

Análisis del efecto de la interferencia WiFi sobre la velocidad Doppler en radar meteorológico

David Benoit*[§], Jorge Cogo^{†§} y Juan Pablo Pascual*^{†§}

* Departamento de Ingeniería en Telecomunicaciones, CNEA, Av. Bustillo 9500, S. C. Bariloche, Río Negro, Argentina

† Universidad Nacional de Río Negro. CITECCA. Anasagasti 1463, Bariloche, Argentina

‡ Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET)

§ Instituto Balseiro - Universidad Nacional de Cuyo, Av. Bustillo 9500, S. C. Bariloche, Río Negro, Argentina

emails: david.benoit@ib.edu.ar; jcogo@unrn.edu.ar; juanpablo.pascual@ib.edu.ar

Abstract—In this work we present an analysis of the WiFi interference effect over the Doppler velocity estimation in weather radar applications with constant pulse repetition interval. First, we performed an study using a simplified signal model that assumes a zero spectral width, showing that the interference presence produces hops in the velocity estimates equals in module to the maximum unambiguous velocity. We also derive an expression to the velocity hop probability, which depends on interference-to-signal power ratio (ISR), the number of pulses in the coherent processing interval and the sum of the signal and interference phases.

We extend the analysis to a signal model based on a Gaussian power spectral density with a given spectral width. In this case, the study is performed throughout simulations. We evaluate the root mean square error of the velocity estimates in function of spectral width for different ISR values. We show that for spectral widths usual in practice, the behavior is similar to the simplified model, i.e. for some estimates there are velocity hops and others are not affected or at least the interference effect is not appreciable. Finally, we determine an optimal velocity threshold to estimate the hop probability for signals with arbitrary spectral width, by means of a normality test.

Resumen—En este trabajo se presenta un análisis del efecto que posee la interferencia WiFi sobre la estimación de la velocidad Doppler media en aplicaciones de radar meteorológico, cuando este opera con intervalo de repetición de pulso constante. En primer lugar, se realiza un estudio analítico basado en un modelo simplificado de la señal que supone que el ancho espectral es cero. Se muestra que el error sobre la velocidad estimada que produce la interferencia es un salto de velocidad igual en módulo al valor de la velocidad máxima no ambigua. Además, se evalúa la probabilidad de salto de velocidad que posee este efecto, mostrando que dicha probabilidad depende de la relación de potencias entre la interferencia y la señal (ISR), del número de pulsos en cada intervalo de procesamiento coherente y de la suma de las fases de la señal y de la interferencia.

En segunda instancia, se extiende el análisis para un modelo de señal que considera densidad espectral de potencia de tipo gaussiano al que se le fija un dado ancho espectral. Para estudiar esta situación se recurre a simulaciones numéricas. Por un lado, se evaluó la raíz del error cuadrático medio de los estimados de velocidad en función del ancho espectral para diferentes valores de ISR. Se muestra como se incrementa el error promedio. Para dar con la causa del incremento del error se analizan los estimados individuales, donde se verifica que, para anchos espectrales habituales en la práctica, al igual que para el modelo analítico para algunos estimados se producen saltos de velocidad y otros no se ven afectados o al menos el efecto no es tan apreciable. Por último, se determina un umbral óptimo de velocidad para estimar la probabilidad de salto para señales con anchos espectrales arbitrarios, mediante una prueba de gaussianidad.

Index Terms—Weather radar, WiFi interference, Signal Processing

I. INTRODUCCIÓN

Durante el año 2011, en Argentina se lanzó el Sistema Nacional de Radares Meteorológicos (SINARAME), con el objetivo principal de desplegar una red de radares meteorológicos con un sistema de centralización de la información en tiempo real, el cual es operado por el Servicio Meteorológico Nacional. En este contexto la empresa INVAP fue la responsable de la fabricación y puesta en funcionamiento de una red de radares de tipo Doppler, doble polarización simultánea, en banda C, conformada por 12 instrumentos, distribuidos a lo largo y ancho del país [1].

El objetivo de la etapa de procesamiento de señales de un radar meteorológico consiste en obtener los productos que conforman los observables empleados por los meteorólogos para caracterizar los fenómenos atmosféricos, es decir los momentos espectrales [2] y las variables polarimétricas [3]. En general, existen diferentes tipos de interferencia que contaminan y enmascaran los ecos provenientes de los fenómenos atmosféricos que se desean observar y, como consecuencia, limitan la estimación de dichos productos. Por un lado, el radar recibe reflexiones indeseadas de la propia onda transmitida, conocidas como *clutter*, que se producen sobre el suelo (*clutter* terrestre) [4], sobre pájaros o insectos (*clutter* biológico) [5], o sobre turbinas de molinos eólicos (*clutter* eólico) [6].

Por otro lado, existe interferencia electromagnética producida por otros sistemas de comunicaciones. En el año 2003 la Unión Internacional de Telecomunicaciones (ITU) tomó la decisión de asignar las bandas de 5,150 a 5,350 y de 5,470 a 5,725 GHz a sistemas de acceso inalámbrico, incluyendo las redes WLAN/RLAN (Wireless/Radio Local Area Networks). La idea era que coexistan con los radares meteorológicos, requiriendo a los sistemas de acceso inalámbrico una función de selección dinámica de frecuencia que verifique la presencia de señales de radar antes de transmitir en un determinado canal [7]. Sin embargo, aún en la actualidad la interferencia debida a redes WLAN/RLAN en radares meteorológicos de banda C continúa siendo un problema a nivel mundial y se encuentra entre los factores limitantes de su desempeño [8].

Uno de los desafíos principales del procesamiento de señales es minimizar las contribuciones de las señales contaminantes de modo de generar estimaciones insesgadas de los productos meteorológicos [9]. Para ello el primer paso es detectar la interferencia. En [10] se propone un esquema

de detección del preámbulo de la señal WiFi a la salida del filtro adaptado del radar. El mismo se basa en una prueba de hipótesis sobre el criterio de Neyman-Pearson [11] y explota la estructura determinística que posee el preámbulo [12]. En primera instancia, se idealizó la etapa de recepción del radar. Luego, en [13], se refinó el modelo de la etapa de recepción del radar por medio de una caracterización del receptor. Por su parte, en [14] proponen técnicas de filtrado de interferencia WiFi basadas en la transformada de wavelet.

En este trabajo se analiza el efecto que tiene la interferencia WiFi sobre la estimación de la velocidad Doppler media, con la motivación de que la fase de la señal medida por el radar pueda ser útil para detectar dicha interferencia. En las Secciones II y III se presenta la deducción analítica del error que produce la interferencia sobre la estimación de la velocidad. Este estudio inicial se sustenta en un modelo simplificado de la señal correspondiente al fenómeno meteorológico. Luego, en la Sección IV por medio de simulaciones numéricas se lleva a cabo un estudio del efecto de la interferencia sobre un modelo más realista de la señal. Finalmente, en la Sección V se presentan conclusiones del trabajo, junto con la discusión de los resultados y una línea de trabajo a futuro.

II. FORMULACIÓN DEL PROBLEMA

En general, la señal recibida por un radar meteorológico en la dimensión tiempo lento, $z[m]$, está conformada por

$$z[m] = p[m] + i[m] + c[m] + n[m], \quad (1)$$

donde $p[m]$ representa el fenómeno meteorológico, $i[m]$ denota la existencia de interferencia WiFi, $c[m]$ es la contribución de clutter (reflexión indeseada de la propia señal del radar) y $n[m]$ es la componente de ruido. La separación temporal entre muestras en esta dimensión la determina el intervalo de repetición de pulso (PRI, por sus siglas en inglés), el que se denotará como T .

En este trabajo se analiza el efecto de la interferencia sobre la estimación de la velocidad Doppler, por ese motivo se considerará que en la celda de rango bajo prueba no existe clutter presente y que la relación señal a ruido (SNR, por sus siglas en inglés) es lo suficientemente alta como para despreciar la componente de ruido. Con estas suposiciones (1) se reduce a

$$z[m] = p[m] + i[m]. \quad (2)$$

Por otro lado, para la deducción analítica del efecto de la interferencia sobre la estimación de velocidad se parte de una simplificación del modelo de la componente del fenómeno $p[m]$, que consiste en suponer

$$p[m] = Ae^{-j2\pi f_D m T - j\phi}, \quad (3)$$

donde A es una constante proporcional a la intensidad del fenómeno, $\phi = 4\pi r/\lambda$ es el término de fase asociada con la distancia r que recorrió la onda hasta alcanzar al objetivo, siendo λ la longitud de onda, y $-2\pi f_D m T$ es el término de fase correspondiente al desplazamiento Doppler, f_D , proporcional a la velocidad radial, v , del objetivo.

La interferencia WiFi afecta la señal recibida por el radar en la dimensión tiempo rápido (o rango) para algunos pulsos. Por este motivo, solo se ven afectadas unas pocas muestras

dentro de cada intervalo de procesamiento coherente (CPI, por sus siglas en inglés) de M pulsos en tiempo lento. En ese marco, un modelo que representa la interferencia WiFi es considerarla de la forma

$$i[m] = Ie^{j\theta}\delta[m - m_\ell], \quad (4)$$

donde I es un factor de amplitud y θ es la fase de la señal que se modela como aleatoria con distribución $\mathcal{U}[0, 2\pi]$, $\delta[\cdot]$ es la función delta de Kronecker y m_ℓ es un entero que toma valores entre 0 y $M - 1$, que indica qué pulso fue interferido.

El objetivo es estudiar el efecto de la interferencia sobre la estimación de la velocidad Doppler. Uno de los métodos más utilizados para estimar la velocidad es la técnica de procesamiento de pares de pulsos (PPP, por sus siglas en inglés), cuyo estimador posee la expresión [15]

$$\hat{v} = \frac{\lambda}{4\pi T} \arg \hat{R}_z[1], \quad (5)$$

donde $\hat{R}_z[1]$ es un estimado de la autocorrelación de la señal $z(t)$, evaluada en el instante T . Cabe aclarar que $z[m] = z(mT)$. La manera habitual de obtener $\hat{R}_z[1]$ consiste en

$$\hat{R}_z[1] = \frac{1}{M-1} \sum_{m=0}^{M-2} z[m+1]z^*[m], \quad (6)$$

donde $*$ denota la operación conjugado. Reemplazando (2) en (6), y haciendo uso de (4), luego de una serie de pasos algebraicos se obtiene

$$\hat{R}_z[1] = \hat{R}_p[1] + \frac{Ie^{-j\theta}}{M-1} p[m_\ell + 1] + \frac{Ie^{j\theta}}{M-1} p^*[m_\ell - 1], \quad (7)$$

donde $\hat{R}_p[1]$ representa la misma ecuación (6) aplicada a $p[m]$. Reemplazando (3) en la ecuación previa y operando, para $m_\ell \neq 0$ y $m_\ell \neq M - 1$ resulta

$$\hat{R}_z[1] = A^2 e^{-j2\pi f_D T} \left[1 + \frac{2\sqrt{ISR}}{M-1} \cos(2\pi f_D m_\ell T - \phi + \theta) \right] \quad (8)$$

donde se usó que $\hat{R}_p[1] = A^2 e^{-j2\pi f_D T}$ e $ISR = I^2/A^2$.

En (8) se observa que el factor entre corchetes toma un valor real, y por tanto influye en el $\arg \hat{R}_z[1]$ solamente en función de su signo, que puede ser positivo o negativo dependiendo del resultado del coseno y de la constante $\frac{2\sqrt{ISR}}{M-1}$.

En caso que este factor entre corchetes de (8) tome un valor positivo, entonces

$$\arg \hat{R}_z[1] = -2\pi f_D T \Rightarrow \hat{v} = v = -\frac{f_D \lambda}{2}. \quad (9)$$

En cambio, si este factor toma un valor negativo, resulta

$$\arg \hat{R}_z[1] = -2\pi f_D T \pm \pi \Rightarrow \hat{v} = v \pm v_a, \quad (10)$$

donde $v_a = \lambda/(2T)$, es la velocidad máxima no ambigua.

Para el modelo de señal simplificado sobre el que se está trabajando, la interferencia puede llevar o bien a que no exista error o bien a que el error sea en $\pm v_a$, lo cual depende de tres factores: la relación entre la intensidad de la interferencia y la de la señal, ISR ; el número de

pulsos M que conforman el CPI; y el término de fase $\alpha = 2\pi f_D m_\ell T - \phi + \theta$.

Por último, si p_v es la probabilidad de que $\hat{v} = v$, y p_a es tanto la probabilidad de que $\hat{v} = v + v_a$ como de que $\hat{v} = v - v_a$ (se supone que cuando ocurre un salto, es igual de probable que ocurra con signo positivo o negativo), entonces

$$\mathbb{E}\{\hat{v}\} = vp_v + (v + v_a)p_a + (v - v_a)p_a = v, \quad (11)$$

donde se utilizó el hecho de que $p_v + 2p_a = 1$. Además,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\{(\hat{v} - v)^2\} &= \mathbb{E}\{\hat{v}^2\} - v^2 \\ &= v^2 p_v + (v + v_a)^2 p_a + (v - v_a)^2 p_a - v^2 \\ &= v_a^2 p_s, \end{aligned} \quad (12)$$

siendo $p_s = 2p_a$ la probabilidad de que exista un salto en la velocidad estimada respecto del valor esperado.

De (11) se observa que el estimador resulta insesgado en las condiciones planteadas y (12) permite cuantificar cómo se incrementa la dispersión del estimador a partir del efecto de la interferencia.

III. PROBABILIDAD DE SALTO

Se evaluará la probabilidad de salto, p_s , con el objetivo de contar con un parámetro de referencia con el modelo de señal simplificado. De inspeccionar (8) se define la variable aleatoria (VA) γ como

$$\gamma = 1 + \frac{2\sqrt{ISR}}{M-1} \cos(\alpha), \quad (13)$$

que es función de α , la cual es una VA con distribución $\mathcal{U}(0, 2\pi)$ como consecuencia de su relación con θ . Luego, la probabilidad de salto sale de evaluar

$$p_s = P\{\gamma < 0\} = P\left\{\cos(\alpha) < -\frac{M-1}{2\sqrt{ISR}}\right\}. \quad (14)$$

En primer lugar, se debe tener presente que si

$$-\frac{M-1}{2\sqrt{ISR}} < -1 \Leftrightarrow ISR < \left(\frac{M-1}{2}\right)^2, \quad (15)$$

entonces $P\{\gamma < 0\} = P\{\cos(\alpha) < -1\} = 0$. Por otro lado, cuando

$$-1 \leq -\frac{M-1}{2\sqrt{ISR}} < 0 \Leftrightarrow \left(\frac{M-1}{2}\right)^2 \leq ISR < \infty, \quad (16)$$

resulta

$$P\{\gamma < 0\} = P\{\alpha_1 < \alpha < 2\pi - \alpha_1\} = 1 - \frac{\alpha_1}{\pi}, \quad (17)$$

donde

$$\alpha_1 = \arccos\left(\frac{M-1}{2\sqrt{ISR}}\right). \quad (18)$$

La curva de p_s en función de ISR descrita por (17) se representa gráficamente en la Fig. 5, superpuesta a los resultados de las simulaciones numéricas en las que se estima dicha probabilidad empleando un modelo más refinado para la señal debida al fenómeno meteorológico.

IV. SIMULACIONES NUMÉRICAS

La deducción analítica desarrollada en las secciones previas permite tener una noción de como la presencia de interferencia afecta la estimación de la velocidad media, cuando se emplea PRI uniforme. Sin embargo, el modelo utilizado para la señal no representa bien a la señal que mide el radar meteorológico en presencia de un fenómeno atmosférico. Una forma de refinar el modelo consiste en considerar que el objetivo meteorológico se compone de múltiples reflectores que contribuyen de acuerdo a (3). Luego, la componente de señal medida es la suma de las contribuciones de dichos reflectores y matemáticamente es de la forma

$$p[m] = \sum_n A_n e^{-j2\pi f_n m T - j\phi_n}. \quad (19)$$

Los valores de f_n y r_n para distintos n son cercanos entre sí, pero no necesariamente iguales. Ahora $v = -\lambda f_D/2$ es el promedio de las distintas $v_n = -\lambda f_n/2$ y a diferencia del modelo descrito por (3), ahora existe una dispersión de valores de velocidad alrededor de v , lo que produce un ensanchamiento del ancho espectral, σ , de la señal. Es posible realizar un análisis análogo al de las secciones anteriores, lo que da como resultado una expresión para la estimación de la autocorrelación $\hat{R}_z[1]$ que consiste en la suma de términos de la forma de (8). Eso quiere decir, que cada fasor que corresponde a la contribución de un reflector se va a ver afectado por la interferencia pudiéndole cambiar el signo o no dependiendo de cada ISR_n y α_n , y el resultado final será el promedio de todas las fases. Esto va a introducir un error en la estimación de velocidad pero no necesariamente será un salto en v_a , sino que puede tomar valores menores. Por otro lado, es de esperar que a medida que el ancho espectral sea mayor, el número y la distribución de velocidades sea tal que no se perciban necesariamente como saltos velocidad. En este trabajo no se incluye esta última deducción debido a que si bien es útil para interpretar lo que ocurre, no permite realizar un estudio cuantitativo como ocurrió al usar el modelo simplificado.

En su lugar, se recurrió a implementar una serie de simulaciones numéricas en las que se considera que la componente meteorológica de las mediciones son realizaciones de un proceso aleatorio (PA) gaussiano, cuya densidad espectral de potencia (DEP), $S_{pp}(f)$, también es gaussiana [16]

$$S_{pp}(f) = \frac{S_p}{\sqrt{2\pi}\sigma_f} e^{-\frac{(f-f_D)^2}{2\sigma_f^2}}, \quad (20)$$

donde S_p es la potencia del fenómeno. Las realizaciones de este PA se generan siguiendo las ideas de [17] y luego se les suma interferencia dada por (4). Sin pérdida de generalidad en todas las simulaciones que se presentan se utiliza un $f_D = 0$, los valores de I y S_p se fijan a partir de la $ISR = I^2/S_p$ considerada en cada situación y σ_f se especifica en cada caso (en unidades de velocidad, es decir $\sigma = \sigma_f \lambda/2$). Asimismo, en todas las simulaciones se empleó PPP cuyo estimador de velocidad está dado por (5) y se consideró $M = 64$ pulsos, $\lambda = 5,36$ cm y $T = 1$ ms, lo que determina una velocidad máxima no ambigua $v_a = 13,33$ m/s.

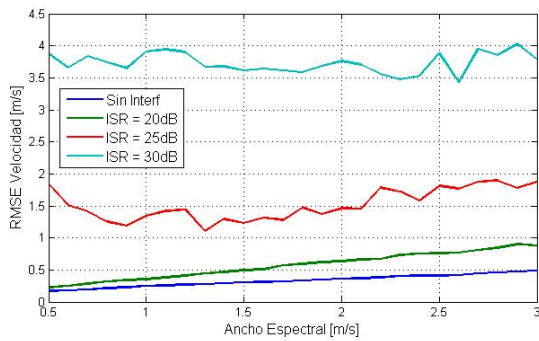


Figura 1. RMSE en función del ancho espectral.

IV-A. Comportamiento en función del ancho espectral

La primera simulación consistió en generar realizaciones del PA para diferentes anchos espectrales y ciertos valores de ISR , y medir el sesgo y la raíz del error cuadrático medio (RMSE, por sus siglas en inglés). Para cada ancho espectral se utilizaron 1000 realizaciones. Los estimados presentaron un comportamiento que se corresponde al de un estimador insesgado y en la Fig. 1 se muestra el RMSE para el caso en que no existe interferencia y para tres valores de ISR (20, 25 y 30 dB). Se observa que el error en la estimación se incrementa significativamente con la presencia de interferencia, llegando a ser un orden de magnitud mayor con respecto al caso en que no existe interferencia WiFi cuando ISR es 30 dB.

El RMSE da una idea promedio del efecto de la interferencia, pero no permite determinar si el incremento en el error se debe a un aumento uniforme de la dispersión o bien si se debe a que existen saltos de velocidad en los estimados. En la Fig. 2 se presentan los valores de los estimados de velocidad de cada realización, con y sin interferencia, para tres valores de ancho espectral: 0,5; 1 y 2 m/s. Para el caso con interferencia se tomó $ISR = 30$ dB. De los resultados se observa que en todos los casos se presentan saltos de velocidad, que los mismos no son siempre saltos en v_a y además, que a medida que el ancho espectral es mayor esos saltos tienen a ser menos definidos y los estimados presentan una dispersión más uniforme.

A pesar de esto, para valores de ancho espectral de 1 y 2 m/s, que se consideran típicos para muchos fenómenos meteorológicos, se presentan saltos de velocidad. Por este motivo, es de interés medir esa probabilidad de salto y compararla con la del modelo analítico presentado en la Sección II.

IV-B. Prueba de gaussianidad

El problema que se presenta al tratar de evaluar la probabilidad de salto para las señales presentadas en la sección anterior es que primero se debe definir qué es un salto de velocidad en el estimado, debido a que, como se observó previamente, estos saltos no se producen necesariamente con un valor igual a $\pm v_a$. Para determinarlo en este trabajo se optó por utilizar una prueba de gaussianidad sobre los estimados. Si se analizan los estimados de velocidad cuando

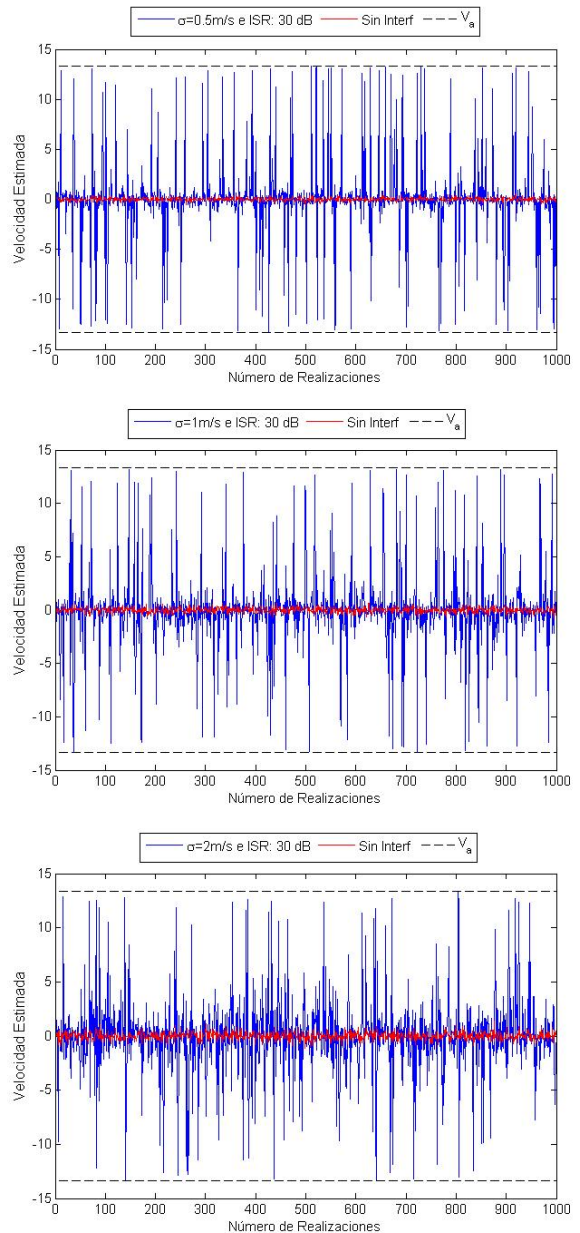


Figura 2. Estimados de velocidad por realización, con y sin interferencia, para los tres anchos espectrales considerados.

no existe interferencia, para cualquier ancho espectral se obtiene que los mismos presentan una distribución aproximadamente gaussiana. En cambio, la función densidad de probabilidad (FDP) de los estimados de velocidad cuando existe interferencia presente se aparta de una gaussiana debido a que presenta colas pesadas como consecuencia de los saltos de velocidad, las cuales no pueden ser ajustadas correctamente con una FDP gaussiana.

Por lo tanto, el proceso para determinar un umbral óptimo de velocidad elegido consiste en fijar umbrales simétricos con signo positivo y negativo sobre los estimados, $\pm v_u$, partiendo del valor $v_u = v_a$ e ir reduciendo su valor gradualmente y en cada paso aplicar una prueba de gaussianidad sobre los estimados que quedan contenidos entre los umbrales. Al comienzo del proceso la prueba de gaussianidad dará falsa y a medida que se reduzca el valor de v_u es de

esperar que para algún valor la estadística de los estimados quede representada por una distribución gaussiana. El valor de v_u que indique que la prueba es verdadera se toma como umbral óptimo para establecer la existencia de un salto de velocidad. Cabe remarcar que el umbral será función tanto del ancho espectral como del valor de ISR .

Existen muchas pruebas de gaussianidad, en este trabajo se utiliza una muy simple que se basa en la curtosis, k , la que se define a partir del momento de cuarto orden de la VA considerada [18]

$$k = \frac{\mathbb{E}\{(\hat{v} - \mathbb{E}\{\hat{v}\})^4\}}{\mathbb{E}\{(\hat{v} - \mathbb{E}\{\hat{v}\})^2\}^2}. \quad (21)$$

La curtosis es un indicador de cómo se concentran los valores de la VA en la zona central de la FDP con respecto a sus colas. En la prueba de gaussianidad que emplea este indicador se evalúa el exceso de curtosis con respecto a 3, que es el valor de curtosis de una VA con FDP gaussiana. Los pasos de la prueba de gaussianidad se enumeran a continuación.

1. Estimar la media, \bar{v} , y la desviación estándar, s_v , de los estimados de velocidad

$$\bar{v} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \hat{v}_n \quad (22)$$

$$s_v = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{n=1}^N (\hat{v}_n - \bar{v})^2}. \quad (23)$$

2. Estimar el exceso de curtosis empleando el estimador insesgado dado por

$$\Delta \hat{k} = \frac{N(N+1)}{(N-1)(N-2)(N-3)} \sum_{n=1}^N \left(\frac{\hat{v}_n - \bar{v}}{s_v} \right)^4 - \frac{3(N-1)^2}{(N-2)(N-3)}. \quad (24)$$

3. Evaluar la desviación estándar del exceso de curtosis

$$s_k = \sqrt{\frac{24N(N-1)^2}{(N-2)(N-3)(N+5)(N+3)}}. \quad (25)$$

4. Calcular el estadístico, z_k para la curtosis como

$$z_k = \Delta \hat{k} / s_k. \quad (26)$$

5. Comparar z_k para la región crítica obtenida a partir de una distribución gaussiana. Se tomará un intervalo de confianza del 95 %, lo que implica que la región de aceptación es $-1,96 \leq z_k \leq 1,96$.

Con el objetivo de evaluar la probabilidad de salto en función de la ISR se calculó el umbral óptimo para estimados de velocidad obtenidos de realizaciones del PA generado con valores de ISR en el rango de 0 a 60 dB y tres valores de anchos espectrales 0,5, 1 y 2 m/s.

La Fig. 3 muestra las salidas de la prueba de gaussianidad para ISR de 30 dB y $\sigma = 2$ m/s. Se observan los valores que toma el estadístico z_k para los diferentes umbrales, gráfico en el que también se delimita la región crítica. Además, se incluye un gráfico en el que se presenta un flag, que toma el valor 0 cuando la prueba resulta falsa y toma el valor 1 cuando el resultado de la prueba es verdadera. De acuerdo con la prueba formulada, se observa que inicialmente,

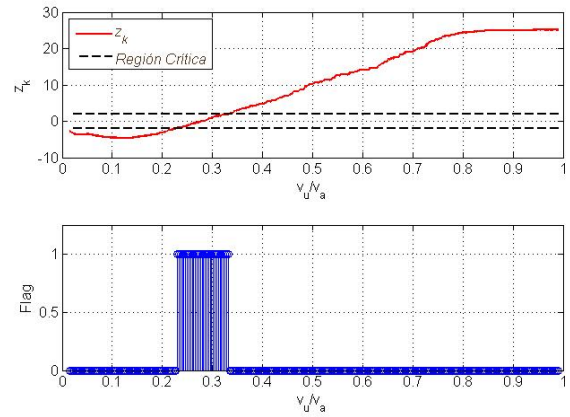


Figura 3. Prueba de gaussianidad para estimados de velocidad obtenidos con $ISR = 30$ dB y $\sigma = 2$ m/s.

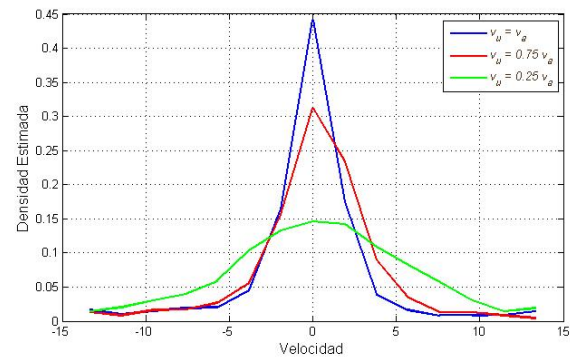


Figura 4. Histogramas de los estimados de velocidad para tres umbrales diferentes, obtenidos con $ISR = 30$ dB y $\sigma = 2$ m/s.

cuando el umbral es grande, la FDP de los estimados no ajusta correctamente a una distribución gaussiana, z_k toma un valor elevado muy por encima de 1,96. Sin embargo, si se reduce lo suficiente el umbral, z_k decrece. Con este proceso, se llega a un rango de umbrales para los que la prueba de gaussianidad arroja el valor verdadero, $-1,96 \leq z_k \leq 1,96$. Si se continúa con la reducción del umbral z_k toma valores $z_k < -1,96$ y la prueba resulta nuevamente negativa. El comportamiento de este caso particular describe la situación general para cualquier valor de ISR y σ considerados en este trabajo, cambiando únicamente el rango del umbral donde la prueba de gaussianidad es positiva. En todos los casos se tomó como umbral óptimo el valor del umbral que se obtiene cuando $z_k \approx 0$.

Por otro lado, en la Fig. 4 se presentan histogramas que aproximan a la FDP de los estimados para tres valores de los umbrales: el máximo valor de umbral considerado, v_a ; el umbral óptimo determinado a través de la prueba, $0,25v_a$; y un valor intermedio de umbral, $0,75v_a$. En estos histogramas se aprecia el efecto del cambio de la concentración de los valores de la densidad en la zona central de la FDP.

IV-C. Probabilidad de salto

A partir de los umbrales óptimos obtenidos para cada ISR se procedió a estimar la probabilidad de salto en los estimados de velocidad. El procedimiento para llevar a cabo este cálculo consiste en contar el número de estimados

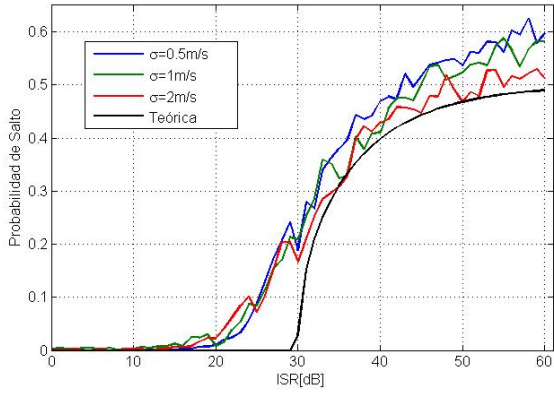


Figura 5. Probabilidad de salto en función de ISR .

que se encuentran fuera del intervalo $-v_u$ a v_u , para cada umbral v_u correspondiente, y dividirlo por el número total de estimados de velocidad. Este proceso se repitió para cada valor de ISR y para los valores de ancho espectral de 0,5, 1, y 2 m/s.

En la Fig. 5 se presenta la estimación de la probabilidad de salto para cada una de las situaciones descritas, superpuesta a la probabilidad de salto p_s obtenida con (17) para el modelo de señal simplificado, con ancho espectral cero.

En primer lugar, cabe remarcar que todas las curvas presentan un comportamiento similar. Para valores bajos de ISR no se detectan saltos, debido a que el nivel de interferencia no es significativo con respecto al de la señal meteorológica. A medida que ISR aumenta, existe un valor para cual comienzan a detectarse saltos, los cuales se vuelven más frecuentes a medida que la ISR asciende, tendiendo a una probabilidad de salto de 0,5 para los mayores valores de ISR . Analizando el término γ , en (13), que determina el signo que tendrá la estimación de la autocorrelación $\hat{R}_z[1]$, el valor máximo de p_s es consistente debido a que cuando $\frac{2\sqrt{ISR}}{M-1} > 1$ el $\cos(\alpha)$ determina el signo negativo, que tiene un 50% de probabilidad de ocurrencia debido a que $\alpha \sim \mathcal{U}(0, 2\pi)$.

Finalmente, es importante destacar las diferencias entre las simulaciones y el resultado analítico con el modelo simplificado. Si bien el comportamiento es similar, en el caso de anchos espectrales mayores a cero, las detecciones de saltos se dan para valores menores de ISR (alrededor de 20 dB) que para el caso analítico (que aparecen en 30 dB). Este comportamiento en parte es consecuencia del valor de umbral utilizado, naturalmente si se eleva la probabilidad de detección de salto se reduce. Por otro lado, en el intervalo entre 20 y 30 dB la pendiente con la que crece p_s es más suave, que lo que ocurre más allá de los 30 dB donde aproximadamente las simulaciones siguen a la curva de p_s analítica. Por último, si bien para valores altos de ISR las curvas presentan una tendencia similar, las correspondientes a las simulaciones toman valores por encima de la analítica. Este comportamiento se debe en parte al umbral elegido y en parte a la dispersión que poseen las probabilidades obtenidas en las simulaciones.

V. CONCLUSIONES

En este trabajo se presentó un análisis del efecto que posee la interferencia WiFi sobre la estimación de la velocidad Doppler media en aplicaciones de radar meteorológico, cuando este opera con intervalo de repetición de pulso constante. En primer lugar, se realizó un estudio analítico basado en un modelo simplificado de la señal que supone que el ancho espectral es cero. Sobre este modelo se verificó que el error sobre la velocidad estimada que produce la interferencia es un salto de velocidad igual en módulo al valor de la velocidad máxima no ambigua. Luego, se evaluó la probabilidad de salto de velocidad que posee este efecto. Se concluyó que el efecto y la probabilidad de ocurrencia depende de la ISR , el número de pulsos M en el CPI y de la suma de las fases de la señal y de la interferencia.

En segunda instancia, se extendió el análisis para un modelo de señal más realista, el cual considera un espectro de tipo gaussiano al que se fija un dado ancho espectral. Para estudiar esta situación se recurrió a simulaciones numéricas. Por un lado, se evaluó el RMSE de los estimados de velocidad en función del ancho espectral para diferentes valores de ISR . Se observó como se incrementa el error promedio al aumentar la ISR . Para dar con la causa de este incremento del error se analizaron los estimados individuales, donde se mostró que al igual que para el modelo analítico para algunos estimados se producen saltos de velocidad y otros no se ven afectados o al menos el efecto no es tan apreciable. Este comportamiento se va modificando a medida que el ancho espectral aumenta, llevando a una dispersión uniforme de los estimados para valores altos. Sin embargo, para los valores de ancho espectral habituales en la práctica el efecto de los saltos de velocidad es un comportamiento esperable.

Con el propósito de evaluar la probabilidad de salto, se utilizó una prueba de gaussianidad sobre los estimados, lo que permitió elegir un umbral óptimo, que cuando es superado por un estimado se considera que existió un salto de velocidad. Con los umbrales determinados para cada ISR se evaluó la probabilidad de salto, la cual presenta un comportamiento similar a la del modelo analítico, con la diferencia de que el inicio de las detecciones de salto se dan para valores más bajos de ISR .

Se tiene contemplado como línea futura, utilizar los conceptos desarrollados a lo largo de este trabajo para deducir un detector de interferencia que opere sobre la fase de las mediciones de radar meteorológico. La idea consiste en identificar los saltos de velocidad que se presenten como consecuencia de la existencia de interferencia.

REFERENCIAS

- [1] A. Rodríguez, C. Lacunza, J. Serra, C. Saulo, H. Ciappesoni, G. Caranti, J. Bertoni, and A. Martina, "SiNaRaMe: Integración de una red de radares hidro-meteorológicos en latinoamérica," *Rev. Fac. Ciencias Exac., Fís. y Nat.*, vol. 4, no. 1, pp. 41–48, Mar. 2017.
- [2] D. Zrnić, "Estimation of spectral moments for weather echoes," *IEEE Trans. Geosci. Remote Sens.*, vol. 17, no. 4, pp. 113–128, Oct. 1979.
- [3] A. Ryzhkov and D. Zrnić, *Radar Polarimetry for Weather Observations*. Springer, 2019.
- [4] A. Collado Rosell, J. P. Pascual, and J. Areta, "Adaptive spectral processing algorithm for staggered signals (aspas) in weather radars," *IET Radar, Sonar, Navigat.*, vol. 14, no. 11, pp. 1659–1670, Nov. 2020.
- [5] V. Lakshmanan, J. Zhang, and K. Howard, "A technique to censor biological echoes in radar reflectivity data," *J. Appl. Meteor. Climatol.*, vol. 49, no. 3, pp. 453–462, Mar. 2010.

- [6] F. Nai, S. Torres, and R. Palmer, "On the mitigation of wind turbine clutter for weather radars using range-Doppler spectral processing," *IET Radar Sonar Navig.*, vol. 7, no. 2, pp. 178–190, Feb. 2013.
- [7] E. Saltikoff, J. Cho, P. Tristant, A. Huuskonen, L. Allmon, R. Cook, E. Becker, and P. Joe, "The threat to weather radars by wireless technology," *Bulletin of the American Meteorological Society*, vol. 97, no. 7, pp. 1159–1167, Aug. 2016.
- [8] J. Yin, P. Hoogeboom, C. Unal, and H. Russchenberg, "Radio frequency interference characterization and mitigation for polarimetric weather radar: A study case," *IEEE Trans. Geosci. Remote Sens.*, vol. 60, pp. 1–16, 2022.
- [9] J. Cho, "A new radio frequency interference filter for weather radars," *J. Atmos. Oceanic Technol.*, vol. 34, pp. 1393–1406, Apr. 2017.
- [10] O. Barba Leal, F. Rinalde, J. Cogo, and J. Pascual, "WLAN signal detection in weather radar data," in *XIX Reunión de Trabajo Procesamiento de la Información y Control (RPIC'01)*, San Juan, Argentina, 2021.
- [11] M. A. Richards, *Fundamentals of Radar Signal Processing*. New York: McGraw-Hill, 2005.
- [12] IEEE Standard 802.11, *Wireless LAN Medium Access Control (MAC) and Physical Layer (PHY) Specifications*, 2016.
- [13] J. Cogo, A. Collado Rosell, J. Areta, and J. Pascual, "Weather radar receiver identification for improving Wi-Fi interference detection," in *XIX Reunión de Trabajo Procesamiento de la Información y Control (RPIC'01)*, San Juan, Argentina, 2021.
- [14] G. Petracca and J. Lugo, "Mitigation of WLAN/RLAN interference in meteorological radar using wavelet filtering," in *XIV Reunión Trab. Proc. Inf. y Control (RPIC'17)*, Mar del Plata, Argentina, 2017, pp. 1–6.
- [15] R. J. Doviak and D. S. Zrnić, *Doppler Radar and Weather Observations, 2nd Ed.* San Diego Cal.: Academic Press, 1993.
- [16] L. Janssen and G. A. Van Der Spek, "The shape of Doppler spectra from precipitation," *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.*, vol. AES-21, no. 2, pp. 208–219, Mar. 1985.
- [17] D. Zrnić, "Simulation of weatherlike Doppler spectra and signals," *J. Appl. Meteor.*, vol. 14, pp. 619–620, Jan. 1975.
- [18] G. W. Corder and D. I. Foreman, *Nonparametric statistics for non-statisticians*. New Jersey: John Wiley & Sons, 2009.