# **CONOCIENDO A BAYES**

Santiago Alonso-Díaz, PhD

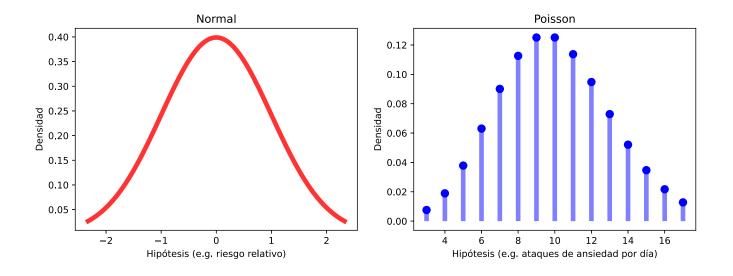
Universidad Javeriana



El teorema:

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{p(y)}$$

De ahora en adelante, piensen a p como una distribución (continua o discreta; hay muchas no solo normales):



 $\theta$ : hipótesis; y: datos

El teorema:

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{p(y)}$$

Expandamos el denominador, que es la probabilidad de los datos bajo TODAS las hipótesis:

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{\int p(y|\theta)p(\theta)d\theta}$$

Al denominador se le llama marginal

El marginal es una constante que nos asegura que el posterior esté entre 0 y 1. Usualmente es difícil de calcular y se usa la versión proporcional del teorema:

$$p(\theta|y) \propto p(y|\theta)p(\theta)$$

## ¿Qué es probabilidad? Definición formal

- Medida positiva (+) de eventos (E) en un espacio (H)
- La probabilidad de todo el espacio (H) es 1
- La probabilidad de eventos mutuamente excluyentes se puede sumar

¿Qué es probabilidad? Interpretaciones

Frecuentista vs. Creencias

¿Cuál es la probabilidad de que caiga cara?



¿Cuál es la probabilidad de que caiga cara? Lanzamos la moneda 7 veces



¿Cuál es la probabilidad de ganarse un premio Nobel?



¿Cuál es la probabilidad de ganarse un premio Nobel? ¿Podemos usar frecuencias? Población mundial aprox. 7800 millones.

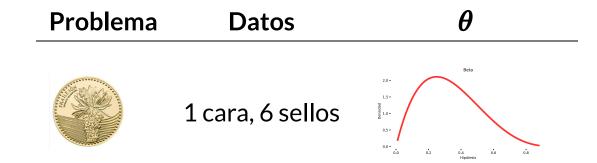
Nobel	Ganadores
Física	213
Química	184
Medicina	219
Literatura	116
Paz	134
Economía	84
Total	950

Fuente: nobelprize.org (2020)

Probabilidad frecuentista: frecuencia de eventos; hay un estimativo puntual

Problema	Datos	$\boldsymbol{\theta}$
	1 cara, 6 sellos	<u>1</u> 7

Probabilidad bayesiana: creencias; hay una distribución sobre el estimativo



### El poder de Bayes:

Nos dice cómo creencias a priori sobre una hipótesis  $(p(\theta))$  se actualizan con datos para obtener una nueva creencia a posteriori ( $p(\theta|data)$ ).

$$p(\theta|data) = \frac{p(data|\theta)p(\theta)}{p(data)}$$

El prior del futuro es el posterior de hoy.

Prior: cae cara 50% de las veces.

Posterior: una vez cara de diez, la probabilidad debe ser menor.

Prior: 30% en Colombia tiene COVID-19.

Posterior: test positivo, 70% sí tiene el virus (hay falsos positivos)

Prior: el código es enorme, 80% debe haber un bug.

Posterior: una semana sin errores, 33.781% hay un bug

Prior: todo número par es la suma de dos primos (conjetura de Goldbach)

Posterior: no se ha encontrado contraejemplo, puede ser cierto (pero no 100% seguro).

Visualicemos el ejemplo de una moneda. Objetivo: inferir la probabilidad de que caiga cara dado unos datos

```
In [2]: # Plot interactivo. Actualización de creencias con datos (ejemplo moneda)
        # Ver plot interactivo en el notebook
        theta real = 0.375 #probabilidad de cara (la que gueremos inferir)
        def posterior beta(lanzamientos, a, b):
            #Likelihood: caras se distribuye Bernoulli
            #Prior: Beta con parametros a, b
            #NOTA: más adelante en el curso derivaremos el posterior
            #para saber de donde viene, y por qué termina siendo beta,
            #como el prior (no siempre es el caso que el posterior sea
            #de la familia del prior)
            #Experimento (data)
            np.random.seed(seed=1144)
            caras = st.bernoulli.rvs(theta real, size=lanzamientos).sum()
            #Prior (creencia)
            prior par = np.array([a,b])
            #Posterior (creencia actualizada)
            nsims = 10000
            a = caras + prior par[0]
            b = lanzamientos - caras + prior par[1]
            posterior samples = np.sort(st.beta.rvs(a = a, b = b, size = nsims))
            posterior pdf = st.beta.pdf(x = posterior samples, a = a, b = b)
            #Gráfica
            fig, ax = plt.subplots(1,1, figsize=(5,5))
            idx1 = np.where(posterior samples>=np.percentile(posterior samples,q=2.5))[0][
        0]
            idx2 = np.where(posterior samples>=np.percentile(posterior samples,q=97.5))[0]
        [0]
            text = "[" + str(np.round(posterior samples[idx1],3)) +\
            "," + str(np.round(a/(a+b),3)) +
            "," + str(np.round(posterior samples[idx2],3)) + "]"
            ax.plot(posterior samples, posterior pdf, 'r-', lw=5, alpha=0.8,
```

```
label = '[2.5%, mean, 97.5%] = ' + text)
ax.set_title('Posterior (creencia de cara) \n Prob. real: ' + str(theta_real))
ax.set_xlabel('Probabilidad cara')
ax.set_ylabel('Densidad')
ax.set_xlim([0,1])
ax.set_ylim([0,1.2*np.max(posterior_pdf)])
ax.legend(loc = 'upper right')
```

Otro ejemplo basado en Kahneman, 2011, Thinking, Fast, and Slow.

Objetivo: adivinar la profesión.

Carlos es tímido, amable, pero con poco interés por socializar. Le gusta el orden y es preciso en su trabajo.

¿Ingeniero electrónico o administrador de empresas?

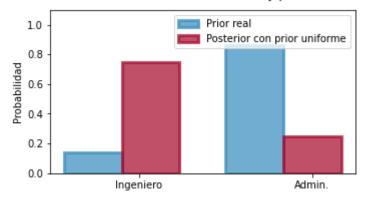
La mayoría dice ingeniero electrónico. ¿Por qué? ¿Reporte del likelihood? ¿Obviar el prior?

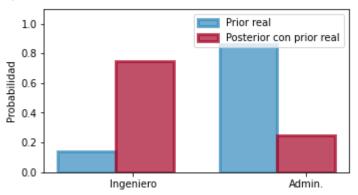
```
In [9]: #Otro ejemplo: Ingeniero electrónico o administrador.
        #Basado en: Davidson-Pilon (2015).
        def posterior beta carlos(a prior, b prior, data experimento):
            #Bayes
            prior par = np.array([a prior,b prior])
            prior mean = [a prior/(a prior+b prior), 1 - a prior/(a prior+b prior)]
            nsims = 10000
            juicio ing = data experimento[0]
            juicio todos = data experimento.sum()
            a = juicio ing + prior par[0]
            b = juicio todos - juicio ing + prior par[1]
            posterior mean = [a/(a+b), 1 - a/(a+b)] #Con prior uniforme
            a = juicio ing + prior real[0]
            b = juicio todos - juicio ing + prior real[1]
            posterior real mean = [a/(a+b), 1 - a/(a+b)] \#Con prior real
            #Gráfica
            #Con prior uniforme
            fig, ax = plt.subplots(1, 2, figsize=(12, 3))
            colors = ["#348ABD", "#A60628"]
            fig.suptitle('Prior y posteriors de las profesiones de Carlos')
            ax[0].bar([0, .7], prior real, alpha=0.70, width=0.25, color=colors[0], label=
        "Prior real",
                     lw="3", edgecolor="#348ABD")
            ax[0].bar([0+0.25, .7+0.25], posterior mean, alpha=0.7,
                    width=0.25, color=colors[1], label="Posterior con prior uniforme",
                     lw="3", edgecolor="#A60628")
            ax[0].set xticks([0.20, 0.95])
            ax[0].set xticklabels(["Ingeniero", "Admin."])
            #ax[0].set title("Prior real y posterior de las profesiones de Carlos")
            ax[0].set ylabel("Probabilidad")
            ax[0].set ylim([0,1.1])
            ax[0].legend(loc="upper right");
            #Con prior real
```

# In [10]: #Datos reales: Colombia, asumamos 2 carreras, datos min. educacion 2001-2018. grad = np.array([24763, 153635]) #graduados [electrónica, administración] prior\_real = [grad[0]/grad.sum(), grad[1]/grad.sum()] #Experimento. Asumamos que le preguntamos a todos los graduados y # encontramos estos juicios de Carlos: [ingeniero electrónico, administrador] data\_experimento = np.array([round(grad.sum()\*3/4), round(grad.sum()\*1/4)]) print('Data experimento: \nElectrónico: ' + str(data\_experimento[0]) + "\nAdminist rador: " + str(data\_experimento[1])) #El prior real (azul) se ve diferente a las creencias (posterior, rojo). #No importa cual prior se use, la creencia esta sesgada. La gente no usa #la probabilidad real apriori de ser ingeniero electrónico. #Usan el likelihood: La probabilidad de la descripción de Carlos, dada #la hipótesis de ser ingeniero, es alta. posterior\_beta\_carlos(1, 1, data\_experimento)

Data experimento: Electrónico: 133798.0 Administrador: 44600.0

### Prior y posteriors de las profesiones de Carlos





# ¿Qué hipótesis $\theta$ pueden interesarnos en ciencia cognitiva e inteligencia artificial?

- Aversión al riesgo
- Impulsividad (e.g. tasa de descuento intertemporal)
- Utilidad subjetiva
- Confianza institucional
- Egoismo
- Altruismo
- Empatía
- Psicopatía
- Sensibilidad perceptual
- Habilidad matemática
- Capacidad en bits de un aprendiz
- Interpretación pragmática de una oración
- Identidad de un objeto en el campo visual
- Creatividad
- Nivel de incertidumbre
- Otras

# DERIVACIÓN MATEMÁTICA DE UNA POSTERIOR BETA.

LIKELIHOOD: BERNOULLI

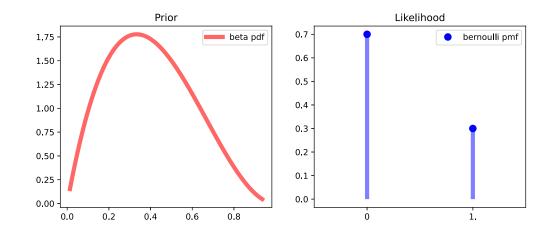
**PRIOR: BETA** 

**POSTERIOR: BETA (A DEMOSTRAR)** 

Datos: binarios independientes (e.g. cara-sello; cesta-no cesta; pasar-perder; feliz-infeliz)

Objetivo: estimar probabilidad latente de éxito

Solución: modelo Beta (Prior) - Bernoulli (LH)



### ¿A dónde vamos?

Vamos a mostrar que el posterior, al igual que el prior, también es beta. Cuando ocurre esto, decimos que tenemos un conjugate prior del likelihood.

Es decir, el conjugate prior de una Bernoulli es una Beta (ver otros en: <a href="https://en.wikipedia.org/wiki/Conjugate prior">https://en.wikipedia.org/wiki/Conjugate prior</a>).

Esto es útil si queremos obtener una expresión matemática. A continuación vamos a demostrar la conjugación para nuestro ejemplo Bernoulli-Beta.

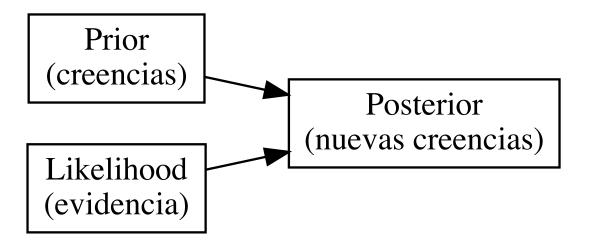
Bernoulli (pmf); Dominio: n = 0 o 1; Parámetros: p = [0,1]  $P(n) = p^{n}(1-p)^{1-n}$ 

Beta (pdf); Dominio: x = [0,1]; Parámetros:  $\alpha$  y  $\beta$  > 0; Otros: B = Función Beta

$$P(x) = \frac{x^{\alpha - 1}(1 - x)^{\beta - 1}}{B(\alpha, \beta)}$$

Ir al notebook para interactuar con las distribuciones

El problema bayesiano es (sin la constante de propocionalidad):



El problema bayesiano es (sin la constante de propocionalidad):

 $posterior \propto prior \times likelihood$ 

Prior (modelo de creencias) y likelihood (modelo para los datos) ya los escogimos:

 $posterior \propto beta \times Bernoulli$ 

Ahora pongamos las formulas

$$P(\theta|exitos, intentos, \alpha, \beta, p) \propto \frac{\theta^{\alpha-1}(1-\theta)^{\beta-1}}{B(\alpha, \beta)} \times p^{exitos}(1-p)^{intentos-exitos}$$

# Algebra:

pars = 
$$\alpha$$
,  $\beta$ ,  $p$ 

N = intentos

z = exitos

El posterior es proporcional a la multiplicación de una beta y una Bernoulli

$$p(\theta|z, N, pars) \propto \theta^{z} (1-\theta)^{N-z} \frac{\theta^{\alpha-1} (1-\theta)^{\beta-1}}{B(\alpha, \beta)}$$

Sumamos exponentes

$$p(\theta|z, N, pars) \propto \dots$$

$$\propto \frac{\theta^{z+\alpha-1}(1-\theta)^{N-z+\beta-1}}{B(\alpha,\beta)}$$

$$p(\theta|z, N, pars) \propto \frac{\theta^{z+\alpha-1}(1-\theta)^{N-z+\beta-1}}{B(\alpha, \beta)}$$

Seguimos con la versión proporcional. Pero note que el numerador es el de una distribución beta con parámetros:

$$lpha_{posterior} = z + lpha$$
 $eta_{posterior} = N - z + eta$ 

¡Y ya conocemos como se ve estandarizada! Solo toca cambiar el denominador y poner un igual:

$$p(\theta|z, N, pars) = \frac{\theta^{\alpha_{posterior} - 1} (1 - \theta)^{N - z + \beta_{posterior} - 1}}{B(\alpha_{posterior}, \beta_{posterior})}$$

Es decir, el posterior es una beta

Apreciemos el resultado.

$$p(\theta|z, N, \alpha, \beta) \sim beta(z + \alpha, N - z + \beta)$$

El posterior incluye datos (N,z) y creencias previas ( $\alpha$ ,  $\beta$ ).

Empezamos con un prior beta y un likelihood Bernoulli. Terminamos con un posterior beta. ¡Encontramos un conjugate prior del likelihood! (ver más en

https://en.wikipedia.org/wiki/Conjugate\_prior (https://en.wikipedia.org/wiki/Conjugate\_prior)) Lección importante de Bayes:

Si hay buenos datos y el prior es débil, los parámetros de mis creencias  $\theta$  los domina la evidencia. Por ejemplo:

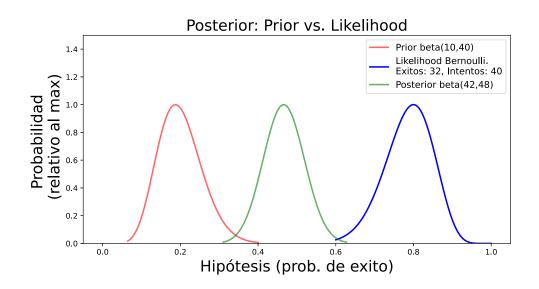
$$p(\theta|z=3750, N=10.000, \alpha=5, \beta=9) \sim beta(3750+5, 10.000-z+9)$$

O si el prior es fuerte y hay datos inconclusos, los parámetros de mis creencias  $\theta$  los domina el prior.

$$p(\theta|z=11, N=44, \alpha=5.000, \beta=9.000) \sim beta(11+5.000, 44-11+9.000)$$

Lección importante de Bayes (visualmente):

Hay una "lucha" entre prior (creencias) y likelihood (evidencia) para influir en las nuevas creencias (posterior)



# **DERIVACIÓN MATEMÁTICA DE UNA POSTERIOR NORMAL**

LIKELIHOOD: NORMAL

**PRIOR: NORMAL** 

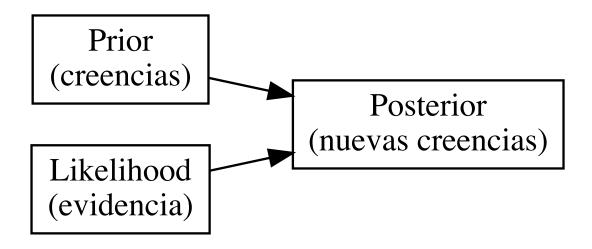
### Likelihood (normal)

$$p(\theta|y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(y-\theta)^2}$$

Prior (normal)

$$p(\theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\tau_0} e^{-\frac{1}{2\tau_0^2}(\theta - \mu_0)^2}$$

El problema bayesiano es (sin la constante de propocionalidad):



El problema bayesiano es (sin la constante de propocionalidad):

 $posterior \propto prior \times likelihood$ 

Prior (modelo de creencias) y likelihood (modelo para los datos) ya los escogimos:

posterior 
$$\propto Normal(\mu_0, \tau_0^2) \times Normal(\theta, \sigma^2)$$

Ahora pongamos las formulas

$$P(\theta|y, \sigma, \tau_0, \mu_0) \propto \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(y-\theta)^2} \times \frac{1}{\sqrt{2\pi}\tau_0} e^{-\frac{1}{2\tau_0^2}(\theta-\mu_0)^2}$$

Algebra!! Primero, quitemos constantes (no cambia la proporcionalidad)

$$\propto e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(y-\theta)^2} \times e^{-\frac{1}{2\tau_0^2}(\theta-\mu_0)^2}$$

Sumemos exponentes

$$\propto e^{-\frac{1}{2} \left( \frac{(y-\theta)^2}{\sigma^2} + \frac{(\theta-\mu_0)^2}{\tau_0^2} \right)}$$

$$\propto e^{-\frac{1}{2\sigma^2 \tau_0^2} \left( \tau_0^2 (y-\theta)^2 + \sigma^2 (\theta-\mu_0)^2 \right)}$$

#### **Expandimos cuadrados**

$$\propto e^{-\frac{1}{2\sigma^2\tau_0^2} \left(\tau_0^2 (y^2 - 2\theta y + \theta^2) + \sigma^2 (\theta^2 - 2\theta \mu_0 + \mu_0^2)\right)}$$

### Agrupamos términos con $\theta$ y sacamos constantes

$$\propto e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\tau_{0}^{2}\theta^{2}+\sigma^{2}\theta^{2}-\sigma^{2}2\theta\mu_{0}-\tau_{0}^{2}2\theta y+\sigma^{2}\mu_{0}^{2}+\tau_{0}^{2}y^{2}\right)} 
\propto e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\theta^{2}(\tau_{0}^{2}+\sigma^{2})-2\theta(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)+\sigma^{2}\mu_{0}^{2}+\tau_{0}^{2}y^{2}\right)} 
\propto e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\theta^{2}(\tau_{0}^{2}+\sigma^{2})-2\theta(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)\right)}e^{\frac{\sigma^{2}\mu_{0}^{2}+\tau_{0}^{2}y^{2}}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}} 
\sim e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\theta^{2}(\tau_{0}^{2}+\sigma^{2})-2\theta(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)\right)} 
\propto e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\theta^{2}(\tau_{0}^{2}+\sigma^{2})-2\theta(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)\right)} 
\propto e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\theta^{2}(\tau_{0}^{2}+\sigma^{2})-2\theta(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)\right)} 
\propto e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\theta^{2}(\tau_{0}^{2}+\sigma^{2})-2\theta(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)\right)} 
\propto e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\theta^{2}(\tau_{0}^{2}+\sigma^{2})-2\theta(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)\right)} 
\propto e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\theta^{2}(\tau_{0}^{2}+\sigma^{2})-2\theta(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)\right)} 
\sim e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\theta^{2}(\tau_{0}^{2}+\sigma^{2})-2\theta(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)\right)} 
\sim e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\theta^{2}(\tau_{0}^{2}+\sigma^{2})-2\theta(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)\right)} 
\sim e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\theta^{2}(\tau_{0}^{2}+\sigma^{2})-2\theta(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)\right)} 
\sim e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\theta^{2}(\tau_{0}^{2}+\sigma^{2})-2\theta(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)\right)} 
\sim e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\theta^{2}(\tau_{0}^{2}+\sigma^{2})-2\theta(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)\right)} 
\sim e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\theta^{2}(\tau_{0}^{2}+\sigma^{2})-2\theta(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)\right)}$$

Completemos cuadrados.

Si tenemos:  $\theta^2 + b\theta$ ;

Completar con: 
$$\theta^2 + b\theta + \left(\frac{b}{2}\right)^2 - \left(\frac{b}{2}\right)^2 = \left(x + \frac{b}{2}\right)^2 - \left(\frac{b}{2}\right)^2$$

$$\begin{split} &-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\theta^{2}-\frac{2\theta(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}\right)\\ &\propto e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}}\left(\theta^{2}-\frac{2\theta(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}+\left(\frac{2(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{2(\tau_{0}^{2}+\sigma^{2})}\right)^{2}-\left(\frac{2(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{2(\tau_{0}^{2}+\sigma^{2})}\right)^{2}\right)\\ &\propto e^{-\frac{1}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\right)^{2}-\left(\frac{2(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{2(\tau_{0}^{2}+\sigma^{2})}\right)^{2}\right)\\ &\propto e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\right)^{2}-\left(\frac{2(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{2(\tau_{0}^{2}+\sigma^{2})}\right)^{2}\right)\\ &\propto e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\right)^{2}\right)\\ &\sim e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\right)^{2}\right)\\ &\propto e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\right)^{2}\right)\\ &\propto e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\right)^{2}\right)\\ &\propto e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\right)^{2}\right)\\ &\sim e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\right)^{2}\right)\\ &\sim e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\right)^{2}\right)\\ &\sim e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\right)^{2}\right)\\ &=\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\right)^{2}\right)\\ &=\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\right)^{2}\right)\\ &=\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\right)^{2}\right)\\ &=\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\right)^{2}\right)\\ &=\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\right)^{2}\right)\\ &=\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\right)^{2}\right)\\ &=\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\right)^{2}\right)\\ &=\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0}^{2}+\sigma^{2}}}\right)^{2}\right)\\ &=\frac{1}{2\sigma^{2}\tau_{0}^{2}}\left(\left(\theta^{-\frac{(\sigma^{2}\mu_{0}+\tau_{0}^{2}y)}{\tau_{0$$

Debajo de todos los simbolos hay una  $Normal(\mu_1, \sigma_1^2)$ 

$$-\frac{1}{\frac{2\sigma^2\tau_0^2}{\tau_0^2+\sigma^2}}\left(\left(\theta-\frac{(\sigma^2\mu_0+\tau_0^2y)}{\tau_0^2+\sigma^2}\right)^2\right)$$

$$P(\theta|y,\sigma,\tau_0,\mu_0)\propto e^{-\frac{1}{\tau_0^2+\sigma^2}}$$

$$\mu_1 = \frac{(\sigma^2 \mu_0 + \tau_0^2 y)}{\tau_0^2 + \sigma^2} = \frac{\tau_0^{-2} \mu_0 + \sigma^{-2} y}{\tau_0^{-2} + \sigma^{-2}}$$

$$\sigma_1 = \frac{\sigma^2 \tau_0^2}{\tau_0^2 + \sigma^2} = \frac{1}{\frac{1}{\sigma^2} + \frac{1}{\tau_0^2}}$$

Nota: el 2do igual en  $\mu_1$  y  $\sigma_1$  se obtiene dividiendo arriba y abajo por  $\frac{1}{\sigma^2 \tau_0^2}$ 

Apreciemos el resultado:

$$\mu_1 = \frac{\tau_0^{-2}\mu_0 + \sigma^{-2}y}{\tau_0^{-2} + \sigma^{-2}}$$

$$\sigma_1^2 = \frac{1}{\frac{1}{\sigma^2} + \frac{1}{\tau_0^2}}$$

El promedio del posterior es una ponderación entre datos (y) y el promedio del prior  $(\mu_0)$ . La ponderación depende de la varianza del likelihood y el prior.

La varianza del posterior depende de la suma de las varianzas (invertidas) del likelihood y el prior. La varianza del posterior siempre es menor a la del likelihood y prior.

Nota: si y son n datos, cambiar y por el promedio.  $\sigma^2$  se divide por n (busque la prueba en internet).

Lección importante de Bayes:

El posterior es un compromiso entre información en los datos y creencias (prior)

Lección importante de Bayes (visualización):

El posterior es un compromiso entre información en los datos y creencias (prior)

Ver plot interactivo en notebook

```
In [7]: | def normal normal(muestras):
             #Objetivo: averiguar el promedio de un proceso (e.g. prejuicios)
                        dada una evidencia
             #Modelo: Normal-Normal
            np.random.seed(seed=1144)
            \#muestras = 20
            datos par = [0,1]#mu, sd
             evidencia = np.sort(st.norm.rvs(size = muestras,
                                             loc = datos par[0],
                                             scale = datos par[1])) #asumamos data normal,
         pero en la vida real puede que no
             prior par = [-10, 1] #mu, sd
             likelihood par = [3] #sd
             hipotesis = np.linspace(-20,20,200)
            likelihood = []
             for i in range(len(hipotesis)):
                 lh = np.sum(st.norm.pdf(evidencia,
                                         loc = hipotesis[i],
                                         scale = likelihood par[0]))
                 likelihood.append(lh) #Likelihood no estandarizada
             prior = st.norm.pdf(hipotesis,
                                 loc = prior par[0],
                                 scale = prior par[1])
            A = prior par[0]/(prior par[1]**2)
            B = evidencia.mean()/(likelihood par[0]**2/muestras)
            C = 1/(prior par[1]**2)
             D = 1/(likelihood par[0]**2/muestras)
             post par = [round((A + B)/(C + D), 2),
                        round(np.sqrt(1/(C+D)),2)]
             posterior = st.norm.pdf(hipotesis,
                                 loc = post par[0],
                                 scale = post par[1])
             fig, ax = plt.subplots(1,1,figsize = (10,5))
             #Prior
            y = prior/np.max(prior)
```

```
idx = y > 0.001
    ax.plot(hipotesis[idx], y[idx], 'r-', lw=2, alpha=0.6,
            label='Prior normal('+ str(prior par[0]) + ','+ str(prior par[1]) +')'
    #Likelihood
    y = likelihood/np.max(likelihood)
    idx = y > 0.001
    ax.plot(hipotesis[idx], y[idx], 'b-', lw=2, alpha=0.6,
            label='Likelihood normal('+ 'hipotesis' + ','+ str(likelihood par[0])
+')')
    #Posterior
    y = posterior/np.max(posterior)
    idx = y > 0.00001
    ax.plot(hipotesis[idx], y[idx], 'g-', lw=2, alpha=0.6,
            label='Posterior normal('+ str(post par[0]) + ','+ str(post par[1]) +
')')
    #Realidad
    ax.plot(np.repeat(datos par[0],100),
           np.linspace(0,1,100),'k--',lw=2,
           label = 'Real')
    ax.legend()
    ax.set xlim([np.min(hipotesis), np.max(hipotesis)])
    ax.set xlabel('Hipótesis')
    ax.set ylabel('Probabilidad \n (densidad relativa al max)');
    #fig.savefig('img/2 CB/norm norm.svg')
wN = widgets.IntSlider(value=10, min = 1, max = 100,
                       description='N datos: ')
out = widgets.interactive output(normal normal,
                                 {'muestras': wN})
VBox([wN, out])
```

# ALGUNOS RESULTADOS Y DEFINICIONES ÚTILES DE TEORÍA DE PROBABILIDAD

#### **Definiciones**

- Densidad condicional: p(u|v)
- Densidad marginal:  $p(u) = \int p(u, v) dv$
- Densidad conjunta: p(u, v) = p(u|v)p(v)
- Posterior predictive distribution (de  $o\tilde{b}s$ ):  $p(o\tilde{b}s|obs) =$

$$\int p(o\widetilde{b}s|\theta)p(\theta|obs)d\theta$$

- E(u) es valor esperado:  $\int up(u)du$
- var(u) es varianza:  $\int (u E(u))(u E(u))^T p(u) du$

#### Resultados

• Regla de la cadena (aplicación densidad conjunta; ejemplo con 3 variables): p(u, v, w) = p(u|v, w)p(v, w) = p(u|v, w)p(v|w)p(w)

## **CONCLUSIÓN**

Bayes nos dio una forma de actualizar creencias con datos

Las nuevas creencias son un compromiso entre datos y creencias a priori