## Construção do Modelo Teórico de Poisson - Maria Inez Rodrigues Miguel

Os experimentos que foram realizados, conforme se pode constatar, referem-se ao estudo da radioatividade. A variável estudada foi o número de partículas emitidas por uma fonte radioativa durante um intervalo de tempo de duração t; seja  $W_t$  essa variável aleatória. Em cada experimento, foi determinada a distribuição de freqüências por tabela e gráfico e foram obtidas algumas medidas, como média e variância. Pretende-se construir um Modelo Teórico a fim de determinar as probabilidades da variável aleatória  $W_t$ , cujas freqüências correspondentes se aproximem dos valores experimentais encontrados.

Pode-se considerar que a variável aleatória W<sub>t</sub>: número de partículas emitidas por uma fonte radioativa em um intervalo de duração t assume os valores: 0, 1, 2, 3, ..., já que o Modelo Teórico deve possibilitar o estudo do número de partículas emitidas por qualquer fonte e qualquer duração para o intervalo de tempo. Considerando uma determinada fonte e um intervalo de duração t, seja a partição do tempo (Fig 1):



Figura 1. Partição do tempo

A distribuição de probabilidades da variável aleatória W<sub>t</sub> está representada na Tabela 1.

Tabela 1. Distribuição de probabilidades da variável aleatória W<sub>t</sub>

$$W_t$$
 0
 1
 2
 3
 ...

  $P(W_t)$ 
 $P(W_t = 0)$ 
 $P(W_t = 1)$ 
 $P(W_t = 2)$ 
 $P(W_t = 3)$ 
 ...

#### Cálculo de $P(W_t = 0)$

Considere as variáveis aleatórias,  $W_{\Delta\,t}$   $W_{t+\Delta\,t}$  definidas pelo número de partículas emitidas, por essa fonte radioativa, nos intervalos de duração  $\Delta\,t$  e  $t+\Delta\,t$ , respectivamente, como indicado na Figura 17.

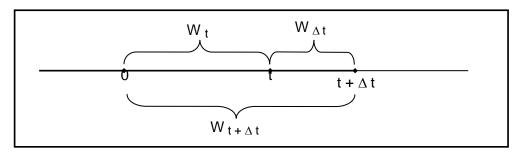


Figura 2. Número de partículas no intervalo  $[0, t+\Delta t]$ 

A fim de que o Modelo Teórico possa ser construído, algumas hipóteses devem ser admitidas, hipóteses essas sugeridas pela observação dos experimentos realizados.

Como a fonte é a mesma, é razoável admitir-se a hipótese ( $\mathbf{H}_1$ ) de que a distribuição do número de emissões é a mesma para todos os intervalos da partição. Dessa forma, observa-se que  $W_t$ ,  $W_{\Delta t}$  e  $W_{t+\Delta t}$  têm a mesma distribuição de probabilidades, cada uma em relação à duração do intervalo de tempo considerado. Portanto, tem-se que:

$$P(W_{t+\Lambda t} = 0) = P(W_t = 0 \cap W_{\Lambda t} = 0)$$
 (1)

Outra hipótese ( $H_2$ ) a ser admitida é que os números de ocorrências registrados nos intervalos de tempo da partição são independentes entre si; dessa forma, as variáveis aleatórias,  $W_t$  e  $W_{\Delta t}$ , são estatisticamente independentes, donde se pode escrever que:

$$P(W_{t+\Lambda t} = 0) = P(W_t = 0) . P(W_{\Lambda t} = 0)$$
 (2)

Como  $\,W_{\Delta t}\,$  tem a mesma distribuição de probabilidades de  $\,W_t\,$ , mudando apenas a duração do intervalo de tempo, tem-se:

Tabela 2. Distribuição de probabilidades da variável aleatória  $W_{\Delta t}$ 

Como P(
$$W_{\Delta t} = 0$$
) + P( $W_{\Delta t} = 1$ ) + P( $W_{\Delta t} = 2$ ) + P( $W_{\Delta t} = 3$ ) + ... = 1,

tem-se que: 
$$P(W_{\Delta t} = 0) = 1 - P(W_{\Delta t} = 1) - \sum_{k=2}^{\infty} P(W_{\Delta t} = k)$$
.

Substituindo o valor de  $P(W_{\Delta t} = 0)$  na equação (2), tem-se:

$$P(W_{t+\Delta t} = 0) = P(W_t = 0) \cdot \left[ 1 - P(W_{\Delta t} = 1) - \sum_{k=2}^{\infty} P(W_{\Delta t} = k) \right]$$

de onde se obtém,

$$P(W_{t+\Delta t} = 0) = P(W_t = 0) - P(W_t = 0) \cdot \left[ P(W_{\Delta t} = 1) + \sum_{k=2}^{\infty} P(W_{\Delta t} = k) \right]$$

ou ainda,

$$P(W_{t+\Delta t} = 0) - P(W_t = 0) = -P(W_t = 0) \cdot \left[ P(W_{\Delta t} = 1) + \sum_{k=2}^{\infty} P(W_{\Delta t} = k) \right]$$

Dividindo ambos os termos por  $\Delta t$ , tem-se:

$$\frac{P(W_{t+\Delta t}=0)-P(W_t=0)}{\Delta \; t} = \text{-}\; P(W_t=0) \; . \; \left\lceil \frac{P(W_{\Delta t}=1)}{\Delta \; t} + \sum_{k=2}^{\infty} \frac{P(W_{\Delta t}=k)}{\Delta \; t} \right\rceil$$

Passando ao limite quando  $\Delta t \rightarrow 0$  ( $\Delta t$  pequeno) tem-se:

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(W_{t+\Delta t} = 0) - P(W_{t} = 0)}{\Delta t} = -P(W_{t} = 0) \cdot \left[ \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(W_{\Delta t} = 1)}{\Delta t} + \sum_{k=2}^{\infty} \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(W_{\Delta t} = k)}{\Delta t} \right]$$
(3)

Levando-se em consideração os experimentos realizados, é razoável admitir-se a hipótese ( $H_3$ ) de que **em um intervalo de pequena duração a probabilidade de se obter uma emissão é diretamente proporcional ao comprimento do intervalo**, isto é, existe um  $\lambda$ , real positivo, tal que:

$$P(W_{\Lambda t}=1) = \lambda \Delta t$$
 (ver texto sobre material radioativo) (4)

Admite-se, ainda, a hipótese (H<sub>4</sub>) de que **em um intervalo de pequena duração a probabilidade de duas ou mais emissões é desprezível**, isto é,

$$P(W_{\Lambda t}=2) = P(W_{\Lambda t}=3) = ... = 0$$
, ou equivalentemente,  $P(W_{\Lambda t}=k) = 0$ ,  $\forall k \ge 2$  (5)

Substituindo (4) e (5) em (3), tem-se:

$$\lim_{\Delta t \to 0} \frac{\mathsf{P}(\mathsf{W}_{t+\Delta t} = 0) - \mathsf{P}(\mathsf{W}_t = 0)}{\Delta \, t} = -\, \mathsf{P}(\mathsf{W}_t = 0) \, . \, \left[ \lim_{\Delta t \to 0} \frac{\lambda \, . \, \Delta \, t}{\Delta \, t} + \sum_{k=2}^{\infty} \lim_{\Delta t \to 0} \frac{0}{\Delta \, t} \right]$$

De onde se tem:

$$P'(W_t = 0) = -P(W_t = 0).\lambda$$
 ou  $\frac{P'(W_t = 0)}{P(W_t = 0)} = -\lambda$ 

Integrando ambos os membros dessa última igualdade, vem:

$$\int \frac{P'\left(W_t=0\right)}{P(W_t=0)} dt = \int (-\lambda) \ dt \ , \ e, \ portanto, \qquad \int \frac{1}{P(W_t=0)} \ P'\left(W_t=0\right) dt = -\lambda \ t + c_1,$$

onde c<sub>1</sub> é real.

Assim, In  $|P(W_t = 0)| + c_2 = -\lambda t + c_1$ , onde  $c_1$  e  $c_2$  são reais.

 $\label{eq:como} \mbox{Como } P(W_t=0) \geq 0, \mbox{ tem-se: In } P(W_t=0) = -\,\lambda\,t + (c_1-c_2); \mbox{ considerando } c_3 = c_1 - c_2, \mbox{ vem que: In } P(W_t=0) = -\,\lambda\,t + c_3. \mbox{ e portanto, } e^{-\lambda\,t + c_3} = P(W_t=0) \mbox{ ,}$ 

ou ainda, 
$$P(W_t = 0) = e^{-\lambda t} \cdot e^{c_3}$$
, isto é,  $P(W_t = 0) = e^{-\lambda t} \cdot c_4$ . (6)

É necessário admitir a hipótese (H₅) de que a probabilidade de nenhuma ocorrência em um intervalo de tempo nulo é um, isto é, se não tem intervalo de tempo

para a observação, com certeza, nenhuma emissão poderá ser observada. Note que a hipótese  $H_5$  é imediata, mas é uma condição, para que se possa criar o Modelo Teórico.

Com essa hipótese, tem-se que  $P(W_0=0)=1$ ; substituindo esse resultado em (6), tem-se que:  $1=e^{-\lambda.0}$ .  $c_4\Rightarrow c_4=1$ .

Dessa forma, chega-se a:  $P(W_t = 0) = e^{-\lambda t}$ , que é a probabilidade procurada.

## Cálculo de P(W<sub>t</sub> = 1)

Há dois casos exclusivos representados na Figura 18.

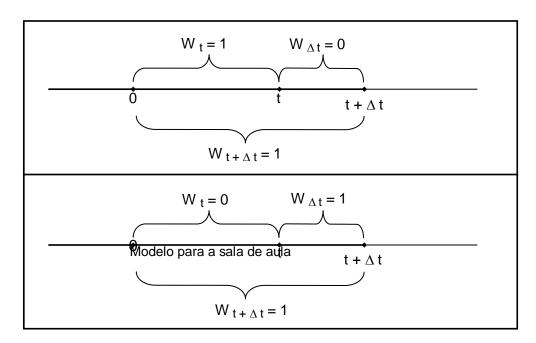


Figura 3. Emissão de uma partícula no intervalo [0, t+∆t]

$$\begin{split} P(W_{t+\Delta t} = 1) &= P\big[(W_t = 1 \ \cap \ W_{\Delta t} = 0) \ \cup \ (W_t = 0 \ \cap \ W_{\Delta t} = 1)\big] = \\ &= P(W_t = 1 \ \cap \ W_{\Delta t} = 0) + P(W_t = 0 \ \cap \ W_{\Delta t} = 1) = \\ &= P(W_t = 1) \ . \ P(W_{\Delta t} = 0) + P(W_t = 0) \ . \ P(W_{\Delta t} = 1) \end{split}$$

Substituindo os valores obtidos anteriormente, tem-se:

$$P(W_{t+\Delta t} = 1) = P(W_t = 1) . \left[ 1 - P(W_{\Delta t} = 1) - \sum_{k=2}^{\infty} P(W_{\Delta t} = k) \right] + e^{-\lambda t} . \ P(W_{\Delta t} = 1)$$

$$P(W_{t+\Delta t} = 1) - P(W_t = 1) = -P(W_t = 1). \left[ P(W_{\Delta t} = 1) + \sum_{k=2}^{\infty} P(W_{\Delta t} = k) \right] + e^{-\lambda t}. P(W_{\Delta t} = 1)$$

Dividindo por  $\Delta t$  ambos os membros da igualdade acima e levando ao limite quando  $\Delta t \rightarrow 0$  chega-se a:

$$P'(W_t = 1) = -P(W_t = 1).[\lambda + 0] + e^{-\lambda t}.\lambda$$
 ou  $P'(W_t = 1) = -P(W_t = 1).\lambda + e^{-\lambda t}.\lambda$  (7)

A solução dessa última equação pode ser obtida, partindo-se da solução de:

 $P'(W_t=1)= -P(W_t=1).\lambda, \text{ que \'e o mesmo tipo de equação obtido anteriormente, cuja solução \'e: } P(W_t=1)=e^{-\lambda\,t}.c_4.\text{ A determinação do valor de } c_4 \'e \text{ um pouco diferente; note que esta deve ser a solução da equação: } P'(W_t=1)=-P(W_t=1).\lambda+e^{-\lambda\,t}.\lambda \text{ e para tal, } c_4 \text{ deve ser função de t. Admitindo, portanto, que } c_4=c(t), \text{ tem-se: } P(W_t=1)=e^{-\lambda\,t}.c(t) \text{ e conseqüentemente, } P'(W_t=1)=-\lambda.e^{-\lambda\,t}.c(t)+e^{-\lambda\,t}.c'(t). \text{ Substituindo esses dois resultados na equação } (7), \text{ pode-se encontrar o valor de } c(t).$ 

De fato,  $-\lambda . e^{-\lambda t} . c(t) + e^{-\lambda t} . c'(t) = -\lambda . e^{-\lambda t} . c(t) + e^{-\lambda t} . \lambda$ , de onde se tem:  $c'(t) = \lambda$  e por integração segue que  $c(t) = \lambda . t + k$ . Dessa forma,  $P(W_t = 1) = e^{-\lambda t} . c_4 = e^{-\lambda t} . c(t)$   $\Rightarrow P(W_t = 1) = e^{-\lambda t} . \lambda . t + k$ , onde k é um número real. Como  $P(W_0 = 1) = 0$ , pois, sem intervalo de tempo é impossível obter-se uma emissão, tem-se que:  $0 = e^{-\lambda 0} . \lambda . 0 + k \Rightarrow k = 0$ . Assim, a probabilidade procurada é:  $P(W_t = 1) = e^{-\lambda t} . \lambda . t$ 

#### Cálculo de $P(W_t = 2)$

Existem três casos exclusivos a serem considerados: 2 e 0, 1 e 1, 0 e 2 representados na Figura 19.

$$\begin{split} P(W_{t+\Delta t} = 2) = & P\big[ (W_t = 2 \ \cap \ W_{\Delta t} = 0) \ \cup \ (W_t = 1 \ \cap \ W_{\Delta t} = 1) \ \cup \ (W_t = 0 \ \cap \ W_{\Delta t} = 2) \big] = \\ = & P(W_t = 2 \ \cap \ W_{\Delta t} = 0) + P(W_t = 1 \ \cap \ W_{\Delta t} = 1) + P(W_t = 0 \ \cap \ W_{\Delta t} = 2) = \\ = & P(W_t = 2) \ . \ P(W_{\Delta t} = 0) + P(W_t = 1) \ . \ P(W_{\Delta t} = 1) + P(W_t = 0) \ . \ P(W_{\Delta t} = 2) \end{split}$$
 Substituindo-se os valores obtidos anteriormente vem:

$$P(W_{t+\Delta t} = 2) = P(W_t = 2) \cdot P(W_{\Delta t} = 0) + e^{-\lambda t} \cdot \lambda t \cdot P(W_{\Delta t} = 1) + e^{-\lambda t} \cdot P(W_{\Delta t} = 2) = P(W_{\Delta t} = 2) \cdot P(W_{\Delta t} = 1) + e^{-\lambda t} \cdot P(W_{\Delta t} = 1) + e^{-\lambda t} \cdot P(W_{\Delta t} = 1) = P(W_{\Delta t} = 1) \cdot P(W_{\Delta t} = 1) + e^{-\lambda t} \cdot P(W_{\Delta t} = 1) + e^{-\lambda t} \cdot P(W_{\Delta t} = 1) = P(W_{\Delta t} = 1) \cdot P(W_{\Delta t} = 1) + e^{-\lambda t} \cdot P(W_{\Delta t} = 1) + e^{-\lambda t} \cdot P(W_{\Delta t} = 1) = P(W_{\Delta t} = 1) \cdot P(W_{\Delta t} = 1) + e^{-\lambda t} \cdot P(W_{\Delta t} = 1) + e^{-\lambda t} \cdot P(W_{\Delta t} = 1) = P(W_{\Delta t} = 1) \cdot P(W_{\Delta t} = 1) + e^{-\lambda t} \cdot P(W_{\Delta t} = 1) +$$

onde se obtém:  $P(W_{t+\Lambda t} = 2) - P(W_t = 2) =$ 

$$= - P(W_t = 2). \left[ P(W_{\Delta t} = 1) + \sum_{k=2}^{\infty} P(W_{\Delta t} = k) \right] + e^{-\lambda t}.\lambda \ t. \ P(W_{\Delta t} = 1) + e^{-\lambda t}. \ P(W_{\Delta t} = 2) \ (Fig \ 4)$$

Dividindo por  $\Delta t$  ambos os membros da igualdade acima e levando ao limite quando  $\Delta t \rightarrow 0$ , chega-se a:

$$P'(W_t = 2) = -P(W_t = 2).[\lambda + 0] + e^{-\lambda t}.\lambda t . \lambda + e^{-\lambda t}.0$$
 ou 
$$P'(W_t = 2) = -P(W_t = 2).\lambda + e^{-\lambda t}.\lambda^2 t$$

A solução desta última equação pode ser obtida, partindo-se de P'( $W_t=2$ )= -P( $W_t=2$ ).  $\lambda$ , que é o mesmo tipo de equação obtido anteriormente, cuja solução é:  $P(W_t=2)=e^{-\lambda\,t}\,.\,c_5\,.$ 

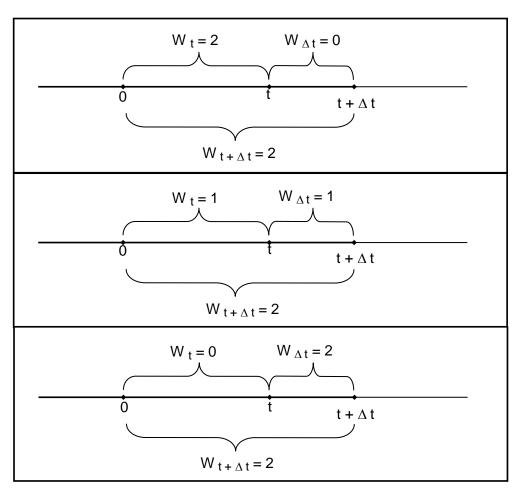


Figura 4. Emissão de duas partículas no intervalo [0, t+∆t]

A determinação do valor de  $c_5$  é feita de modo análogo ao que foi feito para  $c_4$ . Note que  $P(W_t=2)=e^{-\lambda\,t}$ .  $c_5$ , deve ser a solução da equação:

$$P'(W_t = 2) = -P(W_t = 2) \cdot \lambda + e^{-\lambda t} \cdot \lambda^2 t$$
 (8)

e para tal,  $c_5$  deve ser função de t. Admitindo  $c_5 = c(t)$ , tem-se:

$$P\big(W_t=2\big)=e^{-\lambda\,t}\,.\,c(t)\;e\;consequentemente,\;P'\left(W_t=2\right)=-\lambda.e^{-\lambda\,t}.c(t)+e^{-\lambda\,t}.c'\left(t\right).$$

Substituindo-se esses dois resultados na equação (8), pode-se encontrar o valor de c(t). De fato,  $-\lambda . e^{-\lambda \, t} . c(t) + e^{-\lambda \, t} . c(t) = -\lambda . e^{-\lambda \, t} . c(t) + e^{-\lambda \, t} . c(t)$ 

De onde se tem: c' (t) =  $\lambda^2$ t . Integrando, tem-se que c (t) =  $\frac{\lambda^2 t^2}{2}$  + k. Dessa forma,

$$P\big(W_t=2\big)=e^{-\lambda\,t}\,.\,c_5\,=\,e^{-\lambda\,t}\,.c(t)\,\Rightarrow\,P\big(W_t=2\big)=\,e^{-\lambda\,t}\,.\Bigg(\frac{\lambda^2t^2}{2}+k\Bigg),\,\text{onde k\'e uma constante}$$

Como P(W<sub>0</sub> = 2) = 0, isto é, se não há intervalo de tempo é impossível observar duas emissões, tem-se que:  $0 = e^{-\lambda\,0} \cdot \left(\frac{\lambda^2 0^2}{2} + k\right) \Rightarrow k = 0.$ 

Assim, a probabilidade procurada é:  $P(W_t = 2) = e^{-\lambda t} \cdot \frac{\lambda^2 t^2}{2} = e^{-\lambda t} \cdot \frac{(\lambda t)^2}{2}$ .

# Cálculo de P(W<sub>t</sub> = 3)

Existem quatro casos exclusivos a serem considerados.

$$\begin{split} &P(W_{t+\Delta t}=3) = \\ &= P\big[(W_t=3 \cap W_{\Delta t}=0) \cup (W_t=2 \cap W_{\Delta t}=1) \cup (W_t=1 \cap W_{\Delta t}=2) \cup (W_t=0 \cap W_{\Delta t}=3)\big] = \\ &= P(W_t=3 \cap W_{\Delta t}=0) + P(W_t=2 \cap W_{\Delta t}=1) + P(W_t=1 \cap W_{\Delta t}=2) + \\ &+ P(W_t=0 \cap W_{\Delta t}=3) = \\ &= P(W_t=3) \cdot P(W_{\Delta t}=0) + P(W_t=2) \cdot P(W_{\Delta t}=1) + P(W_t=1) \cdot P(W_{\Delta t}=2) + \\ &+ P(W_t=0) \cdot P(W_{\Delta t}=3) \end{split}$$

Substituindo-se os valores obtidos anteriormente, obtém-se:

$$\begin{split} &P(W_{t+\Delta t}=3) = \\ &= P(W_t=3) \cdot P(W_{\Delta t}=0) + e^{-\lambda \, t} \cdot \frac{\lambda^2 \, t^2}{2} \cdot P(W_{\Delta t}=1) + e^{-\lambda \, t} \cdot \lambda \, t \cdot P(W_{\Delta t}=2) + e^{-\lambda \, t} \cdot P(W_{\Delta t}=3) = \\ &= P(W_t=3) \cdot \left[ 1 - P(W_{\Delta t}=1) - \sum_{k=2}^{\infty} P(W_{\Delta t}=k) \right] + e^{-\lambda \, t} \cdot \frac{\lambda^2 \, t^2}{2} \cdot P(W_{\Delta t}=1) + e^{-\lambda \, t} \cdot \lambda \, t \cdot P(W_{\Delta t}=2) + e^{-\lambda \, t} \cdot P(W_{\Delta t}=3) \end{split}$$

Pode-se escrever, portanto, que:

$$\begin{split} &P(W_{t+\Delta t}=3) - P\big(W_t=3\big) = \\ &= - P(W_t=3). \Bigg[ P\big(W_{\Delta t}=1\big) + \sum_{k=2}^{\infty} P\big(W_{\Delta t}=k\big) \Bigg] + e^{-\lambda \, t} \cdot \frac{\lambda^2 \, t^2}{2} \cdot P(W_{\Delta t}=1) + e^{-\lambda \, t} \cdot \lambda \, t \cdot P(W_{\Delta t}=2) + \\ &+ e^{-\lambda \, t} \, P(W_{\Delta t}=3) \end{split}$$

Dividindo por  $\Delta t$  ambos os membros da igualdade acima e levando ao limite quando  $\Delta t \rightarrow 0$ , chega-se a:

$$\begin{split} P'\left(W_{t}=3\right) &= \text{-P}(W_{t}=3).[\lambda + 0] + e^{-\lambda \, t}.\frac{\lambda^{2} \, t^{2}}{2}.\,\lambda + \, e^{-\lambda \, t}.\lambda \, t \, .\, 0 + e^{-\lambda \, t}.0 \\ \\ \text{ou, } P'\left(W_{t}=3\right) &= \text{-P}(W_{t}=3).\,\lambda + \, e^{-\lambda \, t}.\frac{\lambda^{3} t^{2}}{2}. \end{split}$$

A solução desta última equação pode ser obtida, partindo-se da solução de  $P'(W_t=3)=\ -P(W_t=3).\lambda,\ \text{que \'e o mesmo tipo de equação obtido antes; assim,}$   $P(W_t=3)=e^{-\lambda\,t}\,.\,c_6\,.$ 

A determinação do valor de  $c_6$  é feita de modo análogo ao que foi feito para  $c_4$ . Note que  $P(W_t=3)=e^{-\lambda\,t}$ .  $c_6$ , deve ser a solução da equação:

$$P'(W_t = 3) = -P(W_t = 3) \cdot \lambda + e^{-\lambda t} \cdot \frac{\lambda^3 t^2}{2}$$
 (9)

e para tal,  $c_6$  deve ser função de t. Admitindo  $c_6 = c(t)$ , tem-se:

$$P(W_t = 3) = e^{-\lambda t} \cdot c(t)$$
 e consequentemente,  $P'(W_t = 3) = -\lambda \cdot e^{-\lambda t} \cdot c(t) + e^{-\lambda t} \cdot c'(t)$ 

Substituindo os dois resultados na equação (9), pode-se encontrar o valor de c(t).

De fato, 
$$-\lambda . e^{-\lambda \, t} . c(t) + e^{-\lambda \, t} . c'(t) = -\lambda . e^{-\lambda \, t} . c(t) + e^{-\lambda \, t} . \frac{\lambda^3 t^2}{2}$$
, de onde se tem:

c' (t) = 
$$\frac{\lambda^3 t^2}{2}$$
, que integrando, chega-se a: c (t) =  $\frac{\lambda^3 t^3}{2.3}$  + k.

$$\text{Dessa forma, } P\big(W_t=3\big)=e^{-\lambda\,t}\,.\,c_6\,=\,e^{-\lambda\,t}\,.c(t)\, \Rightarrow\, P\big(W_t=3\big)=\,e^{-\lambda\,t}\,.\left(\frac{\lambda^3t^3}{3.2}+k\right),\,k\,\,\acute{\text{e}}\,\,cte.$$

Como P(W<sub>0</sub> = 3) = 0, tem-se que: 
$$0 = e^{-\lambda 0} \cdot \left(\frac{\lambda^3 0^3}{3.2} + k\right) \implies k = 0.$$

Assim, a probabilidade procurada é: 
$$P(W_t = 3) = e^{-\lambda t} \cdot \frac{(\lambda t)^3}{3!}$$
.

Apoiado nos resultados anteriores, pode-se fazer a conjectura de que a distribuição de probabilidades da variável aleatória W<sub>t</sub>: número de partículas emitidas em um intervalo de duração t é dada pela fórmula:

$$P(W_t = k) = e^{-\lambda t} \cdot \frac{(\lambda t)^k}{k!}$$
 para  $k = 0, 1, 2, 3, 4,...$ 

A fórmula é a representação algébrica dos valores da Tabela 3.

Tabela 3. Distribuição de probabilidades da variável aleatória W<sub>t</sub>

A fim de constatar que a conjectura feita define uma distribuição de probabilidades, é necessário verificar se a soma das probabilidades é igual a um. De fato:  $P(W_t = 0) + P(W_t = 1) + P(W_t = 2) + P(W_t = 3) + P(W_t = 4) + \dots =$ 

$$= e^{-\lambda t} \cdot \frac{(\lambda t)^{0}}{0!} + e^{-\lambda t} \cdot \frac{(\lambda t)^{1}}{1!} + e^{-\lambda t} \cdot \frac{(\lambda t)^{2}}{2!} + e^{-\lambda t} \cdot \frac{(\lambda t)^{3}}{3!} + e^{-\lambda t} \cdot \frac{(\lambda t)^{4}}{4!} + \dots =$$

(colocando-se  $e^{-\lambda t}$  em evidência e usando-se o resultado do desenvolvimento em série de Mac Laurin da função  $e^{\lambda t}$ , tem-se o resultado a seguir)

$$= \, e^{-\lambda \,\,t} \quad \left\lceil \frac{(\lambda \,t)^0}{0\,!} + \frac{(\lambda \,t)^1}{1!} + \frac{(\lambda \,t)^2}{2\,!} + \frac{(\lambda \,t)^3}{3\,!} + \frac{(\lambda \,t)^4}{4\,!} + \ldots \right\rceil = \, e^{-\lambda \,t} \,. \, e^{\lambda \,t} = e^0 = 1 \,.$$

A variável aleatória discreta W<sub>t</sub> definida por: número de partículas emitidas em um intervalo de duração t tem distribuição de probabilidades dada pela fórmula:

$$P(W_t = k) = e^{-\lambda t} \cdot \frac{(\lambda t)^k}{k!}$$
 para  $k = 0, 1, 2, 3, 4,...$ 

e é definida como sendo uma variável aleatória discreta com distribuição de Poisson e parâmetro  $\lambda t$ , cuja representação é:  $W_t \sim P(\lambda t)$ .

## As Hipóteses de Poisson

As cinco hipóteses que foram necessárias, a fim de se construir o Modelo de Poisson são conhecidas com o nome de Hipóteses de Poisson ou Postulados de Poisson:

H<sub>1</sub>. A distribuição do número de emissões é a mesma para todos os intervalos da partição. As variáveis aleatórias associadas ao número de emissões em intervalos de tempo não sobrepostos são independentes.

H<sub>2</sub>. Os números de ocorrências registrados nos intervalos de tempo da partição são independentes entre si. O nº de partículas emitidas tem a mesma distribuição, em qualquer intervalo; ele depende apenas do comprimento do intervalo e não dos extremos.

H<sub>3</sub>. Em um intervalo de pequena duração, a probabilidade de se obter uma emissão é diretamente proporcional ao comprimento do intervalo. Em um intervalo suficientemente pequeno, a probabilidade de haver só uma emissão é diretamente proporcional ao comprimento do intervalo:  $P(W_{\Delta t}=1)=\lambda.\Delta t$ .

 $H_4$ . Em um intervalo de pequena duração a probabilidade de duas ou mais emissões é desprezível. Em um intervalo suficientemente pequeno, a probabilidade de haver duas ou mais emissões é desprezível, isto é,  $P(W_{\Lambda t}=k)\cong 0$ , para todo  $k\geq 2$ .

 $H_5$ . A probabilidade de nenhuma ocorrência em um intervalo de tempo nulo é um. Chamada condição inicial do modelo, se t=0, (comprimento do intervalo de tempo é zero) com certeza não teremos emissões, isto é,  $P(W_0=0)=1$ . Como conseqüência,  $P(W_0=k)=0$ , para todo  $k\geq 1$ .