nos anos 2000. Outros fatores importantes identificados incluem a porcentagem de mulheres na força de trabalho, que está associada à redução do crime, e o nível de educação, que também tem um efeito negativo sobre a criminalidade.

Além dos estudos mencionados, Dongil (2006) utilizou dados de janeiro de 1982 a abril de 2004 para investigar os efeitos causais das condições econômicas sobre os crimes na Coreia. O estudo empregou um modelo de Vetores Autoregressivos (VAR) e um modelo de Correção de Erros Vetorial (VEC), que são técnicas padrão em séries temporais. A análise evidenciou que a desigualdade de renda e o desemprego têm um efeito positivo significativo no furto, conforme indicado pelo teste de Granger. Por outro lado, o nível de renda não demonstrou tal efeito.

Raphael e Winter-Ebmer (2001), utilizando um painel de dados estaduais dos Estados Unidos para o período de 1970 a 1993, destacaram a significativa influência do desemprego nas taxas de crimes contra a propriedade. Eles evidenciaram que áreas com altos níveis de desemprego e escassas oportunidades de trabalho tendem a apresentar taxas de criminalidade consideravelmente mais elevadas.

Por outro lado, Funk e Krugler (2000) descobriram que o desemprego está positivamente associado ao crime na Suíça. O estudo diferenciou entre efeitos de incapacitação, em que a prisão limita temporariamente a capacidade de cometer crimes, e efeitos de dissuasão, onde penas mais severas desencorajam potenciais criminosos. Os resultados sugerem que aumentos na severidade das penas podem não só incapacitar temporariamente os criminosos, mas também exercer um efeito dissuasório a longo prazo. Suas conclusões destacaram que políticas de aplicação da lei mais rigorosas, com penas mais longas para crimes como roubo, reduzem significativamente a criminalidade.

2.2 Evidências empíricas nacionais

Santos *et al.* (2021) examinaram as estatísticas criminais trimestrais relativas à relação desemprego-crimes patrimoniais na Região Metropolitana de São Paulo entre 2002 e 2015. Para tal, utilizaram um modelo econométrico de séries temporais. Os resultados estimados revelaram uma relação de longo prazo entre as variáveis analisadas, confirmando a validade dos pressupostos da

teoria econômica do crime. Portanto, verificaram que existe uma influência positiva do desemprego (taxa de desocupação) sobre os crimes patrimoniais.

Lucas, Cunha e Bondezan (2020) avaliaram a dependência espacial da criminalidade nos municípios do estado do Paraná em 2015, bem como seus possíveis determinantes. Utilizaram as técnicas de econometria espacial, como a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e modelos econométricos espaciais. Os resultados indicaram que a taxa de homicídios nos municípios paranaenses não é distribuída aleatoriamente no espaço e que a taxa de homicídios sofre influência das variáveis: densidade demográfica, coeficiente de Gini, taxa de desemprego, proporção de jovens do sexo masculino, proporção de lares cujas mães são chefes de família e proporção de estudantes com atraso escolar.

Araújo Jr. e Shikida (2010) estimaram um painel dinâmico para municípios de Minas Gerais entre 2000 e 2007, e descobriram que um aumento de 1% no desemprego municipal está associado a um aumento de 0,145% nos crimes contra a propriedade. Por outro lado, uma redução de 1% no desemprego resulta em uma diminuição de 0,18% nesses mesmos crimes. Além disso, os coeficientes de inércia foram estimados em 0,10412 para crimes contra a propriedade e 0,09183 para crimes contra a pessoa, indicando persistência na criminalidade ao longo do tempo, apesar das mudanças econômicas.

Sachsida *et al.* (2009) abordaram os principais determinantes da criminalidade no Brasil, utilizando um modelo econométrico baseado na análise de dados em painel dos estados brasileiros. Os resultados evidenciaram que outras variáveis, como desemprego e urbanização, estão positivamente relacionadas aos índices criminais. Um aspecto distintivo do estudo é o reconhecimento do "efeito inercial" na criminalidade. Este fenômeno sugere que a criminalidade tende a persistir ao longo do tempo, independentemente de mudanças econômicas ou sociais imediatas. Entre as conclusões significativas, destacaram o papel crucial da desigualdade de renda na determinação da criminalidade.

Kume (2004) utilizou dados em painel para estados brasileiros no período de 1984-1998 e aplicou o Método Generalizado dos Momentos em um Sistema proposto por Blundell e Bond (1998). Seus resultados destacaram que a desigualdade de renda e a taxa de criminalidade do período anterior têm um efeito positivo significativo sobre a taxa de criminalidade atual. Em contrapartida, o PIB *per capita*, o nível de escolaridade, o grau de urbanização e o crescimento do PIB mostraram efeitos negativos sobre a criminalidade.

Por fim, Pereira e Fernandez (2000), usando modelos de cointegração e mecanismos de correção de erros no estudo sobre a criminalidade na Região da Grande São Paulo em 1995-97, modelaram uma curva de oferta de atividades criminosas. Os resultados indicaram que o aumento do desemprego e da concentração de renda, além da redução do rendimento médio do trabalho e do desempenho da polícia e justiça, explicaram o crescimento da atividade criminosa na região.

Dessa forma, a revisão de literatura abordada nesta seção revela uma ampla gama de perspectivas e abordagens na investigação das relações entre condições econômicas e criminalidade. Os resultados variam conforme o contexto geográfico e temporal, destacando nuances importantes na relação entre variáveis econômicas e criminalidade. Portanto, compreender essas interações complexas entre fatores econômicos e comportamento criminoso é essencial para formular políticas públicas eficazes de segurança e justiça, adaptadas aos contextos específicos e aos desafios contemporâneos enfrentados pelas sociedades. A continuidade das investigações empíricas e teóricas nesse campo é crucial para desenvolver intervenções mais precisas e impactantes na redução da criminalidade.

3 METODOLOGIA

3.1 Modelo econométrico

O modelo VAR (*Vector Autoregression*) é uma técnica econômica usada para analisar a dinâmica temporal de um conjunto de variáveis endógenas. Desenvolvido na década de 1980 como uma alternativa aos modelos estruturais, que empunhavam várias restrições nas estimativas, o VAR

se popularizou rapidamente após a publicação do artigo de Sims (1980). Desde então, tornou-se um dos principais instrumentos na análise empírica da macroeconomia.

Ao contrário de outros modelos econométricos que exigem a identificação de uma variável dependente específica, o VAR permite modelar a interação entre várias variáveis sem a necessidade de especificar uma relação de dependência fixa. Nesse modelo, cada variável é explicada por seus próprios valores passados, bem como pelos valores passados das outras variáveis presentes no sistema. Isso possibilita a compreensão das interdependências e dos efeitos mútuos que ocorrem entre as variáveis ao longo do tempo, proporcionando uma visão abrangente das relações econômicas.

Cottrell e Lucchetti (2021) destacam que o modelo VAR é um método para modelar a persistência temporal de um vetor de n séries temporais, Y_t por meio de uma autorregressão multivariada. De maneira geral, um modelo autorregressivo de ordem p para um vetor de n variáveis endógenas, X_t , pode ser expresso pela matriz A conforme a equação (1):

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-1} + \varepsilon_t(1)$$

Em que:

- A = Representa uma matriz ($n \times n$) que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que compõem o vetor X_t ;
- X_t = Representa um vetor ($n \times 1$) de variáveis econômicas no momento t ;
- B_0 = Representa um vetor de constantes ($n \times 1$) que captura o efeito médio das variáveis exógenas no modelo;
- B_i = É uma matriz ($n \times n$) de coeficientes;
- ε_t = É um vetor ($n \times 1$) de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporaneamente ou temporalmente, isto é:

$$\varepsilon_t \text{ i. i. d. } (ln)$$

Essa notação indica que as perturbações ε_t são independentes e identicamente distribuídas (*i. i. d.*). Esse pressuposto significa que cada perturbação é selecionada independentemente das outras e segue a mesma distribuição de probabilidade. No caso específico mencionado (*ln*), isso indica que as perturbações têm uma distribuição log-normal com média zero (0) e variância desconhecida (*ln* representa o logaritmo natural). A distribuição log-normal é uma distribuição contínua que descreve valores positivos assimétricos.

A equação (1) expressa as relações entre as variáveis endógenas, frequentemente decorrentes de um modelo econômico teoricamente estruturado, e por isso chama-se *forma estrutural*. Nesse modelo, os termos de erro ε_t são conhecidos como choques estruturais porque afetam individualmente cada uma das variáveis endógenas do modelo. É importante destacar que esses choques são considerados independentes entre si. Suas inter-relações são capturadas de forma indireta pela matriz A . Logo, a independência dos choques dá-se sem perda de generalidade (BUENO, 2008).

Para lidar com a endogeneidade das variáveis¹, o VAR é normalmente estimado em sua forma reduzida. Isso significa que em vez de estimar diretamente os coeficientes do modelo na forma original, são estimados os coeficientes de forma reduzida, que são mais convenientes e ajudam a contornar o problema da endogeneidade. Nesse sentido, estima-se:

¹ Endogeneidade refere-se a uma situação em que uma variável explicativa está correlacionada com o termo de erro do modelo. Isso pode ocorrer por várias razões, como omissão de variáveis relevantes, simultaneidade ou erros de medição. A endogeneidade pode levar a estimativas viesadas e inconsistentes, dificultando a inferência causal correta.

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^P A^{-1} B_i X_{t-1} + A^{-1}B\varepsilon_t \quad (2)$$

Em que:

- X_t = Representa o vetor de variáveis dependentes no tempo t ;
- A^{-1} = Representa a matriz inversa de A . Essa matriz captura a relação de longo prazo entre as variáveis dependentes no modelo. Multiplicar A^{-1} pelos outros componentes permite desfazer o efeito das relações de longo prazo entre as variáveis dependentes;
- B_0 = É um vetor de coeficientes que representa a relação de curto prazo entre as variáveis independentes e as variáveis dependentes no tempo atual (t). Esse termo representa o efeito imediato das variáveis independentes sobre as variáveis dependentes;
- $B_i X_{t-1}$ = representa a relação de curto prazo entre as variáveis exógenas e as variáveis endógenas com um atraso específico i . Esse termo captura o efeito defasado das variáveis independentes sobre as variáveis dependentes;
- $B\varepsilon_t$ = O termo de erro, que representa o ruído aleatório no modelo VAR.

Segundo Mayorga *et al.* (2007), a função impulso-resposta delinea o comportamento das séries incluídas no modelo VAR em resposta a choques ocasionados por variáveis residuais.

3.2 Teste de raiz unitária

Na análise de séries temporais, pressupõe-se implicitamente que as séries subjacentes sejam estacionárias, o que significa que sua média e variância não variam sistematicamente ao longo do tempo. Segundo Grôppo (2004, p. 38), “só será possível estimar um modelo de regressão se as séries analisadas forem estacionárias”. No entanto, muitas séries temporais econômicas apresentam o problema de não estacionariedade, indicando a presença de uma raiz unitária. O teste de raiz unitária é utilizado para verificar a estacionariedade de uma série temporal. Quando a estacionariedade está ausente, surgem problemas como a chamada regressão espúria, em que os coeficientes de determinação são altos e os testes estatísticos indicam significância, mas não há uma relação substancial entre as variáveis.

Conforme enfatizam Gujarati e Porter (2011, p. 45), “uma série é estacionária se sua média e variância não variam sistematicamente ao longo do tempo”. Para identificar a estacionariedade das séries temporais, podem ser aplicados testes como o teste *Dickey-Fuller* aumentado (ADF), teste *Phillips-Perron* (PP) e o teste *Kwiatkowski, Phillips, Shimidt e Shin* (KPSS). Estes testes ajudam a determinar se a série temporal é estacionária ou se requer transformações ou ajustes para serem utilizadas corretamente na análise econométrica.

Ferreira (2018) destaca que um processo estocástico $\{Y_t\}$ é estacionário – de segunda ordem – se sua média e autocovariância são constantes ao longo do tempo. Nesse sentido, o autor apresenta três condições para um processo ser estacionário, conforme as equações (3) a (5):

$$E(y_t) = E(y_{t-s}) \quad (3)$$

$$E[(y_t)^2] = E[(y_{t-s})^2] \quad (4)$$

$$E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] \quad (5)$$

A primeira condição expressa na equação (3) afirma que a média do processo estocástico y_t no momento t é igual à média do processo y_{t-s} no momento $t - s$. Em outras palavras, a média do processo não muda com o tempo. Isso implica que a distribuição de probabilidade do processo é estacionária em termos de sua média ao longo do tempo.

A segunda condição expressão na equação (4) nos mostra que a esperança (valor médio) do quadrado da variável aleatória y_t é igual à esperança do quadrado da variável aleatória y_{t-s} em que s é o deslocamento temporal. Dessa forma, se essa média da variabilidade não depende do tempo t , ou seja, é a mesma para qualquer instante t , então o processo estocástico é dito ter auto covariância constante ao longo do tempo.

A terceira condição expressa na equação (5) é uma forma de expressar a estacionariedade em termos de covariâncias entre as observações do processo. A fórmula afirma que a covariância entre $(y_t - \mu)$ e $(y_{t-s} - \mu)$ é igual à covariância entre $(y_{t-j} - \mu)$ e $(y_{t-j-s} - \mu)$, onde μ é a média do processo.

3.3 Fonte de dados e variáveis

Os dados utilizados neste estudo abrangem o período de 2012 a 2020, totalizando 32 observações trimestrais. Para a coleta dos dados necessários à modelagem econométrica, foram utilizados procedimentos baseados em fontes secundárias, como organizações de pesquisa e estatísticas nacionais. Para esse fim, foram utilizadas bases de dados disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e pela Superintendência de Pesquisa e Estratégia de Segurança Pública (SUPESP). Do IBGE, foram obtidos dados trimestrais sobre o rendimento médio real para mulheres, homens e o total, assim como as taxas de desocupação para mulheres, homens e o total específicas para Fortaleza. A SUPESP disponibilizou no site da Secretaria de Segurança Pública e Defesa Social o número de ocorrências de furtos na cidade de Fortaleza, os quais foram incorporados como variáveis endógenas no modelo.

As variáveis utilizadas no estudo são²: Rendimento médio mensal real das mulheres (RMR_Mulher); Rendimento médio mensal real dos homens (RMR_Homem); Rendimento médio mensal real total (RMR_Total); Taxas de desocupação das mulheres (Desocupação_Mulher); Taxas de desocupação dos homens (Desocupação_Homem); Taxas de desocupação total (Desocupação_Total).³

Além das informações anteriores, a Tabela 1 mostra as estatísticas descritivas das variáveis que foram analisadas no estudo. Essas estatísticas incluem o valor mínimo (Min.), o 1º quartil (25% ou 1st Qu.), a mediana (50% ou *Median*), a média (*Mean*), o 3º quartil (75% ou 3rd Qu.) e o valor máximo (Max.). Cada uma dessas medidas oferece uma visão diferente sobre como os dados estão distribuídos e variam ao longo do período estudado.

Tabela 1: Estatísticas descritivas das variáveis consideradas no estudo

Variáveis	Min	1st Qu	Median	Mean	3rd Qu	Max
RMR_Mulher	2.170	2.312	2.363	2.369	2.435	2.695
RMR_Homem	2.868	3.094	3.182	3.250	3.377	3.781
RMR_Total	2.555	2.7224	2.812	2.850	2.979	3.165
Desocupação_Mulher	6,70	8,50	10,50	10,57	12,40	14,60
Desocupação_Homem	4,80	7,10	8,60	8,815	10,00	12,20
Desocupação_Total	5,70	7,70	9,80	9,621	11,10	13,10
Furtos	5.730	7.455	8.110	7.999	8.525	9.667

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

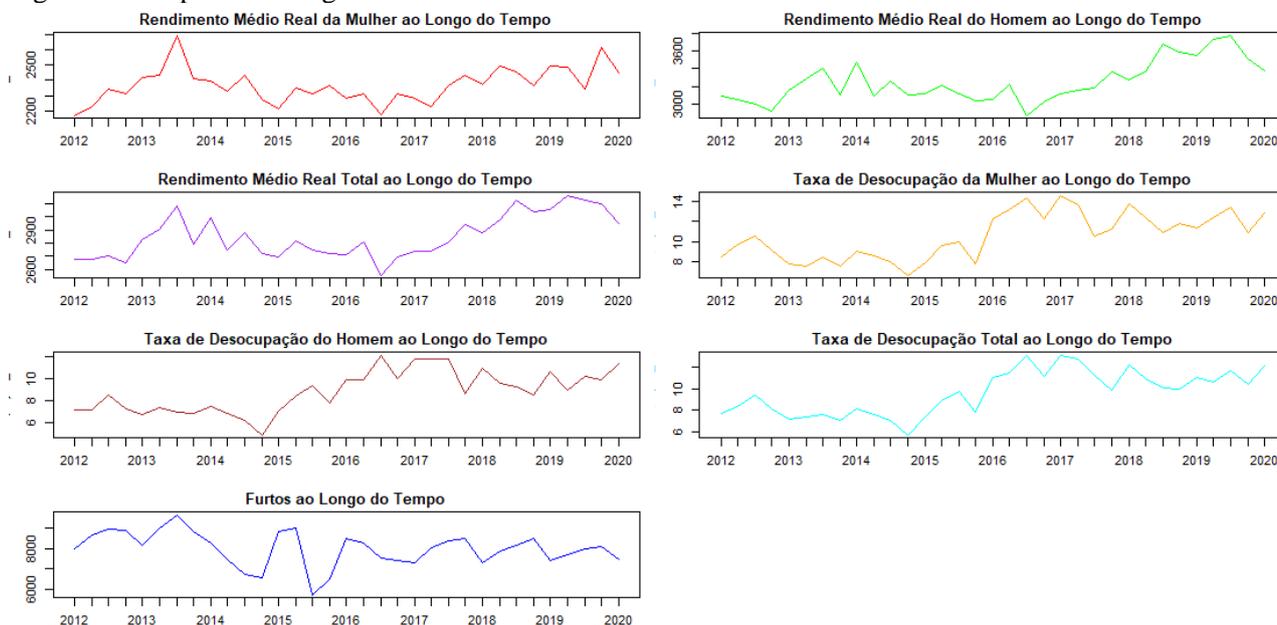
Para visualizar a evolução das variáveis ao longo do período de análise, a Figura 1 apresenta um gráfico que mostra o comportamento de cada uma das séries temporais. Cada variável é

² Todas as séries foram transformadas na forma de logaritmo natural buscando suavizar e normalizar os desvios.

³ As taxas de desocupação mencionadas são específicas do município de Fortaleza e representam as taxas de desocupação e subutilização da força de trabalho, na semana de referência, para pessoas com 14 anos ou mais de idade, discriminadas por sexo.

representada por uma linha distinta, permitindo observar as tendências ao longo do tempo. A partir da Figura 1, é possível verificar as características mais notáveis do gráfico, como tendências e oscilações sazonais. A análise gráfica complementa as estatísticas descritivas apresentadas na Tabela 1, proporcionando uma visão mais abrangente do comportamento das séries ao longo do período e auxiliando na interpretação dos resultados obtidos na modelagem econométrica.

Figura 1: Comportamento gráfico das variáveis consideradas no estudo



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Antes de realizar a estimação do modelo VAR, é de extrema importância conduzir os testes de raiz unitária para avaliar a estacionariedade das séries. Os resultados desses testes, conforme exibidos na Tabela 2, fornecem informações fundamentais para determinar se as séries são estacionárias ou não. Essa análise é crucial para garantir a confiabilidade dos resultados obtidos a partir do modelo econométrico proposto, pois a estacionariedade das séries é uma condição essencial para a correta interpretação e aplicação dos modelos de séries temporais.

Conforme a metodologia, foram conduzidos três testes — ADF (Dickey-Fuller Aumentado), PP (Phillips-Perron) e KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) — com um nível de significância de 5%. Os resultados inicialmente revelaram divergências na estacionariedade de algumas séries, o que é comum devido às diferentes características de cada teste.

Nos testes ADF, os p-values indicam que não há evidências suficientes para considerar as séries como estacionárias, já que os resultados são superiores ao nível de significância adotado. Por outro lado, de acordo com os testes PP, tanto a série RMR_Mulher (p-value de 0,0171) quanto a série de Furtos (p-value de 0,0432) apresentam indícios de estacionariedade, pois ambos os p-values são inferiores ao nível de significância adotado. Já nos testes KPSS⁴, os resultados indicam que as séries RMR_Mulher (p-value de 0,1000), RMR_Total (p-value de 0,0635) e Furtos (p-value de 0,1000) demonstram estacionariedade significativa, uma vez que os p-values são maiores que 0,05.

É importante destacar que as características distintas dos testes e o número limitado de observações podem gerar divergências nos resultados. No entanto, a Figura 1 possibilita identificar que as séries não exibem média zero e variância constante, indicativos de não estacionariedade conforme demonstrado pelo teste ADF.

⁴ A hipótese nula para o teste KPSS é que os dados são estacionários. Para este teste, o objetivo é não rejeitar a hipótese nula. Em outras palavras, espera-se que o p-value seja maior que 0,05 e não inferior a 0,05.

Com base nisso, constatou-se que as séries apresentam raiz unitária, o que indica que não são estacionárias. Quando as séries não são estacionárias, é necessário realizar transformações apropriadas, como aplicar o logaritmo e realizar diferenciação das séries, para torná-las estacionárias antes de prosseguir com a estimação do modelo. Essas etapas são essenciais para garantir que os resultados do modelo sejam válidos e confiáveis na análise das relações entre as variáveis ao longo do tempo.

Tabela 2: Teste de raiz unitária nas variáveis logaritimizadas

Variável	ADF		PP		KPSS	
	<i>t</i>	p-value	Z	p-value	χ^2	p-value
RMR_Mulher	-1,8004	0,6501	-22,0690	0,0171	0,2264	0,1000
RMR_Homem	-1,5377	0,7516	-16,0330	0,0980	0,4925	0,0433
RMR_Total	-1,8204	0,6424	-15,2050	0,1477	0,4315	0,0635
Desocupação_Mulher	-1,9248	0,6020	-14,5830	0,1882	0,6322	0,0197
Desocupação_Homem	-1,5010	0,7658	-15,6640	0,1178	0,6249	0,0203
Desocupação_Total	-1,5406	0,7505	-12,7580	0,3073	0,6441	0,0186
Furtos	-2,0322	0,5605	-19,0150	0,0432	0,2633	0,1000

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base nos testes realizados utilizando a primeira diferença das séries e seus resultados apresentados na Tabela 3, conclui-se que uma única diferenciação foi suficiente para tornar todas as séries estacionárias, eliminando tendências ou padrões sistemáticos de crescimento persistentes nas séries.

Tabela 3: Teste de raiz unitária em primeira diferença

Variável	ADF		PP		KPSS	
	<i>t</i>	p-value	Z	p-value	χ^2	p-value
RMR_Mulher	- 5,6520	0,0000	-44,1630	0,0100	0,1024	0,1000
RMR_Homem	- 4,8155	0,0000	-42,2740	0,0100	0,0833	0,1000
RMR_Total	- 4,3240	0,0000	-47,8900	0,0100	0,0837	0,1000
Desocupação_Mulher	- 5,8790	0,0000	-33,1640	0,0100	0,0852	0,1000
Desocupação_Homem	- 4,5601	0,0000	-42,4150	0,0100	0,0959	0,1000
Desocupação_Total	- 5,0038	0,0000	-36,8910	0,0100	0,0975	0,1000
Furtos	-8,4605	0,0000	-25,2100	0,0100	0,0951	0,1000

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Para determinar o número adequado de defasagens (*p*) para o estimar o modelo VAR, recorreu-se aos critérios apresentados na Tabela 4. A escolha do número de defasagens baseou-se na busca por uma solução parcimoniosa, levando em consideração os critérios AIC (Akaike Information Criterion), HQ (Hannan-Quinn Criterion), SC (Schwarz Criterion) e FPE (Final Prediction Error). Nesse contexto, após analisar os resultados desses critérios, optou-se pelo critério da parcimônia por escolher uma defasagem como o número mais apropriado para estimar o modelo.

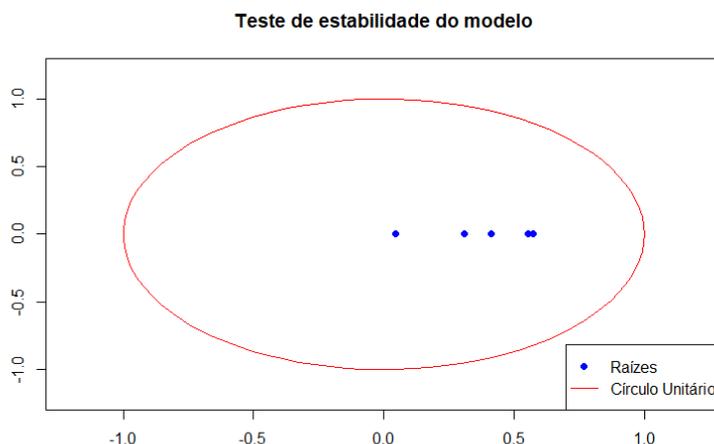
Tabela 4: Escolha ótima dos lags para o modelo VAR

Critério	AIC	HQ	SC	FPE
Lags	2	2	1	2

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Após selecionar o número ótimo de defasagens e estimar o modelo VAR, foi realizado o teste de estabilidade do modelo. Os resultados indicaram conforme a Figura 2 que a condição de estabilidade foi satisfeita, uma vez que as raízes inversas do polinômio característico se encontram dentro do círculo unitário.

Figura 2: Teste de instabilidade



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Além disso, foi realizada uma série de testes adicionais com o intuito de avaliar diferentes propriedades e reforçar a confiabilidade do modelo utilizado para a análise dos dados em questão. Os resultados destes testes estão apresentados na Tabela 5, destacando aspectos cruciais da robustez do modelo estimado. Inicialmente, foi conduzido o teste Jarque-Bera (JB-Test) para verificar a normalidade dos resíduos. Os resultados, conforme exibido nessa tabela, não rejeitaram a hipótese nula de que os resíduos seguem uma distribuição normal (p-valor de 0,8156). Tal resultado sugere que os resíduos podem ser considerados como tendo uma distribuição normal, reforçando a confiabilidade dos resultados obtidos.

Outros dois testes foram realizados para avaliar a Assimetria (Skewness) e a Curtose (Kurtosis) dos resíduos do modelo estimado. No teste de assimetria, o p-value correspondente foi (0,7294), sugerindo não haver evidências estatisticamente significativas de assimetria nos resíduos. No teste de curtose, o p-value correspondente foi (0,6833). Novamente, esses resultados indicam não haver evidências estatisticamente significativas de curtose nos resíduos.

Tabela 5: Teste de normalidade, assimetria e curtose

Teste	χ^2	p-value
JB-Test	9,2371	0,8156
Skewness	4,4281	0,7294
Kurtosis	4,8091	0,6833

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Após a realização dos testes descritos anteriormente, também foi realizado o teste de autocorrelação e heterocedasticidade dos resíduos do modelo estimado, os resultados obtidos foram analisados cuidadosamente para avaliar a adequação do modelo e verificar se as suposições assumidas estão sendo atendidas.

O teste de autocorrelação foi empregado para determinar se os resíduos apresentam algum padrão de correlação serial, ou seja, se há dependência entre os valores residuais em diferentes períodos de tempo. Os resultados indicaram, conforme a Tabela 6, que não há evidências significativas de correlação serial nos resíduos, o que sugere que o modelo é capaz de capturar a

maioria das informações relevantes dos dados e não deixa padrões não explicados ao longo do tempo. Nesse sentido, com base nos resultados dos testes, pode-se ter maior confiança nos resultados do modelo estimado, fortalecendo a qualidade e confiabilidade dos resultados apresentados neste estudo.

Tabela 6: Teste de autocorrelação

Teste	χ^2	p-value
Portmanteau-Test	610,95	0,9997

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A seguir, procede-se com a análise dos resultados, com foco na interpretação da função de resposta ao impulso, apresentada nas Figuras 3 e 4. A função de resposta ao impulso desempenha um papel relevante na avaliação dos efeitos de curto e longo prazo de uma variável sobre as demais variáveis do modelo, fornecendo uma ferramenta essencial nesse contexto.

Na Figura 3, a análise foca no efeito que o rendimento médio das mulheres, dos homens e do total exerce sobre o número de furtos. Inicialmente, observa-se um efeito negativo no número de furtos quando ocorre um choque (aumento) no rendimento médio das mulheres.

Os resultados indicam que, no primeiro trimestre, não há impacto imediato do rendimento médio das mulheres sobre os furtos. No entanto, a partir do segundo trimestre, os resultados mostram que um aumento de 1% no rendimento médio das mulheres leva a uma diminuição de aproximadamente 0,0238% nos furtos. Isso sugere que o aumento inicial no rendimento das mulheres está associado a uma redução nos furtos, possivelmente devido a melhorias na qualidade de vida ou maior acesso a recursos que diminuem a necessidade de atividades criminosas. No entanto, nos trimestres subsequentes, essa relação se inverte. No terceiro trimestre, um aumento de 1% no rendimento médio das mulheres leva a um aumento de aproximadamente 0,0076% nos furtos. No quarto semestre, esse aumento de 1% no rendimento médio das mulheres resulta em um aumento de aproximadamente 0,0041% nos furtos. No quinto semestre, entretanto, a relação volta a ser negativa, com um aumento de 1% no rendimento médio das mulheres, levando a uma diminuição de aproximadamente 0,0037% nos furtos.

Ainda na Figura 3, a análise direciona-se para o efeito que o rendimento médio do homem exerce sobre o número de furtos. Os resultados indicam que no primeiro trimestre não há impacto imediato do rendimento médio dos homens sobre os furtos. Porém, o coeficiente do segundo trimestre indica que um choque de 1% no rendimento médio do homem resulta em um aumento de aproximadamente 0,0066% no número de furtos. Isso sugere que, inicialmente, o aumento no rendimento dos homens pode estar associado a um ligeiro aumento nos furtos, possivelmente devido a diferentes dinâmicas sociais ou econômicas comparadas às mulheres.

Porém, uma segunda explicação seria que um aumento no rendimento médio pode não ser uniformemente distribuído, exacerbando a desigualdade e criando uma sensação de insegurança. Indivíduos que não experimentam o aumento no rendimento podem recorrer ao crime como uma forma de compensação. Essa situação pode levar a um aumento temporário na criminalidade enquanto a sociedade se ajusta às novas condições econômicas. Os resultados dos testes de causalidade de Granger em Sachsida (2009) revelaram que a desigualdade de renda é a causa da criminalidade, e não o contrário. Isso confirma que a desigualdade econômica é um determinante claro e direto da criminalidade.

O efeito positivo no número de furtos persiste no terceiro trimestre, dado que um choque de 1% no rendimento médio do homem resulta em um aumento adicional de aproximadamente 0,35%. No entanto, há uma diminuição de aproximadamente 0,77% no quarto trimestre em resposta a um aumento de 1% no rendimento. Ainda segundo Sachsida (2009), a existência de um "efeito inercial" na criminalidade pode explicar a persistência e o atraso no impacto do rendimento sobre os furtos, reforçando que a criminalidade tende a se perpetuar ao longo do tempo e que mudanças econômicas não têm efeitos imediatos, mas sim graduais.

Finalmente, na análise do rendimento médio total (incluindo mulheres e homens), os resultados indicam que, no primeiro trimestre, não há impacto imediato do rendimento médio total sobre os furtos. No segundo trimestre, o coeficiente de resposta ao impulso indica que um choque de 1% no rendimento médio total resulta em uma diminuição de aproximadamente 0,0139% no número de furtos. Isso sugere que, inicialmente, o aumento no rendimento médio total está associado a uma redução nos furtos, possivelmente devido a uma melhoria geral na qualidade de vida e maior acesso a recursos.

No terceiro trimestre, um aumento de 1% no rendimento médio total resulta em um aumento de aproximadamente 0,0111% nos furtos. Já no quarto trimestre, essa relação se inverte novamente, com um aumento de 1% no rendimento médio total levando a uma diminuição de aproximadamente 0,0038% nos furtos. Essa variação ao longo dos trimestres indica que o impacto do rendimento médio total sobre os furtos não é constante, refletindo possíveis mudanças nas dinâmicas sociais e econômicas.

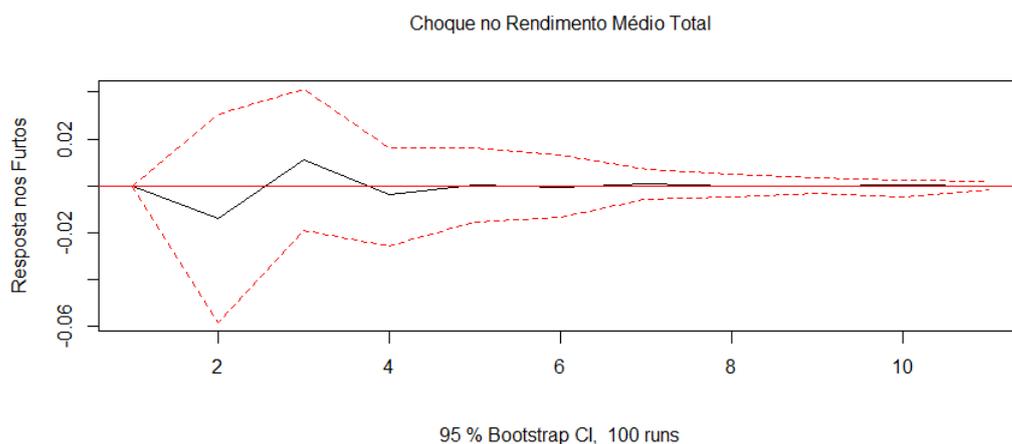
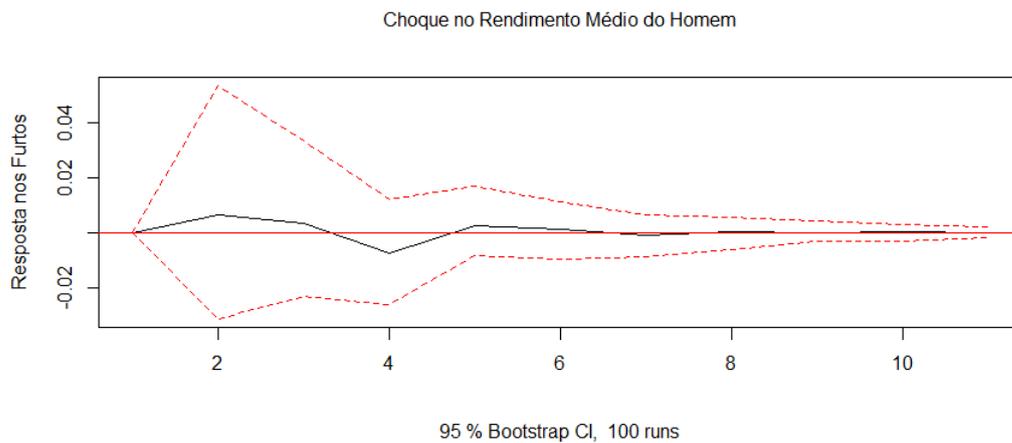
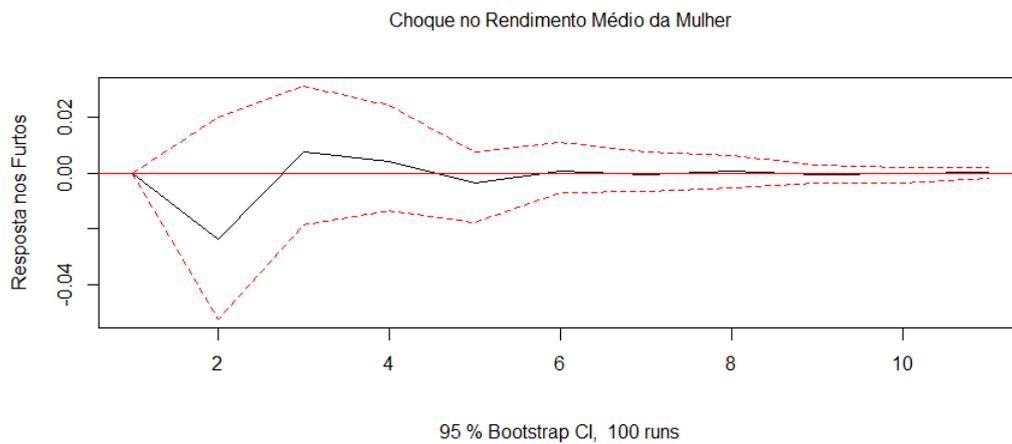
De modo geral, os resultados mais interessantes dizem respeito ao efeito inicial negativo no número de furtos cometidos por mulheres quando há um aumento no seu rendimento. Esse resultado pode ser interpretado à luz da teoria de Becker (1968) como uma demonstração de como mudanças econômicas positivas podem influenciar as escolhas individuais. No caso das mulheres, o aumento do rendimento pode proporcionar uma melhor qualidade de vida e maior acesso a recursos, reduzindo a necessidade de recorrer ao crime.

Por outro lado, o rendimento médio dos homens apresenta um efeito inicial positivo sobre o número de furtos. Isso pode ser explicado por diferentes dinâmicas sociais e econômicas entre homens e mulheres. A teoria do crime sugere que, enquanto os homens podem ter mais oportunidades e propensões para o envolvimento em atividades criminosas, um aumento no rendimento masculino pode inicialmente resultar em um maior envolvimento em furtos devido a vários fatores, como a pressão social para manter um certo estilo de vida ou a busca por status e poder.

Quando se analisa o rendimento médio total (incluindo mulheres e homens), os resultados mostram um efeito inicial negativo. Este achado sugere que, em um contexto agregado, os benefícios econômicos e sociais de um aumento no rendimento total podem superar as dinâmicas específicas de gênero relacionadas à criminalidade. Em outras palavras, o aumento geral no rendimento pode inicialmente contribuir para a redução da criminalidade, indicando que melhorias econômicas podem diminuir os incentivos para atividades criminosas. Isso pode ser atribuído à teoria do crime econômico, que postula que condições econômicas melhores oferecem menos incentivos e oportunidades para o envolvimento em atividades ilegais, independentemente do sexo.

Apesar das oscilações nos trimestres subsequentes, o efeito inicial observado do aumento de rendimento das mulheres sobre a taxa de furtos sugere uma dinâmica consistente com teorias criminológicas estabelecidas. No entanto, as variações observadas ao longo dos trimestres subsequentes indicam uma dinâmica complexa entre desemprego feminino e criminalidade. Essa complexidade sugere que os efeitos podem ser influenciados por fatores sazonais, mudanças econômicas e outros contextos locais que afetam as decisões individuais e coletivas relacionadas ao crime.

Figura 3: Resposta dos Furtos dado um choque no rendimento médio



Na Figura 4, o foco da análise se concentra na resposta do número de furtos dado às variações na taxa de desemprego entre mulheres, homens e no total da população, considerando mulheres e homens. Esta abordagem permite examinar como as mudanças na taxa de desemprego podem influenciar diretamente os níveis de criminalidade.

Os resultados destacam que, no primeiro trimestre, não há impacto imediato da taxa de desemprego entre mulheres nos casos de furto em Fortaleza. No entanto, conforme evidenciado no primeiro gráfico da figura 4, a partir do segundo trimestre, observa-se que um aumento de 1% na taxa

de desemprego entre mulheres está associado a uma redução de aproximadamente 4,83% nos furtos. Esse resultado sugere uma dinâmica interessante e talvez contraintuitiva em relação à teoria tradicional do crime⁵.

No entanto, nos trimestres subsequentes, a relação inicial se altera: no terceiro trimestre, um aumento de 1% na taxa de desemprego das mulheres está associado a um aumento de aproximadamente 1,22% nos furtos. No quarto trimestre, esse aumento novamente de 1% na taxa de desemprego resulta em um aumento de aproximadamente 1,02% nos furtos. Já no quinto trimestre, a relação volta a ser negativa, indicando que um aumento de 1% na taxa de desemprego das mulheres leva a uma diminuição de aproximadamente 0,31% nos furtos.

Essa variação nos impactos do desemprego sobre os furtos ao longo dos trimestres pode indicar diferentes fases de adaptação e resposta da população afetada pelo desemprego. Inicialmente, pode haver uma resposta adaptativa que reduz os furtos, talvez devido a mecanismos de apoio social ou estratégias alternativas de subsistência. No entanto, conforme o desemprego persiste, a pressão econômica pode aumentar, levando a um incremento nos furtos nos trimestres seguintes. A dinâmica volta a se modificar no longo prazo, possivelmente devido a novas formas de adaptação ou mudanças nas políticas públicas e contextos socioeconômicos locais. Portanto, é crucial considerar essas variações temporais ao analisar a relação entre desemprego e criminalidade, entendendo que a resposta da população pode ser complexa e multifacetada.

Ainda na Figura 4, analisa-se agora a resposta dos furtos diante das variações na taxa de desocupação dos homens. Esta análise permite examinar como as mudanças na taxa de desemprego masculina influenciam diretamente os níveis de criminalidade em Fortaleza.

Observa-se que a partir do primeiro trimestre, não há impacto imediato desse choque na taxa de desemprego sobre os números de furtos. A partir do segundo trimestre, por outro lado, nota-se que um aumento de 1% na taxa de desocupação dos homens está associado a um aumento de aproximadamente 1,88% nos furtos. Esse resultado sugere que variações na taxa de desocupação dos homens podem inicialmente estimular um aumento na incidência de furtos, possivelmente devido a pressões econômicas que incentivam comportamentos criminosos. Conforme discutido por Ehrlich (1973), quanto mais tempo o agente permanece desempregado, maior é a probabilidade de envolvimento em atividades criminosas. Ou seja, em períodos de escassez de oportunidades de emprego, os benefícios esperados do crime podem superar os custos, incentivando a participação em atividades ilegais.

Nos trimestres subsequentes, a relação se modifica: no terceiro trimestre, um aumento de 1% na taxa de desocupação dos homens resulta em uma diminuição de aproximadamente 0,90% nos furtos. No quarto trimestre, esse aumento está associado a um aumento de aproximadamente 0,35% nos furtos. No quinto trimestre, porém, a relação volta a ser negativa, indicando que um aumento de 1% na taxa de desocupação dos homens está associado a uma diminuição de aproximadamente 0,34% nos furtos.

Essas variações ao longo dos trimestres sugerem uma dinâmica complexa entre desemprego masculino e criminalidade. As oscilações nos resultados podem ser atribuídas aos dois efeitos identificados por Ehrlich (1973), os quais refletem a complexa relação entre desemprego e criminalidade. O primeiro, conhecido como efeito de oportunidade, indica que o desemprego pode reduzir o atrativo do crime devido à menor disponibilidade de recursos financeiros e oportunidades para a prática criminosa. Por outro lado, o efeito de motivação criminal sugere que o desemprego pode aumentar a incidência de crimes, pois a perda de emprego leva à diminuição da renda e à desvalorização das habilidades profissionais, o que pode aumentar a motivação dos indivíduos para buscar meios criminosos de subsistência.

Por último, na Figura 4, analisa-se como as variações na taxa de desocupação total influenciam a incidência de furtos. Os resultados revelam que, no primeiro trimestre, assim como nas outras

⁵ A teoria do crime estabelecida por Becker (1968) sugere que o desemprego pode levar a um aumento nos crimes, como furtos, devido à necessidade econômica e à falta de oportunidades legítimas de ganho.

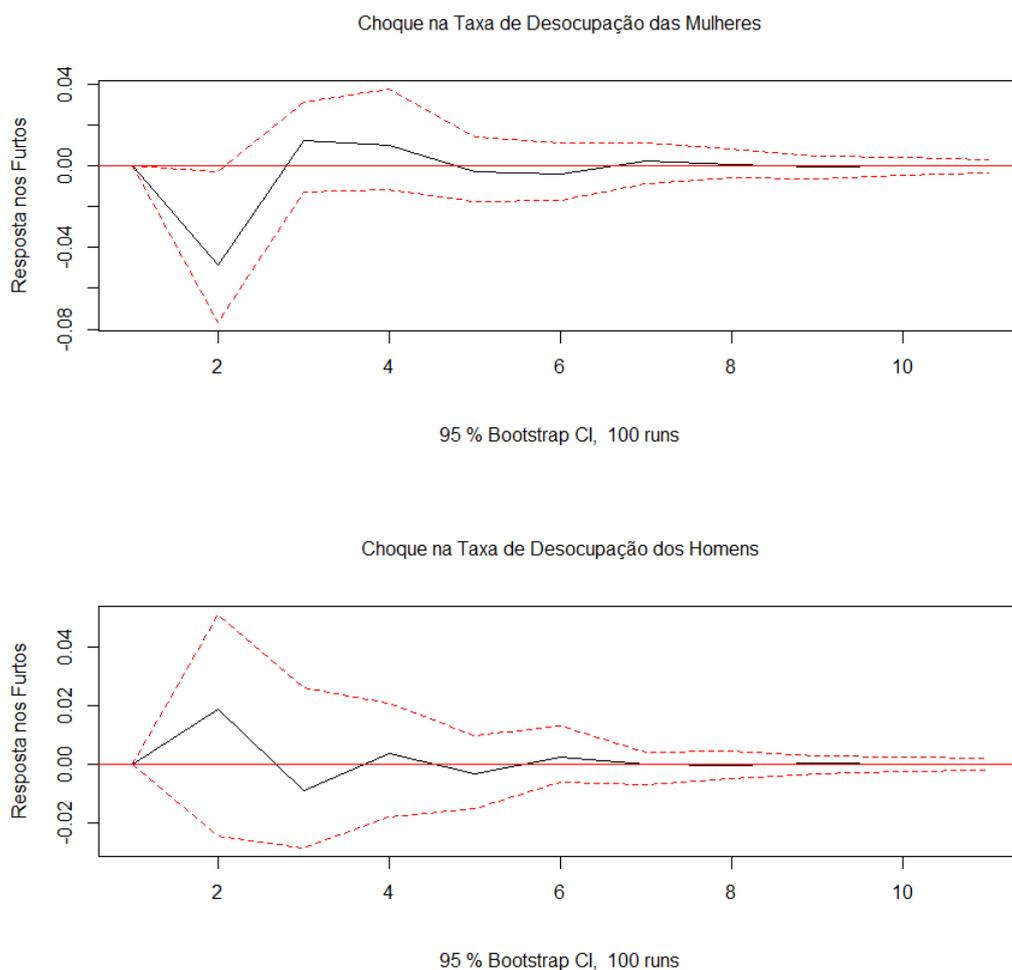
análises, não se observa um impacto imediato da taxa de desocupação total sobre os furtos. No entanto, a partir do segundo trimestre, nota-se que um aumento de 1% na taxa de desocupação total (masculina e feminina) está associado a um aumento de aproximadamente 1,92% nos furtos, conforme indicado pelo coeficiente de resposta de impulso.

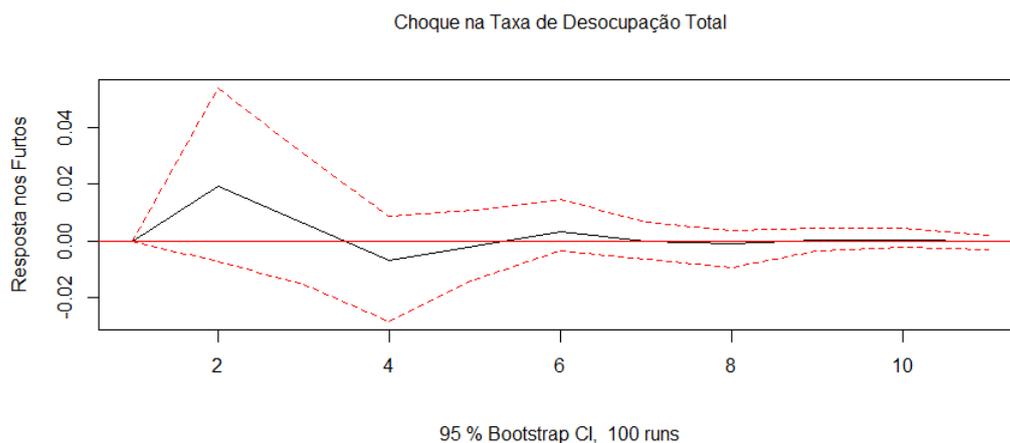
Nos trimestres subsequentes, o efeito positivo no número de furtos persiste: um aumento de 1% na taxa de desocupação total resulta em um aumento de aproximadamente 0,64% nos furtos. No entanto, no quarto trimestre, ocorreu uma inversão nessa dinâmica, onde um aumento de 1% na taxa de desocupação total está associado a uma diminuição de aproximadamente 0,69% nos furtos. Esta tendência negativa continua no quinto trimestre, onde um aumento de 1% na taxa de desocupação total está associado a uma diminuição de cerca de 0,19% nos furtos.

Esses padrões sugerem que a participação masculina desempenha um papel central na dinâmica dos furtos, especialmente em períodos de pressão econômica. Economicamente, isso pode ser explicado pela maior vulnerabilidade dos homens a pressões socioeconômicas adversas, como a falta de emprego, que pode aumentar a motivação para buscar alternativas financeiras, incluindo o envolvimento em atividades criminosas.

Portanto, a compreensão dessas dinâmicas é crucial para o desenvolvimento de políticas públicas que visem reduzir os índices de criminalidade, considerando não apenas as variações na taxa de desocupação, mas também as especificidades de gênero e suas implicações econômicas e sociais.

Figura 4: Resposta dos Furtos dado um Choque na Taxa de Desocupação





5 CONCLUSÕES

Este estudo teve como objetivo analisar os impactos das condições de trabalho e renda nos números de furtos em Fortaleza durante o período de 2012 a 2020. Utilizando o modelo econométrico VAR e a análise de impulso-resposta, buscou-se compreender a dinâmica das relações entre essas variáveis, especialmente como choques nas condições de trabalho e renda influenciam os números de furtos ao longo do tempo. A meta consistiu em obter *insights* que contribuíssem no desenvolvimento de políticas econômicas mais eficazes e fundamentadas.

Os resultados indicam que variações no rendimento médio dos agentes econômicos (considerando ambos os gêneros) têm impactos distintos no número de furtos. Aumentos no rendimento das mulheres estão associados a uma redução significativa nos furtos, principalmente a partir do segundo semestre, mas esse efeito não é estável e varia ao longo dos semestres. Similarmente, o rendimento médio total mostra uma influência complexa: os coeficientes do modelo estimado indicam que, após um aumento inicial no rendimento médio das mulheres e dos homens, há uma redução substancial nos furtos a partir do segundo trimestre. No entanto, observou-se um aumento nos furtos no terceiro trimestre, seguido por uma nova redução no quarto trimestre e uma resposta positiva moderada no quinto trimestre.

Por outro lado, aumentos iniciais no rendimento dos homens precedem um aumento temporário nos furtos, que se intensifica a partir do segundo e terceiro trimestre, mas diminui significativamente no quarto trimestre. Quanto às taxas de desocupação, um aumento na taxa das mulheres resulta consistentemente em uma diminuição nos furtos, especialmente a partir do segundo semestre. Em contraste, um aumento na taxa de desocupação dos homens e no total (considerando ambos os gêneros) está associado a aumentos nos furtos.

Essas descobertas podem propiciar o desenvolvimento de políticas econômicas mais eficazes, considerando o impacto das condições de trabalho e renda na criminalidade. As conclusões deste estudo fornecem uma base sólida para a formulação de estratégias que busquem maximizar a segurança e o potencial de crescimento econômico de Fortaleza.

Por fim, é importante destacar que este estudo se limitou a analisar a relação entre condições de trabalho, renda e furtos durante o período de 2012 a 2020. Pesquisas futuras podem expandir essa análise para períodos mais recentes e incluir outras variáveis relevantes que possam influenciar essa relação.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO JR., Ari F., SHIKIDA, Cláudio D. Recessões e recuperações na atividade econômica: mesmo efeito sobre a criminalidade? **Revista Economia & Tecnologia**, v.22, p. 47-52, 2010.

BECKER, Gary S. Crime and punishment: an economic approach. **Journal of Political Economy**, 76, 169-217, 1968.

BUENO, R. D. L. Silveira. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

BLASIO, G.; MAGGIO, G.; MENON, C. Down and out in Italian towns: measuring the impact of economic downturns on crime. **Economic Letters**, v. 146, p. 99 - 102, 2016.

COTTRELL, A.; LUCCHETTI, R. Gretl user's guide: Gnu regression, econometrics and time-series library. Setembro de 2021.

DONGIL, Kim. The effects of economic conditions on crimes. **Development and Society**, v. 35, n. 2, p. 241-250, 2006.

EHRlich, I. Deterrent Effect of Capital Punishment: A question of life and death. **American Economic Review**, n. 65, v.3, p. 397-417, december, 1975.

FERREIRA, P. G. C. et al. **Análise de séries temporais em R: Curso introdutório**. São Paulo, SP: GEN Atlas, 2018.

FUNK, Patricia; KUGLER, Peter. **Identifying efficient crime combating policies by VAR-estimations: the example of Switzerland**. Mimeo, 2000.

GRÔPPO, G. S. **Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa**. 2004. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HUSSIN *et al.* Unemployment, Immigrants, Price Level, Population and Crime: Cointegration Analysis of Malaysia. **International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences**, 2020.

KOLLIAS, C.; PALEOLOGOU, S. Labour market conditions and crime in Greece. **International Journal of Social Economics**, v. 39, p. 983-1000, 2012.

KUME, Leandro. Uma estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: uma aplicação em painel dinâmico. In: Encontro Nacional de Economia, 32, 2004. **Anais [...]**. João Pessoa, PB: ANPEC, 2004.

LUCAS, M. S.; CUNHA, M. S.; BONDEZAN, K. L. Determinantes socioeconômicos da criminalidade no estado do Paraná: uma análise espacial. **Revista de Economia**, v. 41, n. 75, p. 248-281, 2020.

MAYORGA, R. O.; KHAN, A. S.; MAYORGA, R. D.; LIMA, P. V.P. S.; MARGARIDO, M. A. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 45, n. 3, p. 675-704, jul./set. 2007.

PEREIRA, Rogério; CARRERA-FERNANDEZ, José. A criminalidade na Região Policial da Grande São Paulo sob a ótica da economia do crime. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 31, n. Especial, p. 898 – 918, 2000.

RAPHAEL, Steven; WINTER-EBMER, Rudolf. Identifying the effect of unemployment on crime. **Journal of Law and Economics**, v. 44, n. 1, p. 259-283, 2001.

SACHSIDA, A., DE MENDONÇA, MJC, LOUREIRO, PRA; GUTIERREZ, MBS. Desigualdade e criminalidade revisitadas: mais evidências do Brasil. **Economia Empírica**, v. 39, n. 1, p. 93-109, 2009. doi:10.1007/s00181-009-0296-4.

SANTOS, C. A. P. et al. Desemprego e Crimes Patrimoniais à Luz da Teoria Econômica do Crime: Um Estudo para a Região Metropolitana de São Paulo. **Economic Analysis of Law Review**, v. 12, n. 1, p. 102-120, jan.-abr., 2021.

SIMS, Christopher A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica Journal of the Econometric Society**, 1–48, 1980.

SOOKRAM, Sandra et al. **A Time-Series Analysis of Crime in Trinidad and Tobago**. Mimeo, 2009.