Muestrador de Gibbs

Diego Uriarte 24/9/2018

¿Qué es el muestrador de Gibbs?

- Permite muestrar de una distribución sin tener que calcular la densidad.
- Queremos muestrar de f(x)

$$f(x) = \int \cdots \int f(x,y_1,\cdots,y_p) dy_1 \cdots dy_p$$

- · ¿Qué podemos hacer?
- · Resolver analítica o numéricamente, pero ¿si no se puede?

¿Cómo funciona el muestrador de Gibbs?

- · Ilustraremos con un ejemplo bivariado. Queremos muestras de f(x) (distribuida de manera conjunta con y). Conocemos las condicionales f(x|y) y f(y|x).
- Se especifica un valor inicial para $Y_0'=y_0'$.
- · Se obtiene apartir de las condicionales una sucesión de muestras para x e y:

$$X_j' \sim f(x|Y_j'=y_j')$$

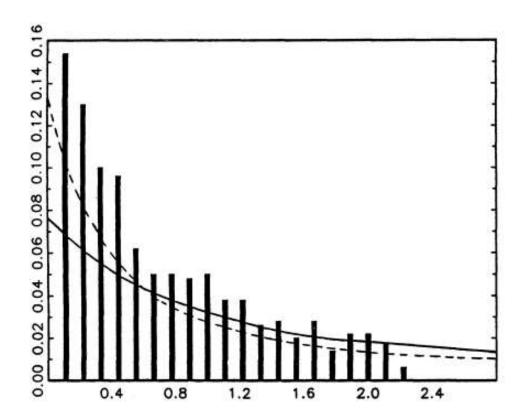
$$Y'_{j+1} \sim f(y|X'_j=x'_j)$$

- · Obtenemos así una secuencia: $Y_0', X_0', Y_1', X_1', \cdots Y_k', X_k'$
- · Resulta que bajo algunas condiciones generales, cuando $k \to \infty$, X_k' es efectivamente una muestra de f(x)

Aplicación

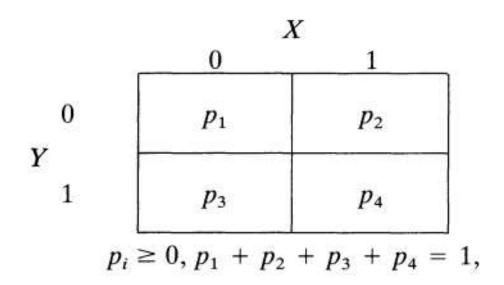
Condicionales exponenciales truncas

$$f(x|y) = rac{ye^{-yx}}{1-e^{-By}}, 0 < x < B < \infty$$
 $f(y|x) = rac{xe^{-xy}}{1-e^{-By}}, 0 < y < B < \infty$



Prueba simple de la convergencia del muestrador de Gibbs - Caso Discreto

Mostraremos como converge el muestreo tomando como ejemplo una distribución bivariada, donde X e Y se distribuyen Bernoulli de manera conjunta.



La distribución conjunta de X, Y está dada por:

$$egin{bmatrix} f_{x,y}(0,0) & f_{x,y}(1,0) \ f_{x,y}(0,1) & f_{x,y}(1,1) \end{bmatrix} = egin{bmatrix} p_1 & p_2 \ p_3 & p_4 \end{bmatrix}$$

La marginal de X es:

$$f_x = \left[egin{array}{ccc} p_1 + p_3 & p_2 + p_4 \end{array}
ight]$$

Determinamos las probabilidades condicionales X|Y=y e Y|X=x, formulando las siguientes matrices:

$$A_{y|x} = egin{bmatrix} Prob(Y=0|X=0) & Prob(Y=1|X=0) \ Prob(Y=0|X=1) & Prob(Y=1|X=1) \end{bmatrix} = egin{bmatrix} rac{p_1}{p_1+p_3} & rac{p_3}{p_1+p_3} \ rac{p_2}{p_2+p_4} & rac{p_4}{p_2+p_4} \end{bmatrix}$$

$$A_{x|y} = egin{bmatrix} Prob(X=0|Y=0) & Prob(X=1|Y=0) \ Prob(X=0|Y=1) & Prob(X=1|Y=1) \end{bmatrix} = egin{bmatrix} rac{p_1}{p_1+p_2} & rac{p_2}{p_1+p_2} \ rac{p_3}{p_3+p_4} & rac{p_4}{p_3+p_4} \end{bmatrix}$$

- · Queremos muestrar de la marginal de X $(X_0', X_1', X_2', \cdots)$.
- · Para ir de $X_0' o X_1'$ debemos muestrar Y_1' , es decir, $X_0' o Y_1' o X_1'$.

$$P(X_1'=x_1|X_0'=x_0)=\sum_y P(X_1'=x_1|Y_1'=y) imes P(Y_1'=y|X_0'=x_0)$$

Para este caso en particular, se tiene que la matrices de transición para x está dada por:

$$A_{x|x} = A_{y|x} A_{x|y}$$

Ahora, es directo calcular la distribución marginal de realización k, X_k' :

$$f_k = f_0 A_{x|x}^k = (f_0 A_{x|x}^{k-1}) A_{x|x} = f_{k-1} A_{x|x}$$

Bajo ciertas condiciones, se tiene un punto fijo tal que:

$$f = fA_{x|x}$$

En nuestro caso simple:

$$egin{aligned} f_x A_{x|x} &= f_x A_{y|x} A_{x|y} \ &= \left[\, p_1 + p_3 \, & p_2 + p_4 \,
ight] \left[egin{aligned} rac{p_1}{p_1 + p_3} & rac{p_3}{p_1 + p_3} \ rac{p_2}{p_2 + p_4} & rac{p_4}{p_2 + p_4} \,
ight] \left[egin{aligned} rac{p_1}{p_1 + p_2} & rac{p_2}{p_3 + p_4} \ rac{p_3}{p_3 + p_4} & rac{p_4}{p_3 + p_4} \,
ight] \ &= \left[\, p_1 + p_2 \, & p_3 + p_4 \,
ight] \left[egin{aligned} rac{p_1}{p_1 + p_2} & rac{p_2}{p_1 + p_2} \ rac{p_3}{p_3 + p_4} & rac{p_4}{p_3 + p_4} \,
ight] \ &= \left[\, p_1 + p_3 \, & p_2 + p_4 \,
ight] \ &= f_x \end{aligned}$$

Ejemplo numérico

Tomemos $p_1=0.1, p_2=0.4, p_3=0.15$ y $p_4=0.35$. Por tanto:

$$f_x = [p_1 + p_3 \quad p_2 + p_4] = [0.25 \quad 0.75]$$

Ahora, partamos de $f_0 = \begin{bmatrix} 0.99 & 0.01 \end{bmatrix}$, es decir, alejados del valor de la marginal de x. Se tiene:

$$egin{aligned} f_1 &= f_0 imes A_{xx} = [0.99 \quad 0.01] imes egin{bmatrix} 0.26 & 0.74 \ 0.24667 & 0.7533 \end{bmatrix} \ f_1 &= [0.2598667 \quad 0.7498684] \ f_2 &= [0.2501316 \quad 0.7499982] \ f_3 &= [0.2500018 \quad 0.7499982] \ f_4 &= [0.25 \quad 0.75] \end{aligned}$$

Intuición para el caso bivariado continuo

¿Cómo es que podemos llegar a partir de las condicionales a la marginal?

· Conocemos $f_{X|Y}(x|y)$ y $f_{Y|X}(y|x)$. Si queremos la marginal, por definición:

$$f_X(x) = \int f_{xy}(x,y) dy$$

• Por Bayes sabemos que: $f_{xy}(x,y) = f_{X|Y}(x|y)f_Y(y)$, por tanto:

$$f_X(x) = \int f_{X|Y}(x|y) f_Y(y) dy$$

De manera similar, tenemos $f_{xy}(x,y) = f_{Y|X}(y|x)f_X(y)$ con:

$$f_Y(y) = \int f_{Y|X}(y|x) f_X(x) dx$$

Reemplazando:

$$egin{align} f_X(x) &= \int f_{X|Y}(x|y) \int f_{Y|X}(y|t) f_X(t) dt dy \ &= \int \left[\int f_{X|Y}(x|y) f_{Y|X}(y|t) dy
ight] f_X(t) dt \ &= \int h(x,t) f_X(t) dt \ \end{aligned}$$

con $h(x,t) = \left[\int f_{X|Y}(x|y) f_{Y|X}(y|t) dy\right]$.

- · Llegamos a lo que se conoce como una ecuación de punto fijo integral.
- · La secuencia de Gibbs es una manera de converger a la solución de la ecuación.

¿Gibbs siempre converge a la solución?

Veamos el primer ejemplo, pero sin acotar las distribuciones condicionales.

$$egin{align} f(x|y) &= ye^{-yx}, 0 < x < \infty \ f(y|x) &= xe^{-xy}, 0 < y < \infty \ f_X(x) &= \int_0^\infty \left[\int_0^\infty ye^{-yx}te^{-ty}dy
ight] f_X(t)dt \ &= \int_0^\infty \left[rac{t}{(x+t)^2}
ight] f_X(t)dt \ \end{aligned}$$

Y notamos que $f_X(t) = 1/t$ es solución puesto que:

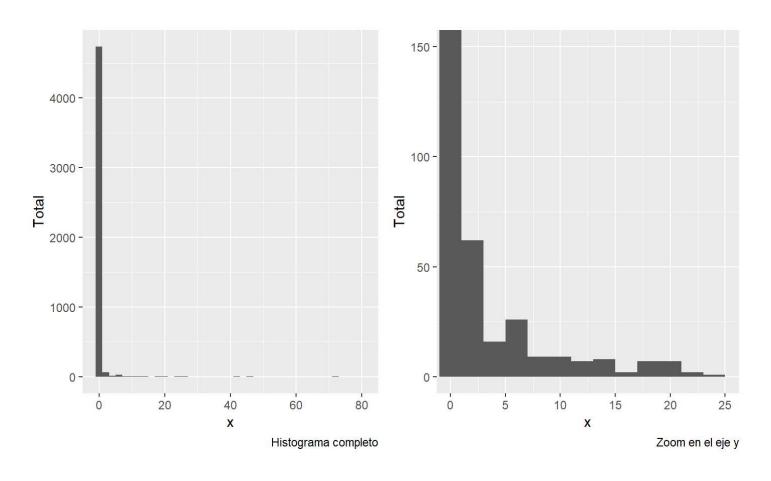
$$\frac{1}{x} = \int_0^\infty \left[\frac{t}{(x+t)^2} \right] \frac{1}{t} dt$$

$$= \int_0^\infty \left[\frac{1}{(x+t)^2} \right] dt$$

$$= \left[\frac{-1}{(x+t)} \right]_{t=0}^{t=\infty}$$

$$= 0 - \frac{-1}{x} = \frac{1}{x}$$

Pero cuando intentamos aplicar el muestrador de Gibbs a estas condicionales, no obtenemos convergencia:



- · Ahora el procedimiento de Gibbs no converge (no obtenemos una aproximación de 1/x).
- Podemos evitar esto si truncamos las distribuciones condicionales de manera que se cumpla:

$$\int_0^B f_X(x) dx < \infty$$

· La marginal ya no integra a un número finito:

$$\int_0^\infty \frac{1}{x} dx \to \infty$$

Conclusión

Una condición para que algoritmo converga es que la marginal sea una función de densidad $\int f_X(x)dx < \infty$. Una manera de segurar esto es acotando las condicionales.

Muchas Gracias!