# Relatório de Atividade - Análise em frequência e covariância

## Débora Nunes Pinto de Oliveira

Prof. Antonio Marcus, Estimação e Identificação de Sistemas 21.2

#### 24 de agosto de 2021

Esse documento tem por objetivo descrever a caracterização de um modelo de um sistema linear, causal e invariante no tempo considerando um distúrbio aditivo desconhecido.

#### **Table of Contents**

Exercício A: Reproduza a Figura 2.7 e Figura 2.8

Exercício B: Gere as realizações e funções de covariância do sinal distúrbio

Exercício C: Obtenha as expressões de variância e covariância do processo ARMA

Exercício D: Gerar um texto em vernáculo e em formato de artigo conforme o texto "Stochastic Model"

Referências bibliográficas

# Exercício A: Reproduza a Figura 2.7 e Figura 2.8

Para o seguinte estudo, foi considerado um sistema invariante no tempo, linear e causal, isto é, cuja saída é unicamente representada por uma combinação de valores anteriores dos sinais de saída e entrada. Esse tipo de sistema pode ser modelado conforme:

$$y(t) = \int_{\tau=0}^{\infty} g(\tau)u(t-\tau)d\tau$$

nomeada resposta ao impulso. Considerando que os dados de entrada u(t) e saída y(t) são amostrados em  $t_k = kT, k = 1, 2, ...$ , pode-se reescrever y(t) como:

$$y(kT) = \int_{\tau=0}^{\infty} g(\tau) u(kT - \tau) d\tau = \sum_{n=0}^{\infty} \int_{\tau=(k-1)T}^{kT} g(\tau) u(kT - \tau) d\tau = \sum_{n=0}^{\infty} g_T(n) u_{k-n}$$

para  $u(t) = u_k$ ,  $kT \le t < (k+1)T$ . Nesse estudo, considerou-se o período de amostragem T = 1. Sabendo que  $q^{-k}u(t) = u(t-k)$ , é possível reescrever o modelo acima como:

$$y(t) = \sum_{k=0}^{\infty} g(k)q^{-k}u(t) = G(q)u(t)$$

Além disso, é possível considerar um distúrbio aditivo no modelo, tal como:

$$y(t) = \sum_{k=0}^{\infty} g(k)u(t-k) + v(t)$$

para v(t) um sinal aleatório desconhecido.

Tendo em vista que o modelo do ruído não deve ser mais complexo do que a modelagem proposta para o sistema, é possível generalizar que:

$$v(t) = \sum_{k=0}^{\infty} h(k)e(t-k) = H(q)e(t)$$

para e(t) um ruído branco com distribuição  $N(0,\lambda)$  e h(t) um filtro qualquer para h(0)=1. Uma vez que e(t) pode ser considerado um processo estocástico, é dado que v(t) é a realização de um processo estocástico. Sendo assim, é adequada uma análise probabilística do modelo. A esperança e a covariância de v(t) é dada por:

$$\begin{split} E\big[v(t)\big] &= \sum_{k=0}^{\infty} h(k) E\big[e(t-k)\big] = 0 \\ E\big[v(t)v(t-\tau)\big] &= R_v(\tau) &= \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{s=0}^{\infty} h(k) h(s) E\big[e(t-k)e(t-\tau-s)\big] \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{s=0}^{\infty} h(k) h(s) \delta(k-\tau-s) \lambda = \lambda \sum_{k=0}^{\infty} h(k) h(k-\tau) \end{split}$$

já que  $R_e(0)=\lambda$  e  $R_e( au)=0$  para  $au\neq 0$ . Como as expressões acima independem de  $t,\ v(t)$  é considerado estacionário.

Para quantificar o "peso" que cada componente de frequência  $\omega = 2\pi k/N$ , para N o número de amostra coletadas, na decomposição de u(t), aplica-se a DFT (Transformada Discreta de Fourier):

$$U_N(\omega) = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{t=1}^{N} u(t) e^{-j\omega t}$$

Conforme a relação de Parseval, a energia do sinal u(t) também pode ser decomposta conforme a magnitude das componentes em frequência  $U_N(\omega)$ :

$$\sum_{k=1}^{N} |U_N(2\pi k/N)|^2 = \sum_{t=1}^{N} u^2(t)$$

Essa decomposição espectral é ilustrada na forma de um periodograma ( $|U_N(\omega)|^2$ ). Entretanto, para sinais aleatórios não periódicos, a DFT retorna resultados erráticos. Isso se deve pelo fato da variância da estimativa em frequência não reduzir para zero com o aumento do número de amostras N[2]. Esse problema pode ser solucionado aplicando uma média móvel no sinal pós DFT. Se o conjunto de dados for grande, as estimativas individuais são obtidas de blocos de dados não sobrepostos. Caso N seja pequeno, até metade de sobreposição do conjunto de dados permite a redução da variância da estimativa. Assintoticamente, o periodograma para  $N \to \infty$  é equivalente a estimativa da potência de espectro de um sinal, a qual, para s(t) = G(q)u(t) + H(q)v(t), é dada como:

$$\Phi_s(\omega) = \sum_{\tau = -\infty}^{\infty} R_s(\tau) e^{-j\tau\omega}$$

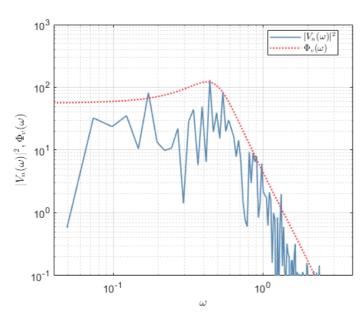
Para um processo v(t) estocástico com covariância  $R_v(\tau) = \lambda \sum_{k=0}^{\infty} h(k)h(k-\tau)$ , tem-se que:

$$\begin{split} \Phi_{\nu}(\omega) &= \lambda \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \sum_{k=\tau}^{\infty} h(k) h(k-\tau) e^{jk\omega} e^{j(k-\tau)\omega} \\ &= \lambda \sum_{s=0}^{\infty} h(s) e^{js\omega} \sum_{k=0}^{\infty} h(k) e^{-jk\omega} = \lambda |H(e^{j\omega})|^2 \end{split}$$

Observando a expressão acima, é evidente que o espectro só pode ser definido caso a função H(q) seja conhecida.

Na Figura 1, estão ilustrados o periodograma  $|V_N(\omega)|^2$  e espectro  $\Phi_v(\omega)$  do sinal v(t)=e(t)+0.5e(t-1)+1.5v(t-1)+0.7v(t-2) para  $e(t)\sim N(0,1)$ .

exA



**Figura 1**: Periodograma  $|V_N(\omega)|^2$  e espectro  $\Phi_v(\omega)$  do sinal v(t).

Conforme citado anteriormente, para sinais estocásticos não periódicos, o periodograma é errático. Dessa forma, é adequada a representação das componentes do espectro por  $\Phi_{\nu}(\omega)$ , a qual pode ser considerada como uma versão suavizada do sinal  $|V_N(\omega)|^2$ .

## Exercício B: Gere as realizações e funções de covariância do sinal distúrbio

Considere o modelo genérico do distúrbio v(t) tal que:

$$v(t) + a_1v(t-1) + ... + a_nv(t-n) = c_0e(t) + c_1e(t-1) + ...c_ne(t-n)$$

para  $e(t) \sim N(0, 1)$ , foram construídos os seguintes modelos para v(t):

- 1. n = 1,  $a_1 = -0.9$ ,  $c_0 = 1$ ,  $c_1 = 0$
- 2. n = 1,  $a_1 = 0.9$ ,  $c_0 = 1$ ,  $c_1 = 0$
- 3. n = 2,  $a_1 = -0.5$ ,  $a_2 = 0.7$ ,  $c_0 = 1$ ,  $c_1 = 0.5$ ,  $c_2 = 2$
- 4. Semelhante a (3), mas e(t) distribuído como P(e(t)) = 0) = 0.98,  $P(e(t) = \sqrt{50}) = 0.01$  e  $P(e(t) = -\sqrt{50}) = 0.01$

As realizações dos processos, isto é, o valor de v(t) para N=200 amostras está ilustrado na Figura 2.

### Realizations Model 1 Model 2 0 50 100 150 200 0 50 100 150 200 Model 4 Model 3 10 5 5 0 0 50 100 50 150 200 0 100 150 200 Covariance functions Model 1 Model 2 0.5 -0.5 0 -20 -10 20 -20 -10 0 20 Model 4 Model 3

Figura 2: Realizações e funções de covariância para o sinal v(t) resultante dos quatro modelos propostos.

-20

0.5

0

A diferença entre os gráficos apresentados na <u>Figura 2</u> e na literatura referenciada é justificada pela semente da função aleatória, a qual é responsável por gerar o ruído branco e(t).

0

10

20

# Exercício C: Obtenha as expressões de variância e covariância do processo ARMA

-10

Um processo estocástico estacionário v(t) que possuí um espectro racional  $\Phi_v(\omega)$  pode ser representado como v(t) = H(q)e(t) para e(t) um ruído branco de média nula e covariância  $\lambda$ . A função de transferência H(q) pode ser representada como:

$$H(q) = \frac{C(q)}{A(q)}, \text{ para } C(q) = 1 + c_1 q^{-1} + ... c_{n_c} q^{-n_c} \text{ e } A(q) = 1 + a_1 q^{-1} + ... a_{n_d} q^{-n_d}$$

Logo, analogamente ao Exercício B, o modelo genérico do distúrbio v(t) é:

$$v(t) + a_1 v(t-1) + \ldots + a_{n_a} v(t-n_a) = e(t) + c_1 e(t-1) + \ldots c_{n_c} e(t-n_c)$$

Se  $n_c = 0$ , a expressão acima é transformada em um modelo autorregressivo (AR), ou seja:

$$v(t) + a_1 v(t-1) + ... + a_{n_a} v(t-n_a) = e(t)$$

Caso  $n_a = 0$ , encontra-se um modelo de média móvel (MA), isto é:

0.5

0

-0.5 └ -20

-10

0

10

20

$$v(t) = e(t) + c_1 e(t-1) + ...c_n e(t-n_c)$$

Sendo assim, essa modelagem do distúrbio é nomeada ARMA. A notação desse tipo de processo é dada por  $(n_a, n_c)$ .

Considerando o processo ARMA(2,2), ou seja,  $n_a = n_c = 2$ , um processo y(t) é modelado conforme a expressão abaixo:

$$y(t) = -a_1 y(t-1) - a_2 y(t-2) + e(t) + c_1 e(t-1) + c_2 e(t-2)$$

Pode-se substituir  $y(k) = y_k$  e  $e(k) = e_k$  para facilitar a notação. Multiplicando a expressão acima por  $y_t$ ,  $y_{t-1}$ ,  $y_{t-2}$ ,  $e_t$ ,  $e_{t-1}$  e  $e_{t-2}$  e aplicando o operador de expectativa matemática (esperança), obtém-se as seguintes covariâncias:

$$\begin{array}{lll} R_{ey}(0) & = & E(e_ty_t) & = & -a_1E(e_ty_{t-1}) - a_2E(e_ty_{t-2}) + E(e_te_t) + c_1E(e_te_{t-1}) + c_2E(e_te_{t-2}) \\ R_{ey}(1) & = & E(e_{t-1}y_t) & = & -a_1E(e_{t-1}y_{t-1}) - a_2E(e_{t-1}y_{t-2}) + E(e_{t-1}e_t) + c_1E(e_{t-1}e_{t-1}) + c_2E(e_{t-1}e_{t-2}) \\ R_{ey}(2) & = & E(e_{t-2}y_t) & = & -a_1E(e_{t-2}y_{t-1}) - a_2E(e_{t-2}y_{t-2}) + E(e_{t-2}e_t) + c_1E(e_{t-2}e_{t-1}) + c_2E(e_{t-2}e_{t-2}) \\ R_y(0) & = & E(y_ty_t) & = & -a_1E(y_ty_{t-1}) - a_2E(y_ty_{t-2}) + E(y_te_t) + c_1E(y_te_{t-1}) + c_2E(y_te_{t-2}) \\ R_y(1) & = & E(y_{t-1}y_t) & = & -a_1E(y_{t-1}y_{t-1}) - a_2E(y_{t-1}y_{t-2}) + E(y_{t-1}e_t) + c_1E(y_{t-1}e_{t-1}) + c_2E(y_{t-1}e_{t-2}) \\ R_y(2) & = & E(y_{t-2}y_t) & = & -a_1E(y_{t-2}y_{t-1}) - a_2E(y_{t-2}y_{t-2}) + E(y_{t-2}e_t) + c_1E(y_{t-2}e_{t-1}) + c_2E(y_{t-2}e_{t-2}) \\ \end{array}$$

Considerando que  $E(e_iy_k)=0, \forall i>k$  e que o erro e(t) é um ruído gaussiano, isto é,  $E(e_ie_k)=0, \forall i\neq k$  e  $E(e_ie_k)=\lambda$  para i=k, temse que:

$$\begin{array}{llll} R_{\mathrm{ey}}(0) & = & E(e_{t}y_{t}) & = & E(e_{t}e_{t}) \\ R_{\mathrm{ey}}(1) & = & E(e_{t-1}y_{t}) & = & -a_{1}E(e_{t-1}y_{t-1}) + c_{1}E(e_{t-1}e_{t-1}) \\ R_{\mathrm{ey}}(2) & = & E(e_{t-2}y_{t}) & = & -a_{1}E(e_{t-2}y_{t-1}) - a_{2}E(e_{t-2}y_{t-2}) + c_{2}E(e_{t-2}e_{t-2}) \\ R_{\mathrm{y}}(0) & = & E(y_{t}y_{t}) & = & -a_{1}E(y_{t}y_{t-1}) - a_{2}E(y_{t}y_{t-2}) + E(y_{t}e_{t}) + c_{1}E(y_{t}e_{t-1}) + c_{2}E(y_{t}e_{t-2}) \\ R_{\mathrm{y}}(1) & = & E(y_{t-1}y_{t}) & = & -a_{1}E(y_{t-1}y_{t-1}) - a_{2}E(y_{t-1}y_{t-2}) + c_{1}E(y_{t-1}e_{t-1}) + c_{2}E(y_{t-2}e_{t-2}) \\ R_{\mathrm{y}}(2) & = & E(y_{t-2}y_{t}) & = & -a_{1}E(y_{t-1}y_{t-1}) - a_{2}E(y_{t-2}y_{t-2}) + c_{2}E(y_{t-2}e_{t-2}) \\ R_{\mathrm{y}}(2) & = & E(y_{t-2}y_{t}) & = & -a_{1}E(y_{t-2}y_{t-1}) - a_{2}E(y_{t-2}y_{t-2}) + c_{2}E(y_{t-2}e_{t-2}) \\ \end{array}$$

Substituindo os valores nas equações de  $R_{ev}(\tau)$  para  $\tau = 0, 1, 2$ , obtém-se:

$$\begin{split} R_{ey}(0) &= E(e_t e_t) = \lambda \\ R_{ey}(1) &= -a_1 R_{ey}(0) + c_1 E(e_t e_t) = \lambda (-a_1 + c_1) \\ R_{ev}(2) &= -a_1 R_{ev}(1) - a_2 R_{ev}(0) + c_2 E(e_t e_t) = \lambda \big[ (a_1)^2 - a_1 c_1 - a_2 + c_2 \big] \end{split}$$

Em seguida, calculando  $R_{y}(\tau)$  para  $\tau=0,1,2$ , obtém-se:

$$\begin{array}{llll} R_{\rm y}(0) & = & \gamma_0 & = & -a_1\gamma_1 - a_2\gamma_2 + k_0 \\ R_{\rm y}(1) & = & \gamma_1 & = & -a_1\gamma_0 - a_2\gamma_1 + k_1 \\ R_{\rm y}(2) & = & \gamma_2 & = & -a_1\gamma_1 - a_2\gamma_0 + k_2 \end{array}$$

para  $k_0=\lambda[1+c_1(-a_1+c_1)+c_2\big((a_1)^2-a_1c_1-a_2+c_2\big)]$ ,  $k_1=\lambda[c_1+c_2(-a_1+c_1)]$  e  $k_2=\lambda c_2$ . Isolando  $\gamma_1$  na equação de  $R_y(1)$ , temse que  $\gamma_1=\frac{-a_1\gamma_0+k_1}{(1+a_2)}$ . Substituindo na equação de  $\gamma_2$ , temse:

$$\gamma_2 = -a_1 \left[ \frac{-a_1 \gamma_0 + k_1}{(1+a_2)} \right] - a_2 \gamma_0 + k_2 = \frac{(a_1)^2 \gamma_0 - a_1 k_1 - a_2 \gamma_0 + k_2 - (a_2)^2 \gamma_0 + a_2 k_2}{(1+a_2)}$$

Logo, finalmente substituindo em  $\gamma_0$ , tem-se que:

$$\begin{array}{lll} \gamma_0 & = & -a_1 \bigg[ \frac{-a_1 \gamma_0 + k_1}{(1+a_2)} \bigg] - a_2 \bigg[ \frac{(a_1)^2 \gamma_0 - a_1 k_1 - a_2 \gamma_0 + k_2 - (a_2)^2 \gamma_0 + a_2 k_2}{(1+a_2)} \bigg] + k_0 \\ & = & \frac{(a_1)^2 \gamma_0 - a_1 k_1 - (a_1)^2 a_2 \gamma_0 + a_1 a_2 k_1 + (a_2)^2 \gamma_0 - a_2 k_2 + (a_2)^3 \gamma_0 - (a_2)^2 k_2 + k_0 + a_2 k_0}{(1+a_2)} \end{array}$$

Isolando  $\gamma_0$ , obtém-se que:

$$\gamma_0 = \frac{-a_1k_1 + a_1a_2k_1 - a_2k_2 - (a_2)^2k_2 + k_0 + a_2k_0}{1 + a_2 - (a_1)^2 + (a_1)^2a_2 - (a_2)^2 - (a_3)^3}$$

Fatorando o denominador e substituindo as constantes  $k_0$ ,  $k_1$  e  $k_2$  da expressão de  $\gamma_0$ , é encontrada que a variância de y(t) é:

$$\gamma_0 = \frac{(1+a_2)\left[1+(c_1)^2+(c_2)^2\right]-2a_1c_1(1+c_2)-2c_2\left[a_2-(a_1)^2+(a_2)^2\right]}{(1-a_2)(1-a_1+a_2)(1+a_1+a_2)}$$

# Exercício D: Gerar um texto em vernáculo e em formato de artigo conforme o texto "Stochastic Model"

Um distúrbio genérico aplicado sobre um sistema pode ser caracterizado por um processo aleatório, cujo valor não é conhecido previamente. Entretanto, é possível produzir predições sobre esse valor conforme a natureza probabilística de um processo estocástico. Seja  $e(t_k)$  uma série temporal de variáveis aleatórias independentes, isto é, um ruído branco, tem-se que:

$$w(t) + d_1 w(t-T) + \ldots + d_n w(t-nT) = c_0 e(t) + c_1 e(t-T) + \ldots + c_n e(t-nT)$$

para  $e(t) \in N(0, \lambda)$ . O processo w(t) é determinado uma realização de um processo estocástico, isto é, uma série de variáveis estocásticas com distribuição característica. O modelo acima descrito é denominado ARMA, e pode ser descrito como uma função racional H(q) tal que:

$$H(q) = \frac{C(q)}{D(q)}$$

Como o valor de e(t) não depende de t, assim também será para w(t). Logo, pode-se nomear w(t) como processo estocástico estacionário.

A expectativa matemática (ou esperança) do sinal w(t) é descrita como  $m_w = Ew(t)$ . Por sua vez, a covariância é determinada como  $R_w(t,s) = E(w(t) - m_w(t))(w(s) - m_w(s))$ . Já que w(t) é um processo estarionário, a covariância  $R_w(t,s)$  depende unicamente de  $\tau = t - s$ .

A decomposição de um sinal em uma soma de senoides de determinada frequência é essencial para a caracterização de um distúrbio. Essa decomposição pode ser encontrada pela transformada de Fourier ( $W_N(\omega)$ ), e o quadrado da magnitude das componentes de frequência presentes na decomposição do sinal é nomeada espectro ( $\Phi_w(\omega)$ ). A potência de um sinal é então determinada por:

$$\int_{\omega_1}^{\omega_2} \Phi_{w}(\omega) d\omega$$

para  $\omega_1 < \omega_2$ . Entretanto, esse conceito é modificado conforme os sinais possuem:

- Energia finita: o espectro é definido como  $\Phi_w(\omega) = |W_N(\omega)|^2$ ;
- Energia infinita: o espectro é calculado para um sinal  $w^{'}(t)$  referente ao truncamento do sinal original w(t), posteriormente normalizado e levado ao infinito, ou seja  $\Phi_{w}(\omega) = \lim_{N \to \infty} \frac{1}{N} |W_{N}^{'}(\omega)|^{2}$ ;
- ou são realizações de um processo estocástico: o espectro é definido por  $\Phi_{\scriptscriptstyle W}(\omega) = \lim_{N \to \infty} E\left[\frac{1}{N} \left|W_N^{'}(\omega)\right|^2\right]$  .

Por sua vez, a dependência de dois sinais u(t) e y(t) pode ser inferida pelo espectro cruzado, isto é,  $\Phi_{yu}(\omega)$ . Se  $\Phi_{yu}(\omega)=0$ , esses sinais são descorrelacionados. Para sinais y(t) e u(t) estocásticos,  $\Phi_{yu}(\omega)$  equivale à transformada de fourier da função de covariância  $R_{uv}(\tau)$ .

Considere três sinais y(t), u(t) e w(t) associados conforme a seguinte expressão:

$$y(t) = G(p)u(t) + w(t)$$

para p o operador diferencial, e u(t) e w(t) sinais independentes. Conforme a transformada contínua de Fourier, as componentes em frequência desse sinal são relacionadas por:

$$Y(\omega) = G(j\omega)U(\omega) + W(\omega)$$

Tomando o valor absoluto quadrado de cada termo a direita da igualdade e normalizando pelo intervalo de N amostras, tem-se, a partir do conceito de espectro anteriormente definido:

$$\Phi_{v}(\omega) = G(j\omega)^{2}\Phi_{u}(\omega) + \Phi_{w}(\omega)$$

uma vez que  $\Phi_{wu}(\omega)=0$ . Analogamente, para o tempo discreto, tem-se que  $Y(\omega)=G(e^{j\omega t})U(\omega)+W(\omega)$ .

## Referências bibliográficas

- [1] L. LJUNG. System Identification: Theory for the User. Pearson, 1998. 2nd edition, ISBN 9788131744956.
- [2] PSD Estimation Using the DFT. (Disponível em: http://www.ee.iitm.ac.in/~skrishna/ee471/dft\_lab2.pdf)