

## Estimação estatística da posição do atirador e de ejeção de cartuchos em armas de fogo semiautomáticas.

C.T. Arrabal <sup>a\*</sup>, R.R. Cunha <sup>a</sup>, M.M. Dantas <sup>a</sup>, L. F. P. Vasquez <sup>a</sup>, E. S. Sbrana <sup>a</sup>

<sup>a</sup> Instituto de Criminalística, Superintendência de Polícia Técnico-Científica, São Paulo (SP), Brasil

\*Endereço de e-mail para correspondência: [claude.arrabal@gmail.com](mailto:claude.arrabal@gmail.com). Tel.: +55-12-981287819.

Recebido em 18/02/2024; Revisado em 14/08/2024; Aceito em 29/08/2024

### Resumo

A compreensão da dinâmica de um local de crime envolvendo arma de fogo está intrinsecamente correlacionada com a posição do atirador no momento do disparo. No entanto, estimar sua posição com base apenas na localização do cartucho expelido por armas de fogo semiautomáticas se torna um desafio devido à variabilidade inerente dos dados, juntamente à possível movimentação do atirador. O objetivo deste trabalho é investigar a variabilidade dos estojos expelidos após efetuados disparos com arma de fogo e com isso estabelecer uma região provável da posição do atirador com base em modelos probabilísticos. Para tal, foram utilizadas cinco armas de fogo (CZ 75 P 07, Imbel MD2 / MD6, Taurus 838/840) sendo efetuados aproximadamente 400 disparos. Com isso foi possível verificar que a distribuição de probabilidade proposta teve um ajuste adequado, com os estojos sendo ejetados para a direita e para trás do atirador nas empunhaduras usuais, estas com distâncias e ângulos distintos nas diferentes armas de fogo analisadas, sendo possível estabelecer uma área provável da posição do atirador.

*Palavras-Chave:* Posição do atirador; Dispersão de cartuchos ejetados; Distância euclidiana; Distribuição de Rayleigh; Distribuição de Rician.

### Abstract

Understanding the dynamics of a crime scene involving a firearm is intrinsically correlated with the shooter's position at the time of the shot. However, estimating their position based solely on the location of ejected cartridges from semi-automatic firearms becomes challenging due to the inherent variability of the data, along with potential movement of the shooter. The aim of this study is to investigate the variability of ejected casings after firearm shots and thereby establish a probable shooter position region based on probabilistic models. To this end, five firearms (CZ 75 P 07, Imbel MD2 / MD6, Taurus 838/840) were used, with approximately 500 shots fired. It was possible to verify that the proposed probability distribution had a suitable fit, with casings being ejected to the right and back of the shooter in typical grips, each with distinct distances and angles in the different firearms analyzed, thus enabling the establishment of a probable shooter position area.

*Keywords:* Shooter position; Ejected cartridge dispersion; Euclidean distance; Rayleigh distribution; Rician distribution.

## 1. INTRODUÇÃO

A análise de disparos com armas de fogo possui grande importância na investigação criminal devido à quantidade de vestígios encontrados no local de crime, sendo necessária a aplicação de diversas metodologias na análise de uma cena de crime desta natureza. Os vestígios produzidos por um disparo incluem lesões e perfurações no corpo da vítima, trajetórias do projétil, resíduos químicos de pólvora, impressões microscópicas na arma de fogo e no projétil, além da ejeção de estojos por armas

semiautomáticas ou automáticas. O presente trabalho tem como objetivo propor distribuições de probabilidade que associam a dispersão dos estojos ejetados durante o disparo de armas de fogo semiautomáticas e estimar a posição do atirador com base nestas evidências.

Os estojos encontrados em uma cena de crime são evidências importantes para a investigação sendo referenciadas pelo perito criminal no local antes de serem coletadas para a análise [1]. Em muitos casos, são as únicas evidências disponíveis, uma vez que o projétil ou no mínimo as perfurações ou embates dificilmente são

encontradas mesmo com técnicas de varredura. Uma vez que a direção do disparo efetuado não é conhecida e sem qualquer outra evidência que indique sua posição, o atirador poderia estar em qualquer posição ao redor do estojo no chão por uma circunferência [2]. Considerando que a posição final do estojo como um evento aleatório (ou seja, repetindo o experimento nas mesmas condições poderá produzir um resultado distinto), conhecer estes padrões de dispersão é essencial para estabelecer uma área de confiança sobre a posição do atirador no momento do disparo ou mesmo garantir regiões em que este não estaria com confiabilidade estatística. Ou seja, é intuitivo pensar que um atirador estaria próximo ao estojo deflagrado, o que poderia refutar alguma argumentação contrária durante a investigação criminal.

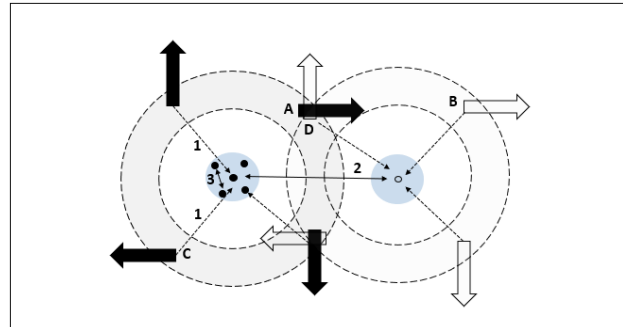
Alguns autores estudaram o padrão de dispersão por meio de testes experimentais [3-7]. O experimento é realizado para determinar como uma arma de fogo ejeta os cartuchos e geralmente é realizado em um estande de tiro, podendo ser necessário realizar o mais próximo possível das condições do local da cena do crime. Condições como posição (em pé, agachado), ângulo em relação ao plano, tipos de superfície entre outros, podem ter influência no padrão exibido [5].

Após o acionamento do gatilho com a arma, a ejeção, em grande parte, ocorre adjacientemente pelo ferrolho da arma que naturalmente irá cair no solo até adquirir sua posição final. Nas armas semiautomáticas, uma nova munição é alocada no ferrolho a partir do carregador sendo novamente ejetados após acionado o gatilho e caindo sobre o chão até que cessem os disparos. De acordo com Haag [3], apesar dos treinamentos exigirem adequado manuseio com empunhadura na vertical com alinhamento e visão adequada, não impede o atirador incline a arma para a direita ou para a esquerda (empunhadura “gangstyle”), o que resulta em uma variável significativa que deve ser considerada. Tais informações, entretanto são levantadas na fase de investigação. Com essas informações, o perito pode analisar com maior precisão a distribuição dos estojos e a plausibilidade das versões prestadas pelos envolvidos.

Uma análise conjunta com outras evidências resulta em uma melhor compreensão da dinâmica dos fatos [4]. Um estudo de Raczyński [7] correlacionou a posição do cartucho com o local de impacto do projétil. No entanto, é preciso avaliar a relevância do erro na estimativa da posição do atirador. Estimar a posição do atirador com um erro em centímetros pode não ser relevante para a compreensão da dinâmica dos fatos. Isso é muito importante para reconstituição da cena de crime, como por exemplo em uma reprodução simulada, em que os envolvidos dão sua versão dos fatos e são confrontados com os vestígios encontrados no local.

É importante ter cautela na utilização de metodologias associadas à localização de estojos, uma vez que vários fatores podem alterar a distribuição real dos cartuchos até

a chegada da equipe pericial, desde fenômenos naturais (intempéries climáticas), acidentais (passagem de veículo, etc.) ou intencionais, fazendo com o que aparenta ser um padrão (ou observação atípica) ter outra explicação (cartuchos alinhados, pouco dispersos, etc.). Na **Figura 1** abaixo, cada ponto preto representa um cartucho ejetado e as setas na circunferência denotam as possíveis posições do atirador e direção de disparo, sendo estas equidistantes aos cartuchos. A dispersão e a distância entre esses elementos são marcadas pelo número 3. A seta 2 representa um estojo mais distante encontrado na cena do crime.



**Figura 1.** Diagrama mostrando a posição do atirador, cartuchos e direção de disparo.

No entanto, a posição em torno da circunferência pode apresentar anisotropia quando levamos em consideração as mudanças de direção. Por exemplo, é menos provável que um atirador na posição "C" se mova para a posição "B".

Experimentos anteriores demonstraram que a posição final dos cartuchos é adjacente à posição do atirador com distâncias e ângulos variados com um deslocamento central dos dados observados. Ao analisarmos a distribuição marginal das coordenadas X e Y de cada cartucho, espera-se observar uma distribuição normal em cada direção, mas com uma média diferente de zero em relação a posição do atirador. A distância e o ângulo da origem são dados por  $r = \sqrt{x^2 + y^2}$  e  $\theta = \arctan(y/x)$ .

## 2. METODOLOGIA

Será adotado um sistema de coordenadas cartesianas  $(x; y)$  para associar cada cartucho a um ponto  $(x_i, y_i)$  no espaço bidimensional, com uma distribuição de probabilidade bivariada. Essa distribuição possui função densidade de probabilidade de duas variáveis aleatórias contínuas, com parâmetros  $(\mu_x, \mu_y)$  e  $(\sigma_x^2, \sigma_y^2)$  representando a média das coordenadas x e y e o desvio padrão da distribuição; Estas e as demais variáveis adotadas quando da coleta de dados estão demonstradas no infografo da **Figura 2**.

No entanto, a parametrização da distribuição bivariada em coordenadas polares é preferível na área de balística devido à facilidade de interpretação dos parâmetros [11].

Além disso, a utilização das coordenadas polares permite trabalhar com as distribuições marginais, reduzindo a dimensão dos dados [3]. As coordenadas polares consistem na distância de um ponto de origem ( $r$ ) e no ângulo ( $\theta$ ) [8]. Em geral, a distribuição é utilizada para modelar dados que têm uma estrutura circular ou radial, como as posições de partículas ou objetos em torno de um ponto central.

A distribuição de Rician é uma distribuição de probabilidade contínua utilizada em aplicações que envolvem o estudo de fenômenos que resultam da soma de duas variáveis aleatórias com distribuição normal. Originalmente foi desenvolvida para modelar a distribuição das amplitudes dos sinais de rádio recebidos por um receptor de antena [10], além de aplicações de processamento de imagens em que é necessário utilizar distribuições não centralizadas no processamento de imagens. Essa distribuição é calculada como a soma quadrática de duas variáveis aleatórias gaussianas independentes, o que representa a distribuição da magnitude de uma variável aleatória com distribuição normal bivariada circular, com parâmetro de não centralidade. A partir dessa distribuição, é possível calcular parâmetros relevantes, como a média e a variância, que podem ser utilizados para determinar a posição do atirador com base nos estojos ejetados.

Serão desenvolvidas abaixo as distribuições de probabilidade de Rician e Rayleigh (caso particular) propostas para modelagem da dispersão dos estojos e a estimação da posição a partir da distribuição normal bivariada. A distribuição normal bivariada é definida no espaço  $(x; y)$  e parametrizada pelas médias  $(\mu_x, \mu_y)$ , variância  $(\sigma_x^2, \sigma_y^2)$  e covariância  $\rho$  (Equação 1):

$$f_{XY}(x; y) = \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_y\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left(\frac{(x-\mu_x)^2}{\sigma_x^2} + \frac{(y-\mu_y)^2}{\sigma_y^2} - \frac{2\rho(x-\mu_x)(y-\mu_y)}{\sigma_x\sigma_y}\right) \quad (1)$$

Na distribuição normal bivariada, a função de densidade conjunta é uma função exponencial do quadrado das diferenças normalizadas entre as variáveis  $x$  e  $y$  e suas médias, ponderadas pelo coeficiente de correlação  $\rho$ . A forma da distribuição normal bivariada é uma elipse, e a inclinação da elipse é determinada pelo coeficiente de correlação  $\rho$ . Quando  $\rho = 0$ , as variáveis são não correlacionadas e a elipse é circular.

Dado que  $(x; y)$  não são correlacionados ( $\rho = 0$ ), com variâncias iguais ( $\sigma_x = \sigma_y$ ) temos:

$$f_{XY}(x; y) = \frac{1}{2\pi\sigma^2} \exp\left(\frac{-(x-\mu_x)^2 + (y-\mu_y)^2}{2\sigma^2}\right) \quad (2)$$

Utilizando coordenadas polares, substituindo  $x = r\cos\theta$  e  $y = r\sin\theta$  na Equação 2, temos:

$$f(r; \theta) = \frac{1}{2\pi\sigma^2} \exp\left(\frac{-(r\cos\theta - \mu_x)^2 + (r\sin\theta - \mu_y)^2}{2\sigma^2}\right) \quad (3)$$

A função de densidade de probabilidade descrita na Equação 3 é simétrica em relação a  $r = 0$ , o que é intuitivo, pois  $r$  é uma medida de distância do ponto  $(\mu_x, \mu_y)$  e, portanto, não deve ter uma direção preferencial. Em geral, a distribuição é usada para modelar dados que têm uma estrutura circular ou radial, como as posições de objetos em torno de um ponto central. Expandindo os termos da Equação 3, temos:

$$f(r; \theta) = \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{\left(\frac{-(r^2\cos^2\theta - 2r\cos\theta\mu_x + \mu_x^2) + (r^2\sin^2\theta - 2r\sin\theta\mu_y + \mu_y^2)}{2\sigma^2}\right)} \quad (4)$$

$$f(r; \theta) = \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{\left(\frac{-(r^2 - 2r(\mu_x\cos\theta + \mu_y\sin\theta) + \mu_x^2 + \mu_y^2)}{2\sigma^2}\right)} \quad (5)$$

Será definido  $v = \sqrt{\mu_x^2 + \mu_y^2}$  como um parâmetro de não-centralidade. Dessa maneira,  $v$  mensura o desvio da distribuição da média  $(\mu_x, \mu_y)$  em relação ao centro  $(0,0)$  do espaço de coordenadas. Substituindo equação anterior temos:

$$f(r; \theta) = \frac{1}{2\pi\sigma^2} \exp\left(-\frac{r^2 + v^2}{2\sigma^2} - \frac{r(\mu_x\cos\theta + \mu_y\sin\theta)}{\sigma^2}\right) \quad (6)$$

Sendo assim, podemos reescrever a Equação 6 obtendo a distribuição de Rician dada por:

$$f(r; v, \sigma) = \frac{r}{\sigma^2} \exp\left(\frac{-(r^2 + v^2)}{2\sigma^2}\right) I_0\left(\frac{rv}{\sigma^2}\right) \quad (7)$$

O segundo termo da exponencial na Equação 7 corresponde a indicadora de Bessel modificada de ordem zero.

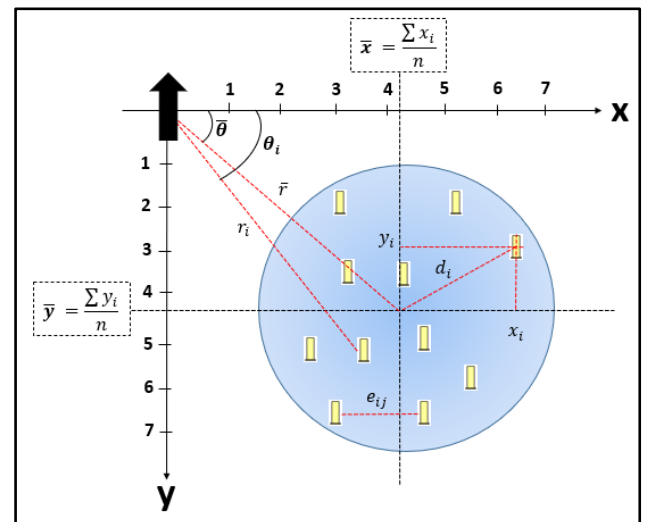


Figura 2: Diagrama mostrando as variáveis no experimento realizado.

Um caso especial da distribuição de Rician é obtido quando  $v=0$ , conhecido como distribuição de Rayleigh e a Equação 7 é reduzida a:

$$f(r; \sigma) = \frac{r}{\sigma^2} \exp\left(\frac{-r^2}{2\sigma^2}\right) \quad (8)$$

Os parâmetros da distribuição de Rician são estimados maximizando uma função de verossimilhança (ML). O estimador de ML é consistente e assintoticamente preciso e pode ser construído diretamente a partir da FDP (função de densidade de probabilidade) conjunta de uma amostra de observações independentes.

$$\log \prod_{i=1}^N f(r_i; v, \sigma) = \log \prod_{i=1}^N \frac{r_i}{\sigma} \exp\left(\frac{-(r_i^2 + v^2)}{2\sigma^2}\right) I_0\left(\frac{r_i v}{\sigma^2}\right) \quad (9)$$

Estimadores de máxima verossimilhança **Equação 9** foram obtidos maximizando a função de verossimilhança diretamente através do pacote VGAM do software R [9].

### 3. EXPERIMENTO

Foram efetuados 404 disparos com diversas armas de fogo, levando em conta diversas fontes de variação (Tabela 1).

- Local do experimento: Centro de Treinamento Operacional da Polícia Municipal de São José dos Campos - Brasil.
- Armas de Fogo utilizadas: CZ 75 P 07, Imbel MD2/MD6, Taurus 838/840.
- Posições analisadas: Em pé e ajoelhado.
- Ângulo: 90° em relação ao solo e inclinado para baixo em 30°.
- Empunhadura: Em pé e *gangstyle*.
- 10 atiradores distintos.

O local do experimento possui um espaço livre, com piso de concreto. O piso de concreto foi escolhido porque permite que o estojo se desloque até perder toda a energia de ejeção. A seguir, foi construído uma grade sobre a área com fita branca para auxiliar na medição feita com fita métrica digital (Figura 3). As pistolas de fogo foram selecionadas dentre as disponíveis no arsenal da polícia e o atirador efetuou os disparos em silhueta, posicionado sobre uma marca de referência no chão (Figura 4).



Figura 3: Fitas brancas marcando o concreto.



Figura 4: Atirador agachado.

Tabela 1: Resumo dos experimentos.

Arma	Posição	Empunha	Ângulo	Disparos
CZ 75 P 07	Em Pé	Gangstyle	90°	14
		Normal	30°	15
			90°	50
Imbel MD2	Em Pé	Gangstyle	90°	13
		Normal	30°	14
			90°	26
Imbel MD6	Joelho	Normal	90°	30
	Em Pé	Gangstyle	90°	29
		Normal	90°	60
Taurus 838	Em Pé	Normal	30°	18
			90°	15
Taurus PT 840	Joelho	Normal	90°	30
	Em Pé	Gangstyle	90°	30
		Normal	90°	60
Total				404

### 4. RESULTADOS

A Tabela 2 resume as principais estatísticas observadas e os parâmetros ajustados do modelo proposto para a realização de um total de 404 disparos. Com base nos elementos coligidos nos testes, com todas variáveis e aplicações das equações mencionadas, foi possível usar em cada caso, um gráfico de dispersão, sobre o qual foi construído um mapa de calor do ajuste do modelo em torno da circunferência ao redor da média dos dados observados, assim como o ajuste da distribuição de Rayleigh pontilhada, fixando o limite de coordenadas X e Y nos diversos gráficos para uma melhor comparação. Também são mostrados nos gráficos os histogramas da distância do atirador calculada por  $r = \sqrt{x^2 + y^2}$ , assim como o ajuste da distribuição de Rician. Além disso, o histograma da distância euclidiana com a probabilidade de ponto associada, ou seja,  $P(E \leq e) = 0,95$ . Devido à forma quadrática no cálculo da distância euclidiana, foi verificada uma distribuição simétrica à direita, como observado nos gráficos em todos os testes analisados. A distribuição



marginal das variáveis X e Y também é mostrada nos gráficos e é geralmente simétrica em relação às médias. O teste de Kolmogorov-Smirnov (KS) resultou na adequação do modelo proposto (distribuição de Rician) aos dados observados no estudo, exceto no caso específico das armas Imbel MD2 e Taurus 838C com a empunhadura inclinada e declinada em 30 graus em direção ao solo. Esse fato deve ser considerado, uma vez que nessas situações havia poucas munições disponíveis, deixando uma amostra pequena (n=13 e n=18 respectivamente), possivelmente insuficiente para a adequação do ajuste. Ao considerar atiradores com alturas diferentes, não foi verificada diferença estatisticamente significativa para a distância nos testes realizados (Tabela 2, Testes 1, 3, 7 e 8) (Figura 5, Figura 7, Figura 11, Figura 12), disponíveis nos gráficos, embora esse exame não tenha sido realizado em todas as situações testadas.

No entanto, ao analisar a posição (em pé ou agachado) e o tipo de arma de fogo, há evidência estatística no padrão de distância observado. Considerando a Taurus PT 840 nas posições em pé e agachada (Tabela 2, Testes 1 e 2), verificou-se que a distância de ejeção diminuiu, ficando mais próxima do atirador, mas sem alterar praticamente a angulação de ejeção em relação à direção dos tiros (129° antes e 131° depois). Um resultado semelhante foi observado com a arma Imbel MD6 (Tabela 2, Testes 3 e 4), diminuindo a distância de 3,30 metros para 1,77 metros e o ângulo de 121° para 116°.

Nas empunhaduras padrão (em pé e agachado), as posições finais de repouso dos estojos observados são oblíquas à direção do tiro, para trás e para a direita, embora a arma Imbel Md2 mostre quase ortogonalidade, com um ângulo associado de 114°. A maior distância com a maior dispersão foi observada com a arma CZ 75 P 07 (calibre nominal de 9 mm), com uma distância de 4,35 e variabilidade de 2,38 (Tabela 2, Teste 8, Figura 12). Em contraste, a menor distância observada foi com a arma Imbel Md2, com 1,31 e 0,76, respectivamente.

Quando analisados em uma inclinação de 30 graus da arma em relação ao solo (Tabela 2, Testes 12, 13 e 14), a tendência verificada é de uma dispersão menor com uma distância menor em relação ao atirador, com o ângulo observado diminuindo proporcionalmente à inclinação. Por exemplo, no Teste 8 (Tabela 2) na posição em pé, o ângulo foi de 128°. Quando inclinado 30°, o ângulo foi de 87° (Tabela 2, Teste 14, Figura 18).

No caso de inclinar a arma (Tabela 2, Testes 5, 6, 10, 11), as posições finais de repouso dos estojos são oblíquas, para trás e para a esquerda. Embora esta seja uma posição incomum, a dispersão dos dados, embora diminuindo, é proporcional às posições de tiro em pé. Por exemplo, considerando a arma com a maior distância do atirador na posição em pé, Taurus PT 840 no teste 1 com 4,53, a maior distância também foi observada quando a arma foi inclinada em 2,92 metros (Teste 5, Tabela 2).

**Tabela 2:** Estatísticas descritivas e parâmetros estimados da distribuição de Rician.

Teste	Figura	Arma	Disparos	Posição	$\bar{X}$	$\bar{Y}$	Ângulo	$\hat{\nu}$	$\hat{\sigma}$	KS
1	Fig. 5	PT 840	60	Pé	3,52 m	-2,93 m	129°	4,53	1,24	0,000
2	Fig. 6	PT 840	30	Ajoelhado	2,43 m	-2,14 m	131°	3,17	0,94	< 0,00
3	Fig. 7	MD6	60	Pé	2,90 m	-1,81 m	121°	3,30	1,24	< 0,00
4	Fig. 8	MD6	30	Ajoelhado	1,89 m	-1,09 m	116°	1,77	1,28	< 0,00
5	Fig. 9	PT 840	30	<i>Gangstyle</i>	-2,41 m	-1,52 m	-121°	2,92	1,10	< 0,00
6	Fig. 10	MD6	29	<i>Gangstyle</i>	-1,85 m	-1,49 m	-116°	2,23	1,37	< 0,00
7	Fig. 11	MD2	26	Pé	1,27 m	-0,52 m	114°	1,31	0,76	0,008
8	Fig. 12	CZ 75	50	Pé	3,85 m	-3,16 m	128°	4,35	2,38	< 0,00
9	Fig. 13	838 C	15	Pé	2,49 m	-1,42 m	119°	2,83	0,63	0,002
10	Fig. 14	CZ 75	14	<i>Gangstyle</i>	-0,59 m	-2,73 m	-171°	2,72	1,20	0,005
11	Fig. 15	MD2	13	<i>Gangstyle</i>	-1,05 m	-0,15 m	-94°	1,24	0,62	0,300
12	Fig. 16	838 C	18	Incl. 30°	2,06 m	0,70 m	69°	2,12	0,66	0,507
13	Fig. 17	MD2	14	Incl. 30°	0,84 m	0,47 m	62°	0,92	0,37	0,080
14	Fig. 18	CZ 75	15	Incl. 30°	3,37 m	-0,03 m	87°	2,94	1,48	0,000

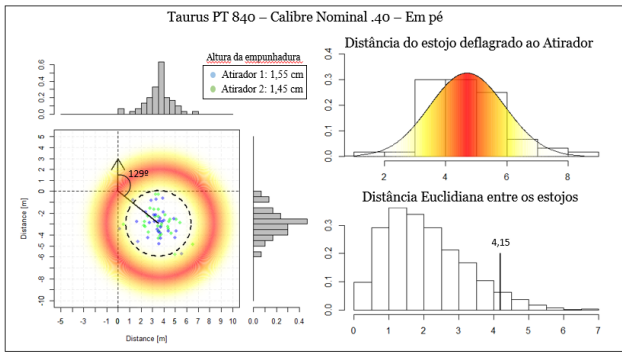


Figura 5. Gráficos e modelos ajustados na arma Taurus em pé.

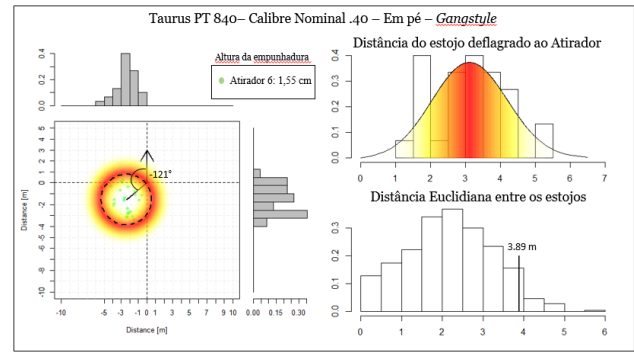


Figura 9. Gráficos e modelos ajustados na arma Taurus gangstyle.

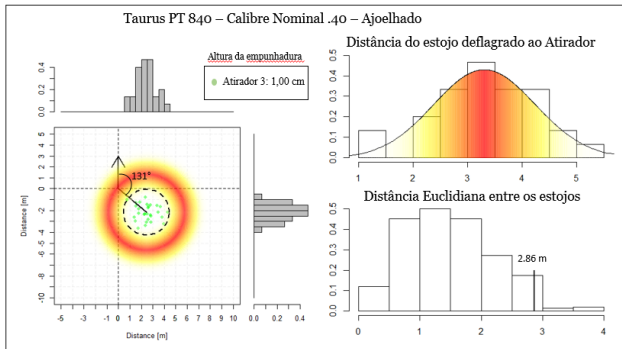


Figura 6. Gráficos e modelos ajustados na arma Taurus ajoelhado.

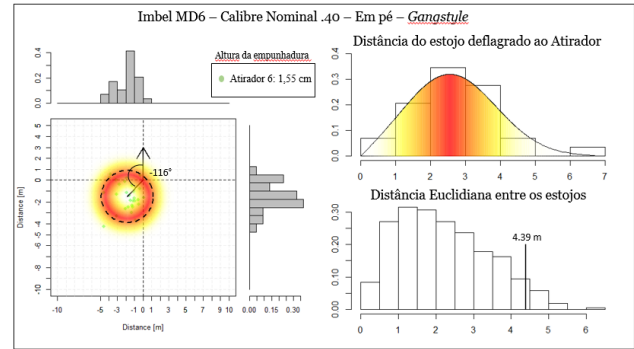


Figura 10. Gráficos e modelos ajustados na arma Imbel gangstyle.

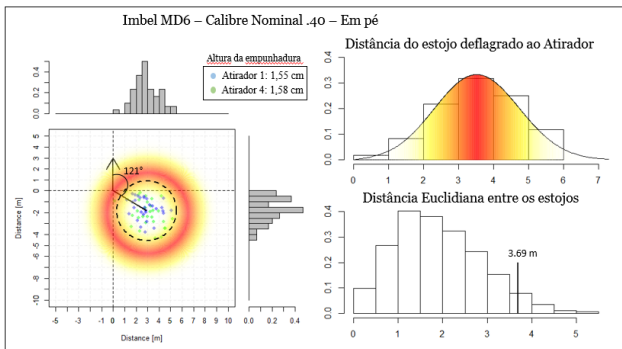


Figura 7. Gráficos e modelos ajustados na arma Imbel em pé.

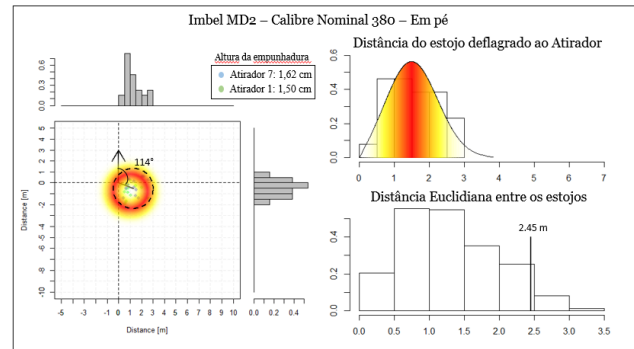


Figura 11. Gráficos e modelos ajustados na arma Imbel em pé.

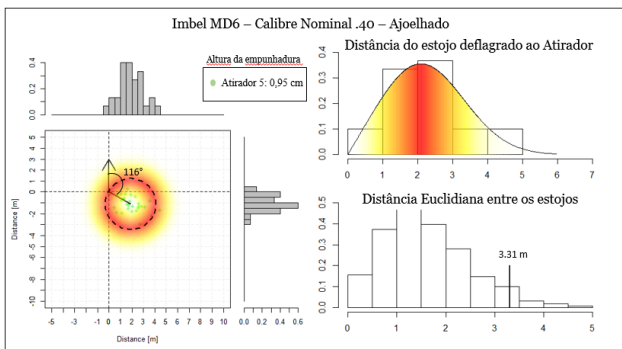


Figura 8. Gráficos e modelos ajustados na arma Imbel ajoelhado.

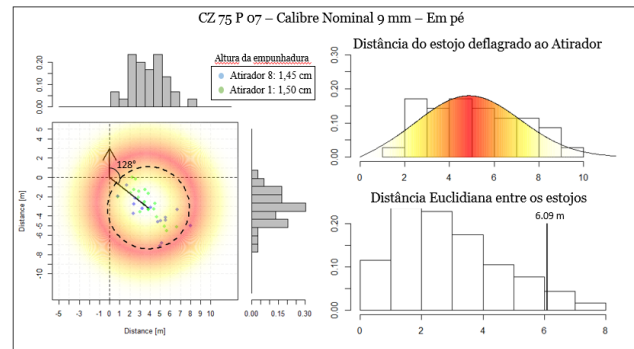


Figura 12. Gráficos e modelos ajustados na arma CZ em pé.

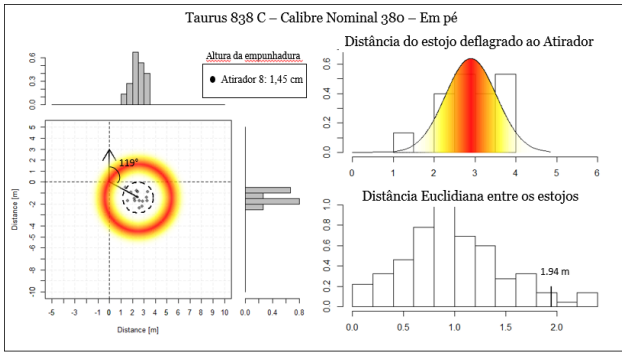


Figura 13. Gráficos e modelos ajustados na arma Taurus em pé.

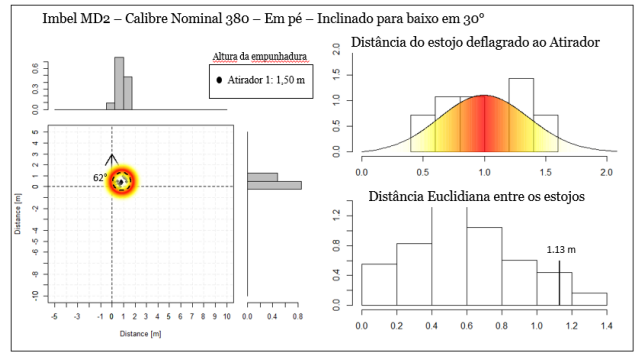


Figura 17. Gráficos e modelos ajustados na arma Imbel inclinado.

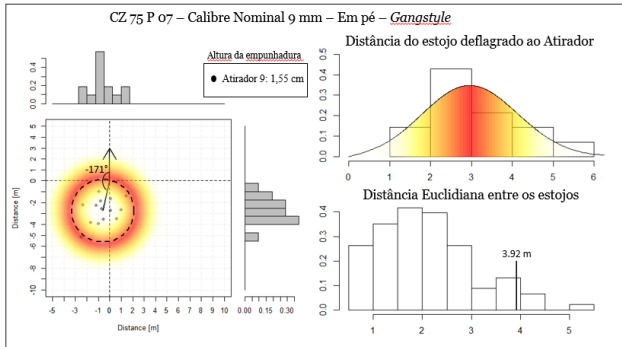


Figura 14. Gráficos e modelos ajustados na arma CZ gangstyle.

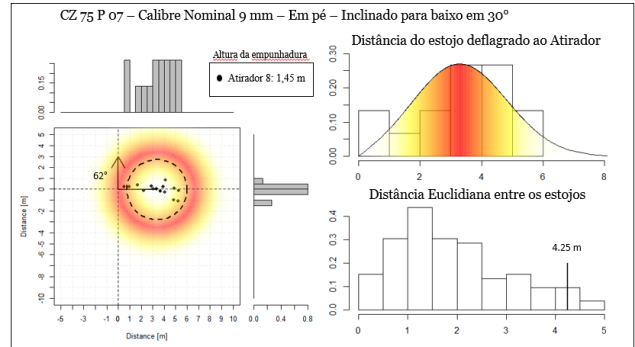


Figura 18. Gráficos e modelos ajustados na arma CZ inclinado.

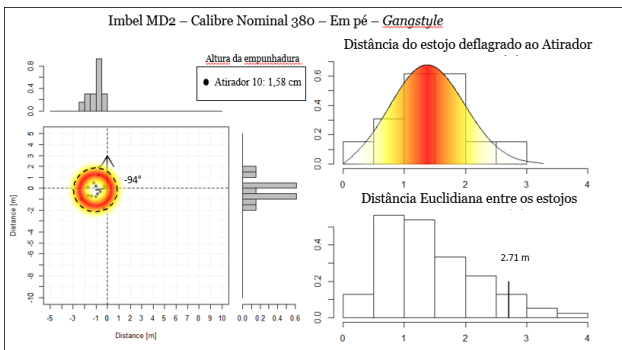


Figura 15. Gráficos e modelos ajustados na arma Imbel gangstyle.

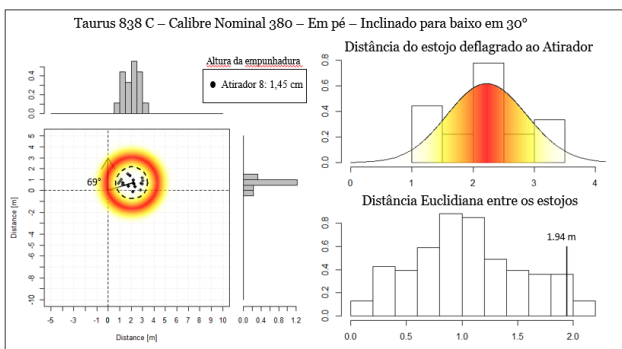


Figura 16. Gráficos e modelos ajustados na arma Taurus inclinado.

## 5. APLICAÇÃO

Será abordado então como a metodologia pode ser aplicada em casos reais. No caso em questão, conforme visualizado na Figura 19, um local de crime ocorrido em uma via pública, área aberta em que foi constatado se tratar de disparo de arma de fogo semiautomática de calibre .40.

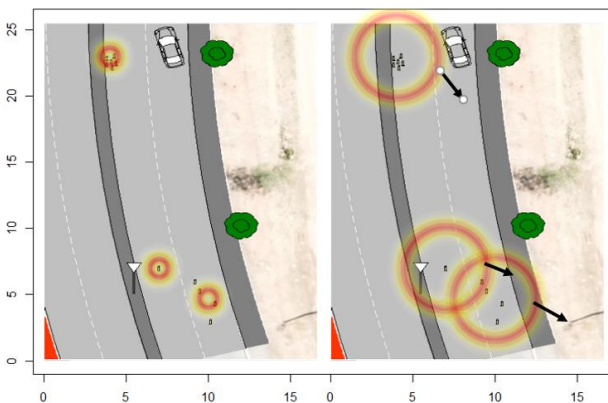
Inicialmente foi constatado um primeiro agrupamento de estojos vazios ao lado de um veículo e um segundo agrupamento mais distante.

Intuitivamente já poderia ser constatado uma grande distância entre os dois agrupamentos iniciais, sendo possível inferir um deslocamento do atirador. Sendo assim, foi realizado o ajuste dos modelos propostos com base na posição dos estojos encontrados. Considerando a escala associada ao mapa, os estojos foram mapeados, sendo calculadas as Distâncias Euclidianas entre os estojos encontrados. Na Tabela 3, são mostrados a posição relativa dos estojos encontrados, além da distância euclidiana associada ao estojo mais equidistante.

**Tabela 3:** Valores encontrados no estudo de caso.

X	Y	Distância	Agrupamento
15,28	12,24	9,72	1
15,31	11,97	9,48	1
15,48	12,10	9,51	1
15,57	11,90	9,29	1
15,66	12,37	9,66	1
15,73	12,10	9,39	1
17,76	5,60	3,01	2
19,45	5,20	1,55	3
19,71	4,87	1,13	3
20,45	4,47	0,64	3
20,22	3,86	-	3

A área definida pelo mapa de calor e pela circunferência foram obtidas pela maximização da máxima verossimilhança dos modelos propostos Rayleigh e Rician em que cada ponto representa um estorjo encontrado no local do crime. Sendo assim, uma provável dinâmica pode ser estabelecida, sendo encontrado um ponto de intersecção das circunferências, o que podemos afirmar que existe um estorjo mais distantes dos demais agrupados não compreendido pelo modelo probabilístico. Nesse sentido podemos inferir uma terceira mudança de direção dos disparos (Tabela 3).

**Figura 19.** Croqui esquemático em local de disparos de arma de fogo.

## 6. CONCLUSÕES

Os resultados mostraram que quando o experimento é repetido, a variabilidade da posição dos estoijos pode ser explicada com modelos probabilísticos. Nos testes realizados, a arma de fogo que possui menor dispersão é a arma Imbel MD2 na posição inclinada para baixo. A arma CZ 75, na posição em pé apresentou maior dispersão. Nessa situação, apesar da independência dos parâmetros,

foi verificado que quanto maior a dispersão, mais distante se encontra o atirador em sua posição de disparo, com maior amplitude e raio analisados.

Também não foram encontradas evidências estatísticas que atiradores com alturas de até 10 cm de diferença alterem o padrão de ejeção da dispersão dos estoijos. Entretanto, quando se agacham, a distância média da posição do atirador se aproxima, embora com resultados similares para a dispersão.

Mudanças mais extremas são observadas quando posições de disparo incomuns são analisadas (*gangstyle*). Nessas situações, os cartuchos são ejetados para a esquerda, mas sempre com uma posição média final menor do que a posição padrão, pois o estojo ejetado ganha mais altitude, perdendo força no deslocamento total.

Armas de fogo com diferentes calibres também apresentam padrões diferentes, com a posição média final sendo mais próxima ou mais distante da posição do atirador. No entanto, as informações do calibre da arma de fogo são facilmente verificadas nos estoijos depois de recuperados na cena do crime, após terem suas posições referenciadas. Com isso, é possível associar uma distância média usando como base uma arma de fogo do mesmo calibre na posição de disparo usual.

Com os modelos probabilísticos propostos, uma área provável da posição pode ser construída no croqui de uma cena de crime para melhor visualização e compreensão da dinâmica dos fatos.

No geral, a análise de disparos com armas de fogo é uma área complexa da investigação forense, que requer a aplicação de diversas metodologias. A análise dos cartuchos pode fornecer informações valiosas para determinar a posição do atirador e entender a dinâmica dos fatos, mas deve ser usada com cautela e sempre levando em consideração outras evidências quando disponíveis.

Em projetos futuros podemos sugerir as experimentações sejam realizadas em diferentes superfícies com outros calibres de armas de fogo.

## AGRADECIMENTOS

Ao ex-chefe da Equipe Perícia de Guaratinguetá - Brasil, Sylvio Tadeu Machado Nunes, à Equipe de Perícias pela disponibilidade de recursos e tempo para produzir este trabalho. À Guarda Municipal de São José dos Campos pela disponibilidade de local e aos respectivos Guardas Municipais por participarem do experimento efetuando os disparos necessários.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- [1] Sims, E., and Barksdale, L., "The Importance of Careful Interpretation of Shell Casing Ejection. Patterns", *Journal of Forensic Identification*, 2005, Vol. 55, Nº 6, pgs. 726-740.



- [2] Hueske, E.E., (2015) Practical analysis and reconstruction of shooting incidents: Second edition. DO - 10.1201/b19092.
- [3] Haag, Michael G. & Haag, Lucien C. (2011). Shooting Incident Reconstruction: Second Edition. New York: Academic Press. ISBN 978-0-12-382241-3.
- [4] King, W. R., Campbell, B. A., Matusiak, M. C., & Katz, C. (2017). Forensic Evidence and Criminal Investigations: The Impact of Ballistics Information on the Investigation of Violent Crime in Nine Cities, *Journal of Forensic Sciences*, 62(4), 874-880. <https://doi.org/10.1111/1556-4029.13380>.
- [5] William J. Lewinski, Ph.D.1, William B. Hudson, Ph.D.2, David Karwoski3, Christa J. Redmann4. Fired cartridge case ejection patterns from semi-automatic firearms, *Investigative Sciences Journal*. Volume 2, Number 3, November 2010.
- [6] Ian K. Pepper, Steve T. Bloomer. Cartridge Casing Ejection Patterns from Two Types of 9 mm Self-loading Pistols Can Be Distinguished from Each Other. Technical Note.
- [7] Łukasz Raczyński. Establishing the approximate location where a handgun has been fired on the basis of the landing location of a spent cartridge case, *Problems of Forensic Sciences* 2015. Volume 104.
- [8] E.A. Cooper and H. Farid. A Toolbox for the Radial and Angular Marginalization of Bivariate Normal Distributions. arXiv, 2005.09696, 2020.
- [9] R Core Team (2020). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- [10] Rice SO (1944). "Mathematical analysis of random noise." *The Bell System Technical Journal*, 23(3), 282–332.
- [11] Gilliland DC (1962). "Integral of the bivariate normal distribution over an offset circle." *Journal of the American Statistical Association*, 57(300), 758–768.