

Sensoriamento Espectral Cooperativo via Teorema dos Círculos de Gerschgorin sob Ruído Impulsivo

Lucas dos S. Costa, Dayan A. Guimarães e Rausley A. A. de Souza

Resumo—O detector GRCR (*Gerschgorin radii and centers ratio*) foi recentemente proposto para aplicação no sensoriamento espectral em sistemas de rádio cognitivo. Seus principais atributos são a baixa complexidade e a robustez frente a variações temporais de potência de sinal e de ruído térmico. Este artigo avalia o desempenho do GRCR sob a influência de ruído impulsivo e propõe uma técnica para mitigação desse ruído pela nulificação das amostras contaminadas. Resultados de simulação revelam que o GRCR é pouco robusto contra o ruído impulsivo, mas a técnica de mitigação proposta pode, em alguns casos, torná-lo praticamente insensível a tal distúrbio.

Palavras-Chave—Rádio cognitivo, GRCR, ruído impulsivo, sensoriamento espectral.

Abstract—The GRCR (*Gerschgorin radii and centers ratio*) detector was recently proposed for application in spectrum sensing for cognitive radio systems. Its main attributes are the low complexity and the robustness against nonuniform and dynamical thermal noise and received signal power. This article evaluates the performance of the GRCR under the influence of impulsive noise and proposes a technique to mitigate this noise by nulling the corrupted samples. Simulation results show that the GRCR alone is not robust against impulsive noise, and that the proposed mitigation technique can make it practically insensitive to such a impairment.

Keywords—Cognitive radio, GRCR, impulsive noise, spectrum sensing.

I. INTRODUÇÃO

Os rádios cognitivos (*cognitive radios*, CRs) [1] são uma das soluções mais promissoras para a escassez do espectro de radiofrequências provocada pelo aumento da demanda por novos serviços de telecomunicações. O problema da escassez de espectro pode se tornar ainda maior com o início de operação da quinta geração (5G) dos sistemas de comunicações sem fio, a qual pretende atender um número sem precedentes de transceptores [2].

Um dos objetivos de um CR consiste em contornar tal escassez por meio da ocupação oportunista do espectro licenciado à rede primária. Isso é possível pois os usuários primários (*primary users*, PUs) não costumam ocupar ininterruptamente e em toda área de cobertura as faixas de frequências a que têm direito de uso exclusivo [3], possibilitando oportunidades de acesso (lacunas espectrais) aos CRs constituintes de uma rede secundária.

Lucas dos S. Costa, Dayan A. Guimarães e Rausley A. A. de Souza, Instituto Nacional de Telecomunicações (Inatel), Santa Rita do Sapucaí, MG, Brasil (Tel:+55 (35) 3471 9227, e-mails: lucass;dayan;rausley@inatel.br). Este trabalho foi parcialmente financiado pela Fapemig, CNPq contrato No. 305467/2014-0 e pela Finep, com recursos do Funntel, contrato No 01.14.0231.00, sob o projeto Centro de Referência em Radiocomunicações (CRR) do Instituto Nacional de Telecomunicações – Inatel, Brasil.

Uma nova política de alocação vem sendo criada a fim de regulamentar o acesso oportunista por parte dos usuários secundários. Ao contrário da política atual, que prevê o acesso exclusivo de usuários primários, a nova política admite a coexistência entre PUs e CRs, sob a restrição de nível de interferência nos PUs ou sob a garantia de uso oportunista de uma faixa não ocupada pelos PUs.

O sensoriamento espectral [4] em busca de bandas desocupadas é um dos principais atributos de um CR. Ele pode ser executado de forma independente por cada CR, ou de forma cooperativa por um conjunto de CRs. A primeira opção é mais simples, mas é menos acurada em termos da decisão sobre o estado de ocupação da banda sensoriada. O sensoriamento cooperativo, que pode ser distribuído ou centralizado, explora a diversidade espacial de forma a mitigar problemas advindos de terminais escondidos e de imperfeições do canal, tais como o sombreamento e o desvanecimento multi-percurso. No sensoriamento cooperativo centralizado os CRs enviam informações de sensoriamento a uma unidade central, chamada centro de fusão (*fusion center*, FC), via canal de controle. Tais informações são processadas pelo FC para se chegar à decisão final sobre o estado de ocupação da banda sensoriada. Há duas formas de fusão das informações de sensoriamento: na fusão de decisões, cada CR toma uma decisão local binária sobre a ocupação da banda e a transmite ao FC; na fusão de dados, cada CR transmite as próprias amostras do sinal sensoriado ou outra grandeza gerada a partir de tais amostras.

De acordo com a técnica de sensoriamento empregada, uma estatística de teste é gerada em cada CR, no caso da fusão de decisões, ou no FC no caso da fusão de dados. A ocupação da banda sensoriada é decidida a partir de um teste binário de hipóteses em que a comparação da estatística de teste com um limiar de decisão irá gerar as decisões locais (na fusão de decisões) ou a decisão global (na fusão de dados).

Dentre as principais técnicas de sensoriamento destacam-se a detecção de energia (*energy detection*, ED), a detecção por filtro casado (*matched filter detection*, MFD), a detecção por propriedades cicloestacionárias do sinal (*cyclostationary feature detection*, CFD) e as técnicas de detecção por meio dos autovalores da matriz de covariância do sinal recebido [5], [6]. Dentre essas últimas destacam-se o teste da razão de verossimilhança generalizado (*generalized likelihood ratio test*, GLRT), a detecção pela razão entre máximo e mínimo autovalores (*maximum-minimum eigenvalue detection*, MMED), também conhecida como detecção pela razão de autovalores (*eigenvalue ratio detection*, ERD), e a detecção pelo máximo autovalor (*maximum eigenvalue detection*, MED), também conhecida como teste de Roy de máxima raiz (*Roy's*

largest root test, RLRT) [6].

Os detectores MFD e grande parte dos detectores CFD necessitam do conhecimento do sinal sensoriado para que operem adequadamente. Os detectores ED e MED não necessitam de informações sobre o sinal sensoriado, mas precisam da variância do ruído aditivo Gaussiano branco (*additive white Gaussian noise*, AWGN) nas equações de suas estatísticas de teste (e por isso são ditos semi-cegos), o que os tornam vulneráveis à imprecisão na estimativa desse parâmetro. Os demais testes aqui listados são classificados como cegos, pois não necessitam da variância do ruído e de informações sobre o sinal sensoriado em sua implementação.

O desempenho dos detectores supracitados pode ser afetado em cenários onde há variação da potência do ruído ao longo do tempo (ruído dinâmico) e em cenários nos quais os CRs estão sujeitos a variâncias de ruído distintas (ruído não uniforme), ou em ambos. Em [7] foi proposto o detector GRCR (*Gerschgorin radii and centers ratio*), que mostrou-se bastante robusto nos cenários de ruído dinâmico e não uniforme. Além disso, o detector GRCR também é cego, tem a propriedade de taxa de falso alarme constante (*constant false alarm rate*, CFAR) e possui baixa complexidade, pois necessita apenas do cômputo da matriz de covariância do sinal recebido para gerar sua estatística de teste. No entanto, é possível que o desempenho de um detector robusto desenvolvido para operar sob ruído térmico (AWGN) possa ser sensível à influência de ruído não Gaussiano, como exemplo o ruído impulsivo.

Neste artigo avalia-se o desempenho do detector GRCR quando aplicado no sensoriamento espectral cooperativo centralizado, sob o efeito de ruído impulsivo no canal de sensoriamento (canal entre o PU e os CRs). Além disso, propõe-se uma técnica para mitigar os efeitos do ruído impulsivo sobre o desempenho do detector. Tal técnica possui baixa complexidade e é capaz de restaurar boa parte da perda de desempenho causada por esse ruído.

II. RUÍDO IMPULSIVO

O ruído impulsivo pode ser definido como qualquer sinal indesejado que contenha picos de alta amplitude em relação ao seu nível eficaz. Tais picos ocorrem esporadicamente e contaminam o sinal desejado por adição. Ele pode ser: (i) gerado a partir da rede elétrica e por indução direta no receptor, ou (ii) capturado pela antena do receptor. Na primeira categoria, as principais fontes geradoras são os sistemas de ignição de fornos, os sistemas de controle de máquinas de lavar louça, termostatos de aquecedores e interruptores de lâmpadas, principalmente as que possuem reatores. Na segunda categoria, as fontes geradoras típicas são as descargas atmosféricas e os sistemas de ignição de automóveis [8].

Há várias formas de modelar o ruído impulsivo, como aquelas descritas em [9]–[11]. Neste artigo foi adotado o modelo de ruído com distribuição α -estável simétrica (*symmetric alpha-stable*, $S\alpha S$) com parâmetro de centralização nulo, que é um caso particular das distribuições genericamente classificadas como estáveis [11]. Nesse modelo, o ruído impulsivo é controlado por dois parâmetros da distribuição $S\alpha S$ com centralização nula. O parâmetro α , $0 < \alpha \leq 2$, governa o grau

de severidade dos impulsos, sendo que a severidade diminui à medida que α tende para 2. Para $\alpha = 2$, a distribuição $S\alpha S$ torna-se Gaussiana. O parâmetro $\gamma > 0$ está associado à dispersão da distribuição $S\alpha S$, elevando a intensidade do ruído impulsivo à medida que aumenta.

Vale ressaltar que uma variável aleatória com função densidade de probabilidade (*probability density function*, PDF) $S\alpha S$ não possui o conceito de variância para $0 < \alpha < 2$, já que nesse caso a variância é considerada infinita independentemente de γ . Também não há expressão fechada para a PDF $S\alpha S$, a qual é tratada matematicamente por meio da função característica $\Phi(v)$. Para a distribuição $S\alpha S$ com centralidade nula tem-se [11] $\Phi(v) = \exp\{-\gamma|v|^\alpha\}$.

A Figura 1 mostra a PDF $S\alpha S$ centrada em 0 para $\gamma = 1$ e para vários valores de α . A Figura 2 mostra séries temporais de amostras do ruído $S\alpha S$ para $\alpha = 0,5$ e $\alpha = 2$. Para $\alpha = 2$ a distribuição $S\alpha S$ particulariza-se em uma distribuição Gaussiana de média zero. À medida que α é reduzido, as caudas da PDF se tornam mais proeminentes, indicando o aumento da probabilidade de ocorrência de impulsos de grande amplitude em relação ao caso $\alpha = 2$.

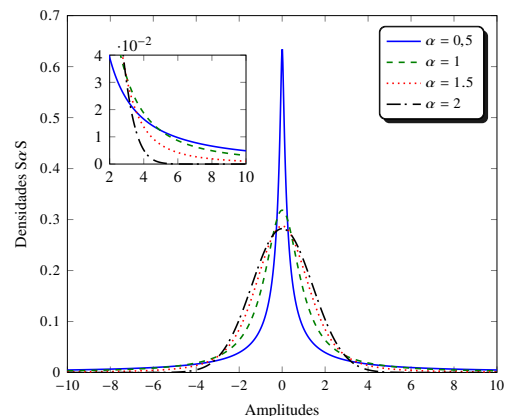


Fig. 1: PDFs $S\alpha S$ para $\gamma = 1$ (variância unitária para $\alpha = 2$) e diferentes valores de α .

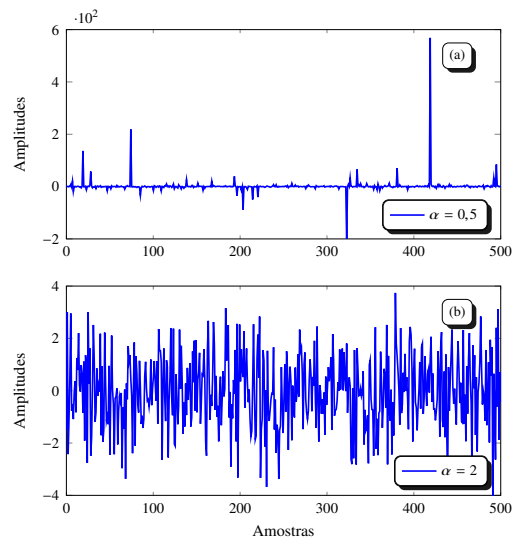


Fig. 2: Formas de onda do ruído $S\alpha S$ para $\gamma = 1$ e diferentes valores de α .

III. MODELO DE SISTEMA

Consideram-se M CRs sensoriando os sinais de um único transmissor primário. A cada intervalo de sensoriamento são coletadas N amostras complexas do sinal recebido pelo m -ésimo CR, $m = 1, 2, \dots, M$, as quais são armazenadas no vetor $\mathbf{y}_m \in \mathbb{C}^{N \times 1}$, dado por

$$\mathbf{y}_m = h_m \mathbf{x} + \mathbf{v}_m + \mathbf{w}_m, \quad (1)$$

sendo h_m o ganho do canal de sensoriamento entre o transmissor primário e o m -ésimo CR. Os valores de h_m são variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.) com distribuição Gaussiana complexa de média zero e variância unitária, ou seja, admite-se, sem perda de generalidade, que os ganhos de potência dos canais de sensoriamento são unitários. Esse modelo corresponde a canais de sensoriamento com desvanecimento Rayleigh lento (constante durante o intervalo de sensoriamento) e plano (multiplicativo). O vetor $\mathbf{x} \in \mathbb{C}^{N \times 1}$ contém as N amostras i.i.d. do sinal primário, as quais são representadas por variáveis aleatórias Gaussianas complexas de média nula e variância σ_x^2 . O vetor $\mathbf{v}_m \in \mathbb{C}^{N \times 1}$ contém as N amostras i.i.d. do ruído térmico que contamina o m -ésimo CR, as quais são representadas por variáveis aleatórias Gaussianas complexas de média nula e variância $\sigma_{v_m}^2$. Por fim, o vetor $\mathbf{w}_m \in \mathbb{C}^{N \times 1}$ contém as N amostras i.i.d. do ruído impulsivo que contamina o m -ésimo CR, as quais são modeladas pela distribuição S α S com centralidade nula.

Cada CR envia suas amostras recebidas ao FC, via canal de controle. No FC forma-se a matriz $\mathbf{Y} \in \mathbb{C}^{M \times N}$ cuja m -ésima linha é preenchida por \mathbf{y}_m^T , ou seja, $\mathbf{Y}^T = [\mathbf{y}_1, \mathbf{y}_2, \dots, \mathbf{y}_M]$, com o sobrescrito T denotando transposição.

A estatística de teste do detector GRRCR proposta em [7] é então implementada no FC de acordo com a expressão

$$T_{\text{GRRCR}} = \frac{\sum_{i=1}^M R_i}{\sum_{i=1}^M C_i}, \quad (2)$$

em que $R_i = \sum_{j \neq i} |r_{i,j}|$ é o raio e $C_i = r_{i,i}$ é o centro do i -ésimo círculo de Gerschgorin¹, para $i, j = 1, 2, \dots, M$, sendo $r_{i,j}$ o elemento da i -ésima linha e j -ésima coluna da matriz de covariância \mathbf{R} do sinal recebido, esta estimada por média amostral, ou seja, $\mathbf{R} = \mathbf{Y}\mathbf{Y}^\dagger / N$, em que \dagger representa a operação conjugado complexo transposto.

A decisão global é alcançada comparando-se o resultado da estatística de teste com um limiar de decisão η : se $T_{\text{GRRCR}} > \eta$ decide-se em favor da presença do sinal primário; caso contrário decide-se em favor de um canal sensoriado livre.

O desempenho do sensoriamento espectral é comumente medido pela probabilidade de detecção, P_d , e pela probabilidade de falso alarme, P_{fa} . A primeira é a probabilidade de haver uma decisão global em favor da presença do sinal primário, dado que o canal sensoriado se encontra de fato ocupado (hipótese \mathcal{H}_1 , $\mathbf{y}_m = h_m \mathbf{x} + \mathbf{v}_m + \mathbf{w}_m$).

¹O Teorema dos Círculos de Gerschgorin estabelece que os M autovalores λ de \mathbf{R} localizam-se na união dos M círculos, tal que $|\lambda - r_{i,i}| \leq \sum_{j \neq i} |r_{i,j}|$. Em [7] verificou-se empiricamente que a soma dos raios dos círculos varia diferentemente da soma dos centros sob \mathcal{H}_0 e \mathcal{H}_1 , permitindo que a razão em (2) possa ser utilizada como estatística de teste.

A segunda é a probabilidade de o FC decidir em favor da presença do sinal primário, dado que o canal sensoriado está desocupado (hipótese \mathcal{H}_0 , $\mathbf{y}_m = \mathbf{v}_m + \mathbf{w}_m$). Matematicamente: $P_d = \Pr(\text{decisão} = \mathcal{H}_1 | \mathcal{H}_1) = \Pr\{T_{\text{GRRCR}} > \eta | \mathcal{H}_1\}$ e $P_{fa} = \Pr(\text{decisão} = \mathcal{H}_1 | \mathcal{H}_0) = \Pr\{T_{\text{GRRCR}} > \eta | \mathcal{H}_0\}$. É comum representar essas duas métricas conjuntamente, por meio da curva característica de operação do receptor (*receiver operating characteristic*, ROC), que relaciona P_{fa} versus P_d conforme o limiar de decisão varia.

IV. CANCELAMENTO DE RUÍDO IMPULSIVO

A técnica de cancelamento de ruído impulsivo aqui proposta consiste em anular as amostras contaminadas do sinal recebido. Em cada um dos intervalos de sensoriamento, cada CR estima os desvios padrão amostrais (*sample standard deviations*) $\sigma_{y_m}^{\Re}$ e $\sigma_{y_m}^{\Im}$ das partes real e imaginária dos elementos de \mathbf{y}_m , respectivamente, e computa a variável $\sigma_{y_m} = \min(\sigma_{y_m}^{\Re}, \sigma_{y_m}^{\Im})$. No primeiro intervalo de sensoriamento σ_{y_m} é armazenado como $\bar{\sigma}_{y_m}$, ou seja, $\bar{\sigma}_{y_m} \leftarrow \sigma_{y_m}$. A partir daí o novo valor de σ_{y_m} no intervalo de sensoriamento atual é comparado com o valor armazenado. Se o valor atual for menor que uma constante t vezes o valor armazenado, troca-se o valor armazenado pelo atual; caso contrário o valor armazenado em $\bar{\sigma}_{y_m}$ é mantido. Em outros termos, se $\sigma_{y_m} < t\bar{\sigma}_{y_m}$, então $\bar{\sigma}_{y_m} \leftarrow \sigma_{y_m}$; caso contrário, $\bar{\sigma}_{y_m} \leftarrow \bar{\sigma}_{y_m}$.

O valor de $\bar{\sigma}_{y_m}$ é utilizado para determinar o limiar $\ell_m = 4\bar{\sigma}_{y_m}$ utilizado no cancelamento de ruído impulsivo: uma amostra real ou imaginária que esteja acima de ℓ_m é anulada. Note que se houver ruído impulsivo no primeiro intervalo de sensoriamento, basta que haja um único intervalo livre desse ruído, ou com ruído impulsivo pouco intenso, para que o valor em $\bar{\sigma}_{y_m}$ seja reduzido, também reduzindo ℓ_m .

A constante t deve ter o menor valor possível, mas elevado o suficiente para permitir que a estimativa de desvio padrão flutue de forma praticamente livre em torno do valor real desse desvio. Matematicamente, sabendo que o desvio padrão do desvio padrão amostral [12] é $\sigma_\sigma = \sigma_{y_m} \sqrt{1 - c^2}$, em que

$$c = \sqrt{\frac{2}{N-1}} \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{N-1}{2}\right)}, \quad (3)$$

sendo $\Gamma(\cdot)$ a função Gamma, faz-se $t = 1 + 4\sqrt{1 - c^2}$, garantindo que os valores de $\bar{\sigma}_{y_m}$ ficarão restritos a $\pm(t-1)100\%$ do valor médio. O multiplicador 4 no cálculo de ℓ_m e de t se refere ao número de desvios padrão acima e abaixo da média nula do sinal recebido e da média dos valores de σ_{y_m} , respectivamente. Vale lembrar que uma variável aleatória Gaussiana com desvio padrão σ_{y_m} tem 99,994% de seus valores na faixa de $\pm 4\sigma_{y_m}$ em relação à média.

As partes real e imaginária da n -ésima amostra contida em \mathbf{y}_m , essa denotada por $y_{n,m}$, são tratadas separadamente para que se identifiquem as amostras que estão provavelmente contaminadas por ruído impulsivo, para que em seguida elas sejam nulificadas: para a parte real, se $\ell_m < |\Re(y_{n,m})|$, então $\Re(y_{n,m}) \leftarrow 0$, $n = 1, 2, \dots, N$. Para a parte imaginária, se $\ell_m < |\Im(y_{n,m})|$, então $\Im(y_{n,m}) \leftarrow 0$, $n = 1, 2, \dots, N$. O vetor $\mathbf{y}_m = [y_{1,m}, y_{2,m}, \dots, y_{N,m}]^T$ resultante será então transmitido

ao FC pelo m -ésimo CR, para formação da matriz \mathbf{Y} , que em seguida é utilizada para o cômputo da matriz de covariância \mathbf{R} , que por sua vez é utilizada para se calcular a estatística de teste (2) que servirá à decisão global sobre o estado de ocupação da banda sensoriada.

O **Algoritmo 1** sintetiza os passos para o cancelamento de ruído impulsivo na técnica proposta.

Algoritmo 1 Cancelamento de ruído impulsivo

```

1: para o intervalo de sensoriamento  $k = 1, 2, \dots$  faça
2:   para  $m = 1$  até  $M$  faça
3:     de posse de  $\mathbf{y}_m$ , estime  $\sigma_{y_m}^{\Re}$  e  $\sigma_{y_m}^{\Im}$ 
4:     e compute  $\sigma_{y_m} = \min(\sigma_{y_m}^{\Re}, \sigma_{y_m}^{\Im})$ 
5:     se  $k = 1$  então
6:        $\tilde{\sigma}_{y_m} \leftarrow \sigma_{y_m}$ 
7:     senão se  $t\tilde{\sigma}_{y_m} < \sigma_{y_m}$  então
8:        $\ell_m = 4\tilde{\sigma}_{y_m}$ 
9:     senão se  $t\tilde{\sigma}_{y_m} > \sigma_{y_m}$  então
10:       $\tilde{\sigma}_{y_m} \leftarrow \sigma_{y_m}$ 
11:       $\ell_m = 4\tilde{\sigma}_{y_m}$ 
12:     para  $n = 1$  até  $N$  faça
13:       se  $\ell_m < |\Re(y_{n,m})|$  então
14:          $\Re(y_{n,m}) \leftarrow 0$ 
15:       se  $\ell_m < |\Im(y_{n,m})|$  então
16:          $\Im(y_{n,m}) \leftarrow 0$ 
17:        $y_{n,m} = \Re(y_{n,m}) + j\Im(y_{n,m})$ 
18:    $\mathbf{y}_m = [y_{1,m}, y_{2,m}, \dots, y_{N,m}]^T$ 

```

V. RESULTADOS NUMÉRICOS

Dois cenários de sensoriamento espectral cooperativo centralizado foram adotados, um com cancelamento e o outro sem cancelamento de ruído impulsivo. A cada intervalo de sensoriamento cada um dos $M = 8$ CRs em cooperação coleta $N = 250$ amostras complexas do sinal recebido (resultando em $t = 1,18$), executa o **Algoritmo 1** no caso de aplicação do cancelamento de ruído impulsivo, e envia as amostras processadas ao FC, onde, via detector GRCR, obtém-se uma decisão sobre a ocupação da banda sensoriada. O sinal do transmissor primário foi gerado com potência unitária e a relação sinal-ruído (*signal-to-noise ratio*, SNR) média em cada CR foi ajustada para $-13, -12, -11, -10, -9, -8, -7$ e -6 dB (na ausência de ruído impulsivo). A atividade do PU foi modelada como uma variável aleatória de Bernoulli, com 50% do tempo em 1 (transmissor ligado), para se estimar P_d e 50% do tempo em 0 (transmissor desligado), para se estimar P_{fa} . Tanto a parte real quanto a parte imaginária de cada amostra complexa de ruído impulsivo foram modeladas como variáveis aleatórias i.i.d. com distribuição $\mathcal{S}\alpha\mathcal{S}$, com $\gamma = 1$ e $\alpha = \{0,2; 0,8; 1,4; 2\}$, utilizando o código em MATLAB[®] disponível em [13]. A chance do sinal recebido em um CR ser afetado por ruído impulsivo em um intervalo de sensoriamento foi modelada como uma variável aleatória de Bernoulli com probabilidade de sucesso $P_{ri} = 0; 0,125; 0,25; 0,375; 0,5; 0,625; 0,75; 0,875; 1$. Logo, o número de CRs afetados por ruído impulsivo a cada intervalo é uma variável aleatória binomial com parâmetro P_{ri} . Tais valores de P_{ri} foram escolhidos de tal forma que o número médio de CRs afetados em cada intervalo de sensoriamento seja $MP_{ri} = 0, 1, \dots, M$, respectivamente. Cada ponto nas curvas ROC subsequentes resultou de $K = 50.000$ eventos de simulação de Monte Carlo por meio do software MATLAB[®].

As Figuras 3(a), 3(b), 4(a) e 4(b) mostram os resultados obtidos com e sem cancelamento de ruído impulsivo, respectivamente para $\alpha = 0,2; 0,8; 1,4; 2$. Como esperado, com

$P_{ri} = 0$ os desempenhos com e sem cancelamento de ruído impulsivo são iguais e os melhores, já que nesse caso nenhum CR foi atingido por esse ruído. Observa-se a influência cada vez menor do ruído impulsivo à medida que α aumenta, lembrando que menores valores de α correspondem a mais severidade do ruído impulsivo. Nota-se também que com $\alpha = 2$, para qualquer valor de P_{ri} os desempenhos com e sem cancelamento são praticamente os mesmos. Nesse caso, já que não há ruído impulsivo, a queda de desempenho à medida que P_{ri} aumenta é explicada pelo fato de que há a soma de dois ruídos Gaussianos contaminando os CRs; ver Eq. (1).

A Figura 3(a) mostra os resultados para o nível mais severo de ruído impulsivo. Vê-se que sem a técnica de cancelamento, até mesmo quando há, em média, apenas $MP_{ri} = 8 \times 0,125 = 1$ CR sendo afetado por esse ruído, o desempenho é drasticamente degradado. Nesse caso a respectiva ROC mostra, para $P_{fa} = 0,1$, um valor de $P_d \approx 0,35$. Para $P_{ri} \geq 0,5$ nem mesmo é possível visualizar os resultados, pois todos os pontos das ROCs estão concentrados em zero², ou seja, $P_{fa} = P_d = 0$. Por outro lado, nota-se nitidamente que o cancelamento de ruído impulsivo trouxe grande melhora de desempenho. Em termos de comparação, veja que agora $P_d \approx 0,95$ para $P_{fa} = 0,1$ e $MP_{ri} = 1$. Apenas com $MP_{ri} = 8 \times 1 = 8$ o desempenho do cancelamento não foi significativo. No entanto, vale ressaltar que nesse caso todos os CRs estiveram sob o efeito de ruído impulsivo em todos os intervalos de sensoriamento, um caso limite pouco provável de ocorrer na prática.

Na Figura 3(b), na qual o ruído impulsivo é menos severo que no caso da Figura 3(a), quase não houve melhora de desempenho sem cancelamento de ruído impulsivo com o aumento de α de 0,2 para 0,8. Já os desempenhos com cancelamento melhoraram ainda mais notoriamente. Até mesmo quando todos os CRs estão sob o efeito de ruído impulsivo obteve-se significativa melhora de desempenho, com cancelamento, em comparação com a mesma situação na Figura 3(a).

Na Figura 4(a) os desempenhos com cancelamento de ruído impulsivo melhoraram ainda mais em relação aos mostrados na Figura 3, inclusive aquele referente a $MP_{ri} = 8$. Agora os desempenhos sem cancelamento também melhoraram significativamente, mas, ainda assim, a melhoria trazida pelo cancelamento pode ser facilmente notada. Nos resultados mostrados na Figura 4(b) não se considerou ruído impulsivo, pois $\alpha = 2$. A queda de desempenho observada com o aumento de P_{ri} deve-se somente à soma de dois ruídos Gaussianos independentes afetando o sinal recebido.

VI. CONCLUSÕES

Neste artigo foi avaliado o desempenho do detector GRCR (*Gerschgorin radii and centers ratio*) sob a influência de ruído impulsivo e foi proposta uma simples e eficiente técnica para mitigação desse ruído. Resultados de simulação revelaram que, sem nenhuma proteção, o GRCR é pouco robusto contra o ruído impulsivo. No entanto, a técnica de mitigação proposta pode torná-lo praticamente insensível a tal distúrbio.

²Como C_i é a potência média estimada do sinal recebido no i -ésimo RC, pois $C_i = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N |y_{i,n}|^2$, sob ruído impulsivo $\sum C_i \gg \sum R_i$ e $T_{GRCR} \approx 0$. Logo, $T_{GRCR} < \eta$ e $P_{fa} = P_d = 0$ para qualquer M ou N .

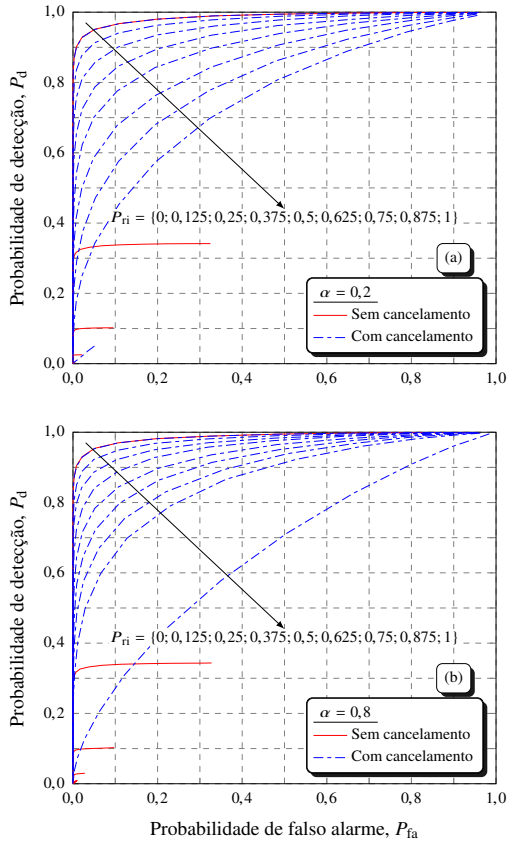


Fig. 3: ROCs do detector GRCR sob ruído impulsivo $S\alpha S$ com e sem cancelamento, para $\alpha = 0,2$ (a) e $\alpha = 0,8$ (b), para $\gamma = 1$ e diversos valores de P_{ri} .

As simulações que geraram os resultados aqui apresentados foram feitas com quantização infinita e operações em ponto flutuante. No entanto, na prática os dados são quantizados e digitalizados antes da transmissão e, comumente, as operações são feitas em ponto fixo. A análise da influência desses dois aspectos de ordem prática configura-se, portanto, uma oportunidade de novas pesquisas. Nessa análise, o efeito do ruído impulsivo já seria naturalmente reduzido pela ação do processo de digitalização, pois os impulsos mais altos seriam ceifados pelos limites da faixa dinâmica. Uma proposta baseada na técnica apresentada consistiria no uso de dois quantizadores, um com faixa dinâmica menor, para o sinal que se deseja detectar, e outro com faixa maior, para captar impulsos, deixando a análise mais realista do ponto de vista de implementação. Ainda, como a técnica de mitigação do ruído impulsivo pode ser aplicada a qualquer detector, o desempenho do GRCR poderia ser comparado com os desempenhos de outras técnicas nesse mesmo cenário, como algumas daquelas citadas na Seção I.

REFERÊNCIAS

- [1] J. Mitola and G. Q. Maguire, "Cognitive radio: making software radios more personal," *IEEE Personal Commun. Mag.*, vol. 6, no. 4, pp. 13–18, Aug. 1999.
- [2] J. G. Andrews, S. Buzzi, W. Choi, S. V. Hanly, A. Lozano, A. C. K. Soong, and J. C. Zhang, "What will 5G be?" *IEEE J. Sel. Areas Commun.*, vol. 32, no. 6, pp. 1065–1082, Jun. 2014.
- [3] Y. Chen and H. S. Oh, "A survey of measurement-based spectrum occupancy modeling for cognitive radios," *IEEE Commun. Surveys Tuts.*, vol. 18, no. 1, pp. 848–859, Firstquarter 2016.

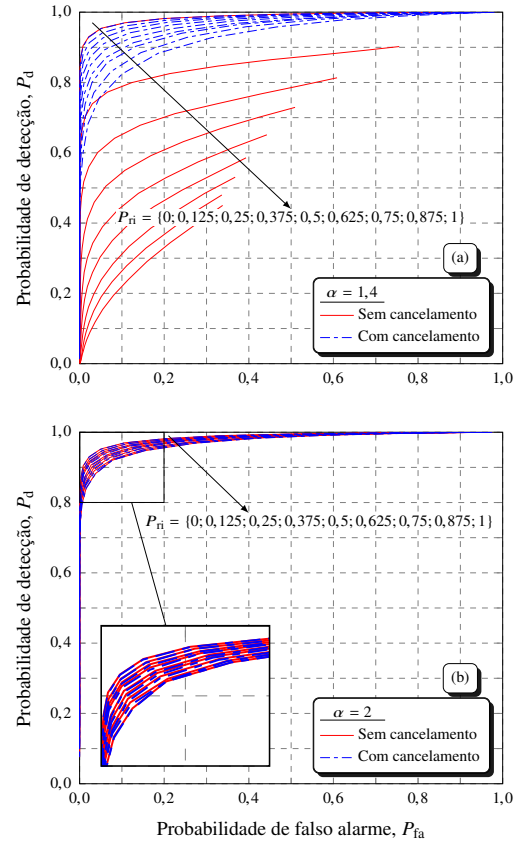


Fig. 4: ROCs do detector GRCR sob ruído impulsivo $S\alpha S$ com e sem cancelamento, para $\alpha = 1,4$ (a) e $\alpha = 2$ (b), para $\gamma = 1$ e diversos valores de P_{ri} .

- [4] T. Yucek and H. Arslan, "A survey of spectrum sensing algorithms for cognitive radio applications," *IEEE Commun. Surveys Tuts.*, vol. 11, no. 1, pp. 116–130, First 2009.
- [5] H. Kour, R. K. Jha, and S. Jain, "A comprehensive survey on spectrum sharing: Architecture, energy efficiency and security issues," *J. of Network and Comput. Applicat.*, vol. 103, pp. 29 – 57, 2018. [Online]. Available: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1084804517303879>
- [6] B. Nadler, F. Penna, and R. Garelo, "Performance of eigenvalue-based signal detectors with known and unknown noise level," in *2011 IEEE Int. Conf. on Commun. (ICC)*, Jun. 2011, pp. 1–5.
- [7] D. A. Guimarães, "Robust test statistic for cooperative spectrum sensing based on the Gerschgorin circle theorem," *IEEE Access*, vol. 6, pp. 2445–2456, 2018.
- [8] D. A. Guimarães, R. A. A. de Souza, and A. N. Barreto, "Performance of cooperative eigenvalue spectrum sensing with a realistic receiver model under impulsive noise," *J. of Sensor and Actuator Networks*, vol. 2, no. 1, pp. 46–69, 2013. [Online]. Available: <http://www.mdpi.com/2224-2708/2/1/46>
- [9] J. Fernández, "Modelling impulsive interference in DVB-T: statistical analysis, test waveforms and receiver performance," *EBU Technical Review*, 2004.
- [10] D. Middleton, "Non-Gaussian noise models in signal processing for telecommunications: new methods and results for class A and class B noise models," *IEEE Trans. Inf. Theory*, vol. 45, no. 4, pp. 1129–1149, May 1999.
- [11] P. G. Georgiou, P. Tsakalides, and C. Kyriakakis, "Alpha-stable modeling of noise and robust time-delay estimation in the presence of impulsive noise," *IEEE Trans. Multimedia*, vol. 1, no. 3, pp. 291–301, Sep. 1999.
- [12] F. Ruggeri, R. Kenett, R. Kenett, and F. Faltin, *Encyclopedia of Statistics in Quality and Reliability*, ser. Encyclopedia of Statistics in Quality and Reliability. John Wiley, 2008, no. v. 1. [Online]. Available: <https://books.google.com.br/books?id=ikZaAAAAYAAJ>
- [13] MathWorks. (2017, Jan.) Alpha-stable distributions in MATLAB. [Online]. Available: <http://math.bu.edu/people/mveillet/html/alphastablepub.html>