

Apéndice 1: Demostración del Teorema 5[11].

Teorema 5([11]): (OMP con matriz de mediciones admisible): fijamos $\delta \in (0, 0.36)$ y elegimos $m \geq Ck \ln(n/\delta)$. Suponemos que x es una señal k -sparse en \mathbb{R}^n y tomamos una matriz de mediciones admisible Φ de dimensión $m \times n$ independiente de la señal. Dado el dato $y = \Phi x$, OMP puede reconstruir la señal con una probabilidad mayor que $1 - \delta$. La constante cumple $C \leq 20$. Para valores elevados de k , se puede reducir ese valor a $C \leq 4 + \eta$ siendo η cualquier número positivo. [12].

Prueba del Teorema 5([11]): sin perder la generalidad, asumimos que las k primeras entradas de la señal original x son distintas de cero y las siguientes $n-k$ entradas son cero. Luego, el vector y es una combinación lineal de las k primeras columnas de la matriz Φ . Representamos la matriz como $\Phi = [\Phi_{\text{opt}} \Psi]$, por lo que Φ_{opt} tiene k columnas y Ψ tiene $n-k$ columnas. El vector $y = \Phi x$ es estadísticamente independiente de la matriz Ψ .

Considerar el evento E_{succ} en el cual el algoritmo identifica correctamente la señal x tras k iteraciones. Sólo decrementamos la probabilidad de éxito si imponemos el requerimiento adicional de que el valor singular más pequeño de Φ_{opt} encuentre una cota inferior. Con este fin se define el evento

$$(65) \quad \Sigma \stackrel{\text{def}}{=} \left\{ \sigma_k(\Phi_{\text{opt}}) \geq 0.5 \right\}$$

Aplicando la definición de probabilidad condicional,

$$(66) \quad P(E_{\text{succ}}) \geq P(E_{\text{succ}} \cap \Sigma) = P(E_{\text{succ}} | \Sigma) \cdot P(\Sigma)$$

Para comprobar que E_{succ} ocurre condicionadamente a Σ , es suficiente comprobar que el algoritmo identifica correctamente las columnas de Φ_{opt} . Dichas columnas determinan qué entradas de la señal son distintas de cero.

A continuación mostramos cómo el algoritmo localiza dichas columnas. Para un vector $r \in \mathbb{R}^n$, el criterio empleado para la selección

$$(67) \quad \rho(r) \stackrel{\text{def}}{=} \frac{\|\Psi^T r\|_{\infty}}{\|\Phi_{\text{opt}}^T r\|_{\infty}} = \frac{\max_{\Psi} |\langle \Psi, r \rangle|}{\|\Phi_{\text{opt}}^T r\|_{\infty}}$$

donde la maximización se realiza sobre las columnas de Ψ . Si r es el vector residuo que aparece en el paso II del algoritmo, el algoritmo cogerá una columna de Φ_{opt} siempre que $\rho(r) < 1$. En el caso de que $\rho(r) = 1$, una columna óptima y otra no óptima consiguen el producto interior máximo, y el algoritmo no tiene forma de elegir una u otra por lo que la elección puede no ser correcta.

Imaginemos que podemos ejecutar k iteraciones del algoritmo OMP con la señal de entrada x y la matriz de mediciones reducida Φ_{opt} para obtener una secuencia de

residuos q_0, q_1, \dots, q_{k-1} y una secuencia de índices de columnas w_1, w_2, \dots, w_k . El algoritmo es determinista, por lo que estas secuencias son función de x y de Φ_{opt} . En particular, los residuos son estadísticamente independientes de Ψ .

Ejecutamos OMP con la señal de entrada x y la matriz completa Φ , obteniendo la secuencia real de residuos r_0, r_1, \dots, r_{k-1} y la secuencia real de índices de columna $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k$. OMP reconstruye con éxito la señal x después de k iteraciones si y sólo si el algoritmo selecciona las k columnas de Φ_{opt} , en cualquier orden.

El algoritmo asegura que el residuo inicial satisface $q_0 = r_0$, por lo que la condición $\rho(q_0) < 1$ asegura que $\rho(r_0) < 1$. De forma que la iteración actual elige la columna λ_1 de Φ_{opt} cuyo producto interno con r_0 tiene el valor máximo. Por lo tanto, la iteración imaginaria elige la columna w_1 de Φ_{opt} cuyo producto interno con q_0 tiene el máximo valor. Evidentemente $\lambda_1 = w_1$.

Suponemos que durante las t primeras iteraciones, la ejecución real de OMP elige las mismas columnas que la ejecución imaginaria., esto es $\lambda_j = w_j$ para $j = 1, 2, \dots, t$. Los residuos actual e imaginario deben ser iguales al principio de la iteración t , es decir, $q_t = r_t$. Una consecuencia obvia es que $\rho(q_t) < 1$ implica que $\rho(r_t) < 1$. Repitiendo este argumento se establece que $\lambda_{t+1} = w_{t+1}$.

Concluimos que la probabilidad condicional satisface

$$(68) \quad P(E_{succ} | \Sigma) \geq P(\max_t \rho(q_t) < 1 | \Sigma)$$

donde $\{q_t\}$ es una secuencia de k vectores aleatorios que pertenecen a las columnas de Φ_{opt} y que son estadísticamente independientes de Ψ .

Asumimos que Σ ocurre. Para cada índice $t = 0, 1, \dots, k-1$, tenemos

$$(69) \quad \rho(q_t) = \frac{\max_{\Psi} |\langle \Psi, q_t \rangle|}{\|\Phi_{opt}^T q_t\|_{\infty}}$$

Como $\Phi_{opt}^T q_t$ es un vector de dimensión k

$$(70) \quad \rho(q_t) \leq \frac{\sqrt{k} \max_{\Psi} |\langle \Psi, q_t \rangle|}{\|\Phi_{opt}^T q_t\|_2}$$

Para simplificar esta expresión, definimos el vector

$$(71) \quad u_t \stackrel{def}{=} \frac{0.5 q_t}{\|\Phi_{opt}^T q_t\|_2}$$

De la propiedad del valor singular más pequeño obtenemos la desigualdad

$$(72) \quad \frac{\|\Phi_{opt}^T\|_2}{\|q\|_2} \geq \sigma_k(\Phi_{opt}) \geq 0.5$$

Para cualquier vector q en el rango de Φ_{opt} . Como u_t pertenece a este rango tendremos $\|u_t\|_2 \leq 1$. Resumiendo

$$(73) \quad \rho(q_t) \leq 2\sqrt{k} \max_{\psi} |\langle \psi, u_t \rangle|$$

para cada índice t . A cuenta de este hecho

$$(74) \quad P\{\max_t \rho(q_t) < 1 \mid \Sigma\} \geq P\left\{\max_t \max_{\psi} |\langle \psi, u_t \rangle| < \frac{1}{2\sqrt{k}} \mid \Sigma\right\}$$

Intercambiamos las dos maximizaciones y usando la independencia de las columnas de Ψ obtenemos

$$(75) \quad P\{\max_t \rho(q_t) < 1 \mid \Sigma\} \geq \prod_{\psi} P\left\{\max_t |\langle \psi, u_t \rangle| < \frac{1}{2\sqrt{k}} \mid \Sigma\right\}$$

Como cada columna de la matriz Ψ es independiente de $\{u_t\}$ y de Σ , la Propiedad 3 del apartado 2.4.2 establece una cota inferior para cada uno de los $n-k$ términos que aparecen en el producto

$$(76) \quad P\{\max_t \rho(q_t) < 1 \mid \Sigma\} \geq [1 - 2ke^{-cm/4k}]^{n-k}$$

De la Propiedad 4 y la ecuación (41) obtenemos

$$(77) \quad P(\Sigma) = P\{\sigma_m(\Phi_{opt}) \geq 0.5\} \geq 1 - e^{-Cm}$$

Introduciendo (44) y sustituyendo el resultado obtenido en (42) llegamos a

$$(78) \quad P(E_{succ}) \geq [1 - 2ke^{-Cm/4k}]^{n-k} [1 - e^{-Cm}]$$

Aplicando la desigualdad $(1-x)^k \geq 1-kx$ valido para $k \geq 1$ y $x \leq 1$, obtenemos

$$(79) \quad P(E_{succ}) \geq 1 - 2k(n-k)e^{-Cm/4k} - e^{-Cm}$$

Observamos que $k(n-k) \leq n^2/4$, luego

$$(80) \quad P(E_{succ}) \geq 1 - n^2 e^{-Cm/4k} - e^{-Cm}$$

Como conclusión, la elección de $m \geq C \cdot k \cdot \log(n/\delta)$ es suficiente para reducir la probabilidad de fallo por debajo de δ .