

*Teoría y datos: ¿qué podemos decir los  
economistas con la información  
que tenemos?*

Alfonso Novales (UCM)

15 de enero de 2020

## *Contenido*

1. Excesivo resumen de la información muestral
2. Precisión (estimación) y potencia (contrastación)
3. Significación estadística y relevancia económica
4. Interpretación de modelos con múltiples factores causales
5. Causalidad versus correlación
6. Medición de la incertidumbre

# 1.- Excesivo resumen de la informacion muestral

- El papel del análisis de datos (Econometría)
  - Evaluar teoría / contrastar teorías alternativas
  - Predecir
  - Dar consejos de política económica
  
- Las afirmaciones:
  - ✓ “we have shown that...”
  - ✓ “we have obtained conclusive evidence on the relevance of variable X to explain the behavior of variable Y ...”
  - ✓ “an increase of 1% in X leads to a higher contemporaneous increase in Y by 1,5% , followed by an increase of 0,4% next year”
  - ✓ “El PIB español crecerá en 2020 un 1,6%”

# *El contexto*

- ¿Está la verdad en los datos?: *Falsacionismo vs. Corroboración*
- Debate es similar al de la Estadística clásica vs. Estadística bayesiana
  - Clásica: favorable a la contrastación de hipótesis. Entre ***k*** modelos alternativos, uno es verdadero. Los demás son **igualmente** falsos
  - Bayesiana: utiliza los datos para transformar unas probabilidades iniciales sobre modelos en probabilidades post-análisis..
- La Economía es una ciencia no experimental:
  - Disponemos de una única muestra ¿estimadores insesgados?
  - Factores explicativos estocásticos, no controlables,
  - Contienen información común: colinealidad
  - Heterocedasticidad, autocorrelación, no son problemas de los datos, sino situaciones que debemos saber tratar
  - Simultaneidad, causalidad
  - Incertidumbre de modelo, de parámetros, muestral
  - Variabilidad paramétrica y de modelo
- ***P1: Los modelos que estimamos son un promedio de las relaciones existentes en la muestra***

# Excesivo resumen de la informacion muestral

El modelo más general, modelo ARCH-Poisson-Gausiano se especifica como sigue:

$$\Delta r_t = \mu_t + \sigma_t \Delta z_t + J_t \Delta n_t; \quad \Delta z_t \sim N(0,1); J_t \sim N(\theta_t, \psi^2); \Delta z_t \text{ y } J_t \text{ son}$$

independientes.;  $\sigma_t^2 = \omega_0 + \omega_1 [\Delta r_{t-1} - E_{t-2}(\Delta r_{t-1})]^2$ ;  $\mu_t$  y  $\theta_t$  están definidos en la siguiente tabla.

Parámetros	$\mu_t = \alpha(r_{t-1} - r_{t-1}^*)$		$\mu_t = \alpha_1(r_{t-1} - r_{t-1}^*) + \alpha_2(r_{t-1} - r_{t-1}^*)^2$	
	Modelo i $\theta_t = \theta$	Modelo ii $\theta_t = \gamma(r_{t-1} - r_{t-1}^*)$	Modelo iii $\theta_t = \theta$	Modelo iv $\theta_t = \gamma(r_{t-1} - r_{t-1}^*)$
$\alpha$	-0.046 (-6.601)	-0.0344 (-6.365)	-----	-----
$\alpha_1$	-----	-----	-0.0465 (-6.244)	-0.0388 (-7.832)
$\alpha_2$	-----	-----	-1.0928 (-263.81)	-0.9943 (-61.837)
$\omega_0$	0.00003 (5.123)	0.00003 (7.189)	0.0004 (10.127)	0.0004 (12.833)
$\omega_1$	0.6240 (5.922)	0.6092 (5.542)	0.6651 (6.338)	0.6482 (6.053)
$\theta$ or $\gamma$	-0.0087 (-1.196)	-0.4152 (-8.179)	-0.009 (-1.170)	-0.2758 (-4.406)
$\psi$	0.2101 (12.939)	0.1903 (14.249)	0.2003 (12.294)	0.1930 (13.035)
$\delta_0$	0.1209 (7.841)	0.1128 (6.917)	0.1025 (7.005)	0.1023 (7.209)
$\delta_1$	0.5260 (10.201)	0.5271 (11.546)	0.5500 (10.714)	0.5347 (10.431)
$\delta_2$	0.5257 (8.838)	0.5076 (9.830)	0.5233 (8.486)	0.5306 (8.460)
$\delta_3$	0.1421 (3.582)	0.1309 (4.239)	0.1344 (3.493)	0.1476 (3.568)
$\delta_4$	0.8307 (10.345)	0.8060 (10.055)	0.8763 (10.372)	0.8847 (10.998)
$\delta_5$	0.3896 (2.741)	0.3569 (3.080)	0.4368 (2.843)	0.4373 (3.367)
Log-L [SIC]	2186.46 [2147.01]	2222.14 [2182.69]	2237.55 [2194.51]	2256.05 [2218.01]

Resultados de la estimación por máxima verosimilitud con desviaciones típicas robustas de Bollerslev y Wooldridge (1992). Estadístico  $t$  entre paréntesis. Log-L es el logaritmo de la función de verosimilitud

Los coeficientes  $\delta_0, \delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4, \delta_5$  designan respectivamente las probabilidades de salto: (i) en los

- Deducimos nuestras conclusiones a partir de unos pocos estadísticos (algunas t-Student, R2, loglikelihood)
- Modelos que tienen igual valor de la medida de ajuste: R2, log-likelihood ¿explican lo mismo?
- ¿Cuál es la diferencia entre modelos que tienen distinto R2?
- Analizar la cuestión desde diversas metodologías

## *Excesivo resumen de la información muestral*

- Sustitución de la información muestral (posiblemente muy amplia) por un conjunto de valores paramétricos (habitualmente, unos pocos) (*representación intensiva*)
- Nos preocupamos de  $E[Y / X]$ , pero no prestamos mucha atención a lo que sucede con el resto de la distribución de  $Y/X$
- La mejor manera de saber cuánto explica un modelo es examinar los residuos del mismo, o comparar los valores ajustados con los observados (*representación extensiva*)
  - Sólo así podemos saber qué partes de la muestra el modelo explica mejor
  - Pudiendo identificar efectos ausentes del modelo
  - Y mejorar la especificación (no linealidades, cambios de régimen, ...)
- ¿A que cuestión queremos responder? ¿Cómo cambia esa respuesta entre distintos modelos?: volatilidad, saltos, VaR
- Dogmatismo metodológico
- Única estimación, válida para todas las observaciones muestrales
- Un solo modelo

## 2.- *Precisión (en estimación) y potencia (en contrastación de hipótesis)*

Algunas paradojas:

El BCE quiere reducir la inflación un punto porcentual elevando los tipos de interés ¿en cuánto debe hacerlo? ¿basta un alza de 100 puntos básicos o debe ser una elevación superior?

$$\text{Modelo: } \pi_t = \alpha + \beta r_t + u_t$$

$$H_0: \beta=1 \text{ versus: } H_1: \beta < 1$$

- **Paradoja 1:** Estimación:  $\beta = .65$  (.25)      No rechazamos  $H_0$
- **Paradoja 2:** Estimación:  $\beta = .95$  (.01)      Rechazamos  $H_0$
- **Paradoja 3:** Estimación:  $\beta = 1.45$  (.10)      No rechazamos  $H_0$

## *Precisión (en estimación) y potencia (en contrastes de hipótesis)*

- ¿Por qué podemos perder precisión en la estimación?
  - Tamaño muestral reducido
  - Reducida variabilidad muestral de las variables explicativas
  - Variabilidad temporal en la relación
  - Deficiente especificación: no-linealidades
- ***P2: Precisión reducida en la estimación ⇒ pérdida de potencia en el contraste***
- El “sesgo” en datos económicos es hacia no rechazar H0
- Se contrastan implicaciones de la teoría, no la teoría (Pérdida de potencia en el diseño del contraste)
- Pero no contrastamos hipótesis que **no** deberían observarse si la teoría es correcta
- La precisión como parte del estadístico t-Student

## Precisión estadística y variabilidad muestral

$$R_i = \alpha + \beta r_t + u_t = 0.23 + 0.80r_t + \hat{u}_t, \quad u_t \approx N(0,1)$$

$$\text{Supongamos } r_t \approx N(0, \lambda^2) \Rightarrow \text{Var}(\hat{\beta}) = \frac{\sigma_u^2}{\sum_1^T (r_t - \bar{r})^2} = \frac{1}{T\lambda^2}$$

$$\text{Si } T = 100 \Rightarrow DT(\hat{\beta}) = \frac{1}{10\lambda}$$

Intervalo de confianza del 95%:

$$\lambda = 0.1 \Rightarrow 0,95 = P(-1,20 \leq \beta \leq 2,80)$$

$$\lambda = 1 \Rightarrow 0,95 = P(0,12 \leq \beta \leq 1,46)$$

$$\lambda = 5 \Rightarrow 0,95 = P(0,54 \leq \beta \leq 1,06)$$

$$\lambda = 10 \Rightarrow 0,95 = P(0,70 \leq \beta \leq 0,90)$$

Siguiendo los procedimientos habituales, no detectaremos una capacidad explicativa en X si no tiene una variabilidad muestral suficiente

## Variabilidad paramétrica

$$y_t = \alpha + \beta_t x_t + u_{yt}$$

$$x_t = 10 + 5u_{xt}$$

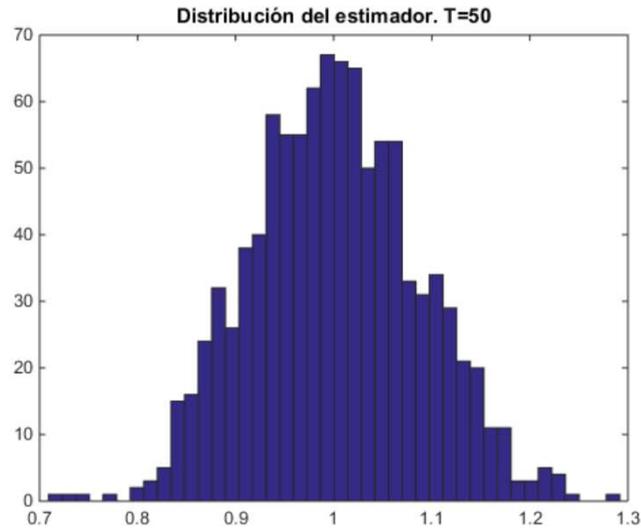
$$\beta_t = \beta_0 + .1u_{\beta t}$$

$$\sigma_{u_y} = \sigma_{u_x} = \sigma_{u_\beta} = 1$$

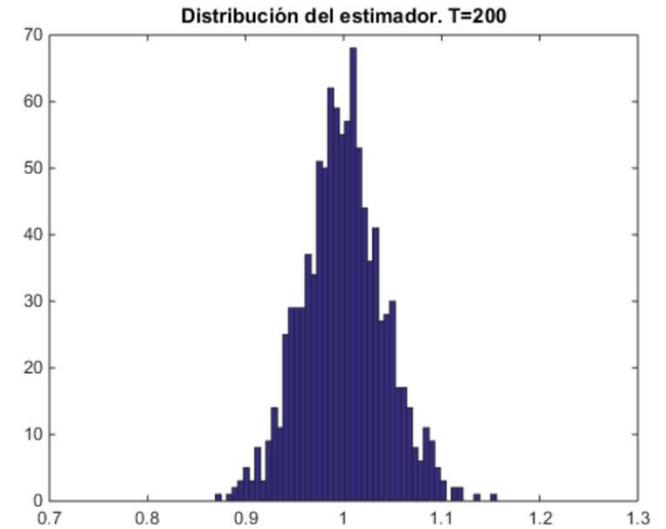
$$\beta_0 = 0,8 \quad t=1,2\dots T/2$$

$$\beta_0 = 1,2 \quad t=T/2+1,\dots,T$$

7.5% rechazos  $H_0: \beta=1$   
68.8% rechazos  $H_0: \beta=1.2$



6.4% rechazos  $H_0: \beta=1$   
99.8% rechazos  $H_0: \beta=1.2$

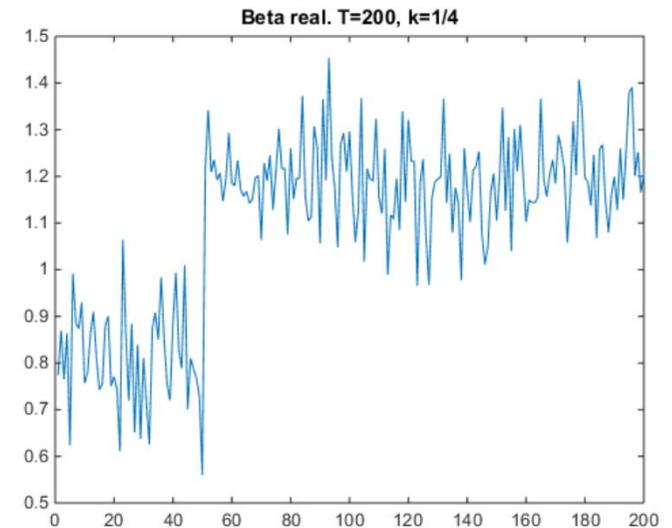
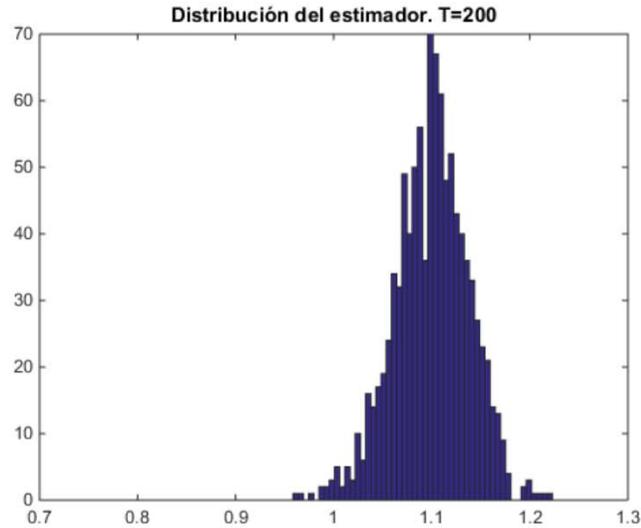


$$\beta_0 = 0,8 \quad t=1,2\dots T/4$$

$$\beta_0 = 1,2 \quad t=T/4+1,\dots,T$$

79.7% rechazos  $H_0: \beta=1$

79.8% rechazos  $H_0: \beta=1.2$



## Precisión y t-Student

El estadístico  $t$  es un producto:

- Grado de incumplimiento muestral de  $H_0$
- Precisión en la estimación

$$t = \frac{\hat{\beta} - \beta_0}{DT(\hat{\beta})} = \frac{\hat{\beta} - \beta_0}{\sqrt{\sigma_u^2 / \sum_1^n (x_i - \bar{x})^2}}$$

Precisión

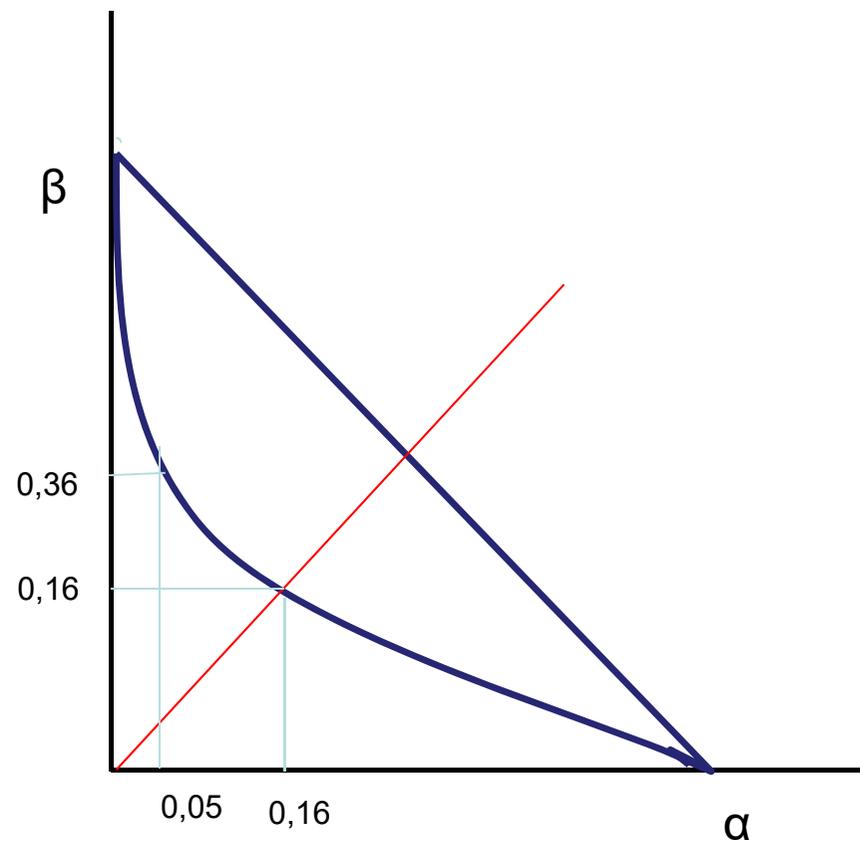
*¿Cuándo es suficientemente reducido o suficientemente elevado el grado de incumplimiento muestral de  $H_0$  ?*

		Grado de incumplimiento de $H_0$	
		Alto	Bajo
Precisión	Elevada	Rechazar $H_0$ t elevado	? t?  Posible error tipo I
	Reducida	? t?  Posible error tipo II	No rechazar $H_0$ t reducido

## ¿Dónde está la función de potencia?

- Excesiva frecuencia de contrastes bilaterales
- ***P3: Rechazar la hipótesis nula requiere 2 condiciones: a) que la evidencia muestral sea contraria a  $H_0$ , y b) que sea favorable a  $H_1$***
- ***P4: No encontrar evidencia en contra de la hipótesis nula suele interpretarse incorrectamente como haber probado que dicha hipótesis es cierta, cuando puede reflejar una precisión reducida en la estimación.***
- Práctico olvido de la **función de potencia de un contraste**: Probabilidad de identificar una hipótesis nula falsa como tal.





## *Ejemplo: $H_0$ : elasticidad unitaria de la renta en la función de demanda de dinero (AGF/AN)*

- Ejemplo paradigmático que ha propiciado desarrollos teóricos en econometría. Abundante literatura.

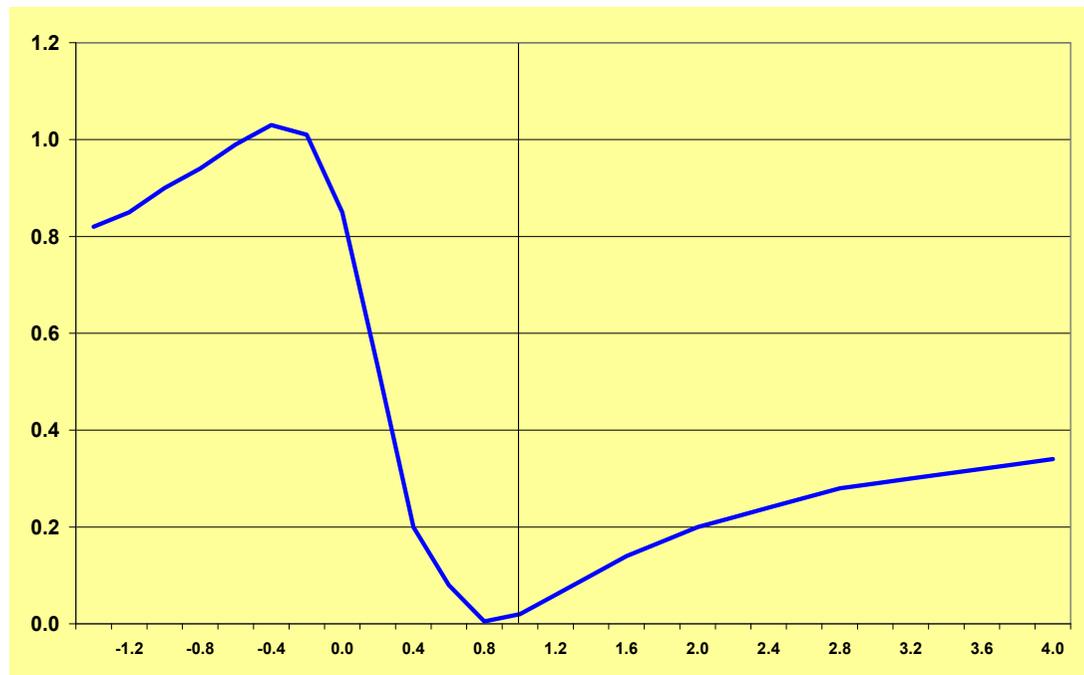
$$\frac{M_t}{P_t} = \alpha + \beta_1 r_t + \beta_2 Y_t + u_t, \quad H_0 : \beta_2 = 1, \quad H_1 : \beta_2 \neq 1$$

- Hipótesis importante para el diseño de política monetaria bajo control de agregados monetarios.
- *“La inestabilidad de la función de demanda de dinero, reflejada en su incapacidad para predecir la evolución del crecimiento monetario de agregados amplios, se debe a una mala especificación del modelo y a deficientes técnicas de estimación, que se subsanan en el artículo. Con ello, es clara la elasticidad renta unitaria.”*
- Estimación de modelo de corrección de error

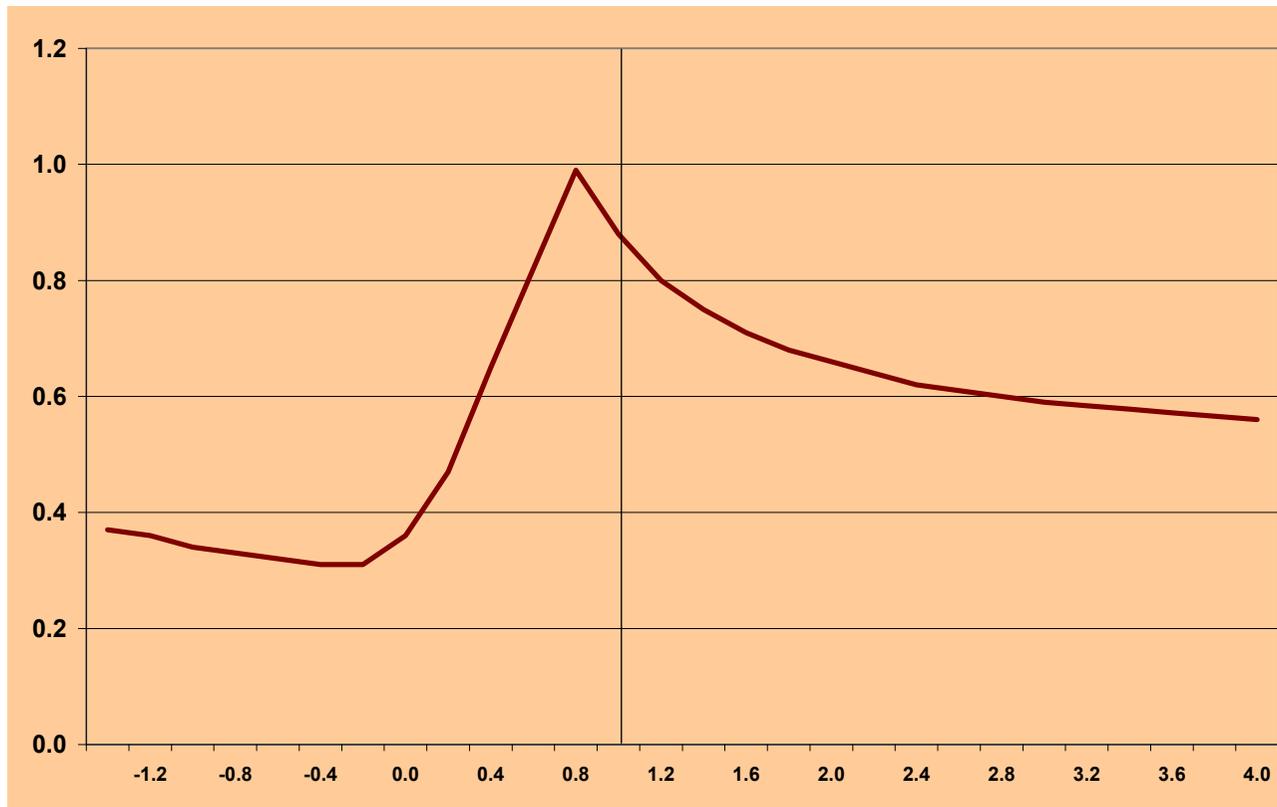
## ***Testing for a unit elasticity of income in the demand for money function***

***Values of LRT statistic***  
***H0: a given income elasticity***  
***H1: a different value (2-sided test)***

- Evidencia clara en contra de elasticidades negativas
- Menos evidente contra elasticidades positivas, incluso elevadas



- Evidencia menos clara en contra de elasticidades  $> 1$ 
  - ... pero no estadísticamente significativa en ningún caso
  - ... como muestran los valores-p del contraste



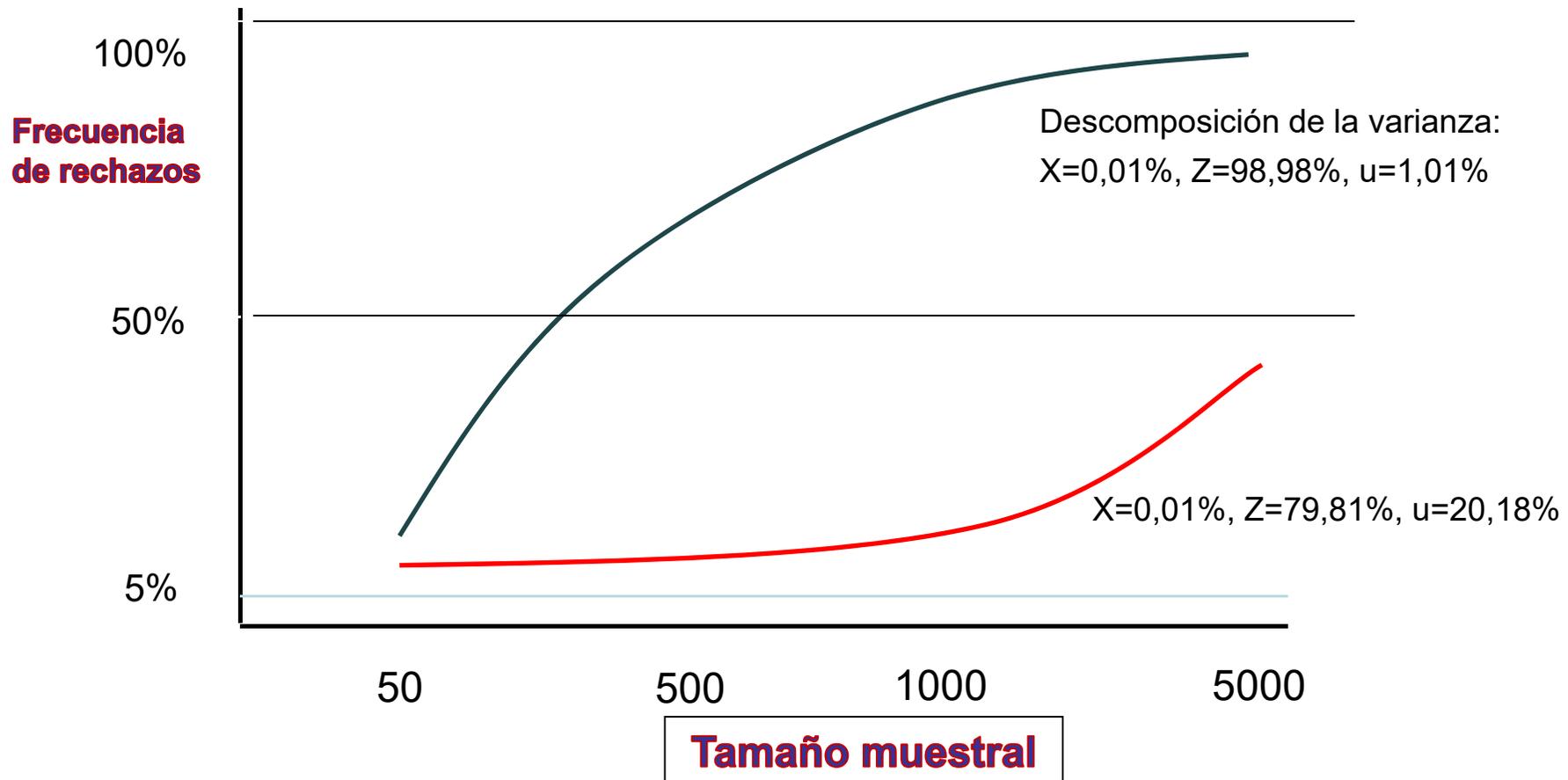
*p-values for LRT  
statistic for income  
elasticity values*

## P5: También puede haber **'Excesiva' precisión**

- Experimento de simulación:

$$y = \beta_1 x + \beta_2 z + u, \text{ Corr}(x, z) = \text{Corr}(x, u) = \text{Corr}(z, u) = 0$$

- Como varia la frecuencia de rechazos de la hipótesis nula  $H_0: \beta_x = 0$  al 95% de confianza según varía el tamaño muestral  $T$



### 3.- Significación estadística y relevancia económica

#### *Significativa confusión !!!!*

- Medir la relevancia de una variable explicativa mediante su beta o mediante el estadístico t del mismo.
- Es perfectamente concebible que podamos medir con bastante precisión el efecto de una variable poco importante cuantitativamente  $\Rightarrow$  estadístico  $t$  por encima de 2. Sin embargo, su impacto es numéricamente despreciable ¿queremos decir que es una variable relevante?
- Y también podemos medir con poca precisión una variable cuantitativamente importante ¿queremos decir que es una variable irrelevante?
- ***P7: No identifiquemos la relevancia económica de una variable con la precisión estadística en la estimación del coeficiente que le acompaña***
- Estimación numérica (relevancia económica) y significación estadística :
  - “... *tiene signo contrario al correcto, pero no es significativo...*” (Econometría de signos)
  - “... *tiene el signo esperado según el modelo teórico, pero no explica a la variable Y ...*”  
Econometría de asteriscos ¿indicando qué?
- ***P8: El concepto de “variable significativa” no existe***

## *El uso del estadístico $t$ para establecer comparaciones entre variables o entre submuestras*

- Evaluamos de manera inapropiada la capacidad explicativa relativa de varias variables sobre  $Y$ 
  - ✓ Comparando sus coeficientes estimados: “Aumentos de una unidad en  $X$  y  $Z$  generan un aumento en  $Y$  de 3 y 1,5 unidades, respectivamente. La variable más importante para explicar el comportamiento de  $Y$  es  $Z$ ”.
  - ✓ Comparando los valores numéricos de sus estadísticos- $t$ : “La variable más significativa en el modelo que hemos estimado es  $Z$ , pues tiene un  $t$  de 5 mientras que la  $t$  de  $X$  es 2,5”
  - ✓ Comparamos el valor numérico del estadístico  $t$  de una misma variable en dos submuestras diferentes: “La variable  $X$  se ha hecho **más significativa** después de 2007”
- Pero ninguno de los dos criterios tiene justificación sólida
  - ✓ Por la interpretación de los coeficientes individuales
  - ✓ Por las dificultades asociadas al abuso habitual del estadístico  $t$

## THE 2019 ALTMETRIC TOP 100

In the past 12 months, Altmetric has tracked over 62.5 million mentions of 2.7 million research outputs. Here, we've highlighted the 100 most-discussed works of 2019 – those that have truly captured the public imagination.

How we created the Altmetric Top 100: On November 15th 2019, we retrieved a list of the most discussed research in our database that was published in the past 365 days. We checked the data to ensure it only included works created by researchers, rather than news written by a journalist.

1. *Few-Shot Adversarial Learning of Realistic Neural Talking Head Models*
2. *Scientists rise up against statistical significance*
3. *Measles, Mumps, Rubella Vaccination and Autism*
4. *World Scientists' Warning of a Climate Emergency*
5. *A Style-Based Generator Architecture for Generative Adversarial Networks*

### **NATURE**

COMMENT · 20 MARCH 2019

#### *Scientists rise up against statistical significance*

Valentin Amrhein, Sander Greenland, Blake McShane  
and more than 800 signatories call for an end to hyped claims and the dismissal of possibly  
crucial effects.

## Significación vs. relevancia: un ejemplo

- Analizar el efecto del consumo de tabaco en mujeres embarazadas sobre el peso de los bebés al nacer.
- Descontando el efecto de otros potenciales determinantes
  - Ingresos: Renta familiar
  - Sociológicos: Nivel educativo del padre (ausente en 196 obs.), nivel educativo de la madre (ausente en 197 obs.), orden del recién nacido entre sus hermanos
- Información sobre N=1388 nacimientos. **1oz. = 28,35 gramos**

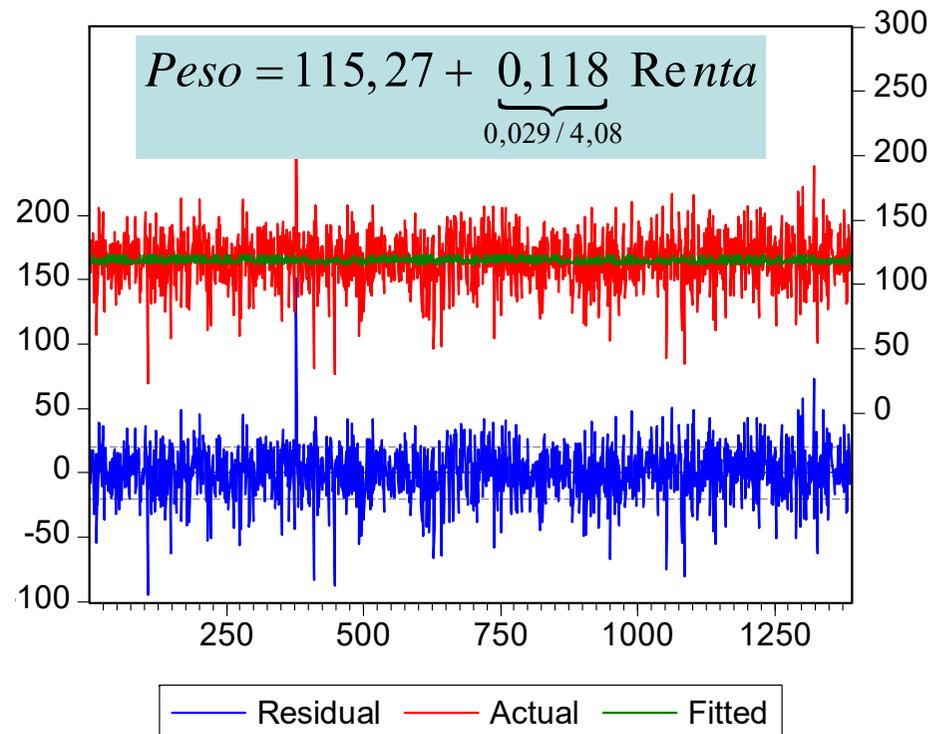
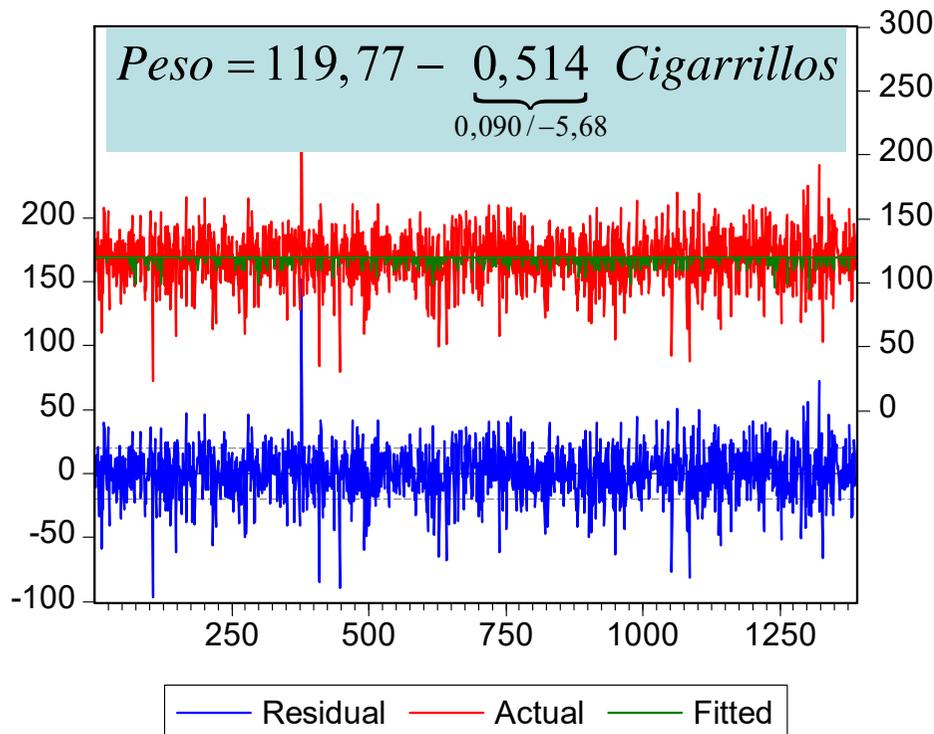
$$\begin{aligned} \text{Peso}_i = & 114,5 - 0,596 \text{cigar}_i + 0,056 \text{renta}_i + 1,788 \text{orden}_i + 0,472 \text{educp}_i - \\ & (3,73) \quad (0,110) \quad (0,037) \quad (0,659) \quad (0,283) \\ & - 0,370 \text{educm}_i + \hat{u}_i, i = 1, 2, \dots, N \\ & (0,320) \end{aligned}$$

- ¿Significación conjunta de los niveles educativos de los padres?  $H_0: \beta(4)=\beta(5)=0$ 
  - No se rechaza  $H_0$
  - "una vez considerados como posibles factores explicativas del peso del recién nacido, la renta de la familia, el número de cigarrillos fumados por la madre durante el embarazo y el número de orden del recién nacido entre sus hermanos, los indicadores educativos de los padres no aportan información **adicional** relevante"

## De lo particular a lo general

It is relatively easy to find evidence contrary to  $H_0$ : *lack of statistical significance of  $\beta$*  with a large sample even though the associated variable has little information content. **Type I error (?)**.

$$t = \frac{\hat{\beta} - \beta_0}{DT(\hat{\beta})} = \frac{\hat{\beta} - \beta_0}{\sqrt{\sigma_u^2 / \sum_1^n (x_i - \bar{x})^2}}$$



# De lo general a lo particular

Dependent Variable: PESO  
 Sample: 1 1388  
 Included observations: 1191  
 Excluded observations: 197

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	109.0	3.937	27.68	0.00
CIGS	-0.598	0.109	-5.450	0.00
ORDENAC	1.915	0.655	2.923	0.00
RENTA	0.043	0.036	1.183	0.23
EDUCM	-0.328	0.317	-1.033	0.30
EDUCP	0.411	0.281	1.463	0.14
MALE	3.795	1.142	3.321	0.00
WHITE	4.713	1.607	2.931	0.00
R-squared	0.054	Mean dependent var		119.52
Adjusted R-squared	0.048	S.D. dependent var		20.141
S.E. of regression	19.64	Akaike info criterion		8.800

**F-statistic: 9.67 , p-value=0**

**EDUCP: father's education level**

**EDUCM: mother's education**

**CIGS: cigarettes/day smoked by mother**

**FAMINC: family income**

**ORDENAC: order among siblings**

Dependent Variable: PESO  
 Sample: 1 1388 IF EDUCM<>NA AND EDUCP<>NA  
 Included observations: 1191

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	111.0	1.942	57.1	0.00
CIGS	-0.627	0.106	-5.87	0.00
ORDENAC	1.913	0.653	2.92	0.00
WHITE	5.364	1.572	3.41	0.00
MALE	3.738	1.141	3.27	0.00
R-squared	0.050	Mean dependent var		119.5298
Adjusted R-squared	0.047	S.D. dependent var		20.14
S.E. of regression	19.66	Akaike info criterion		8.799

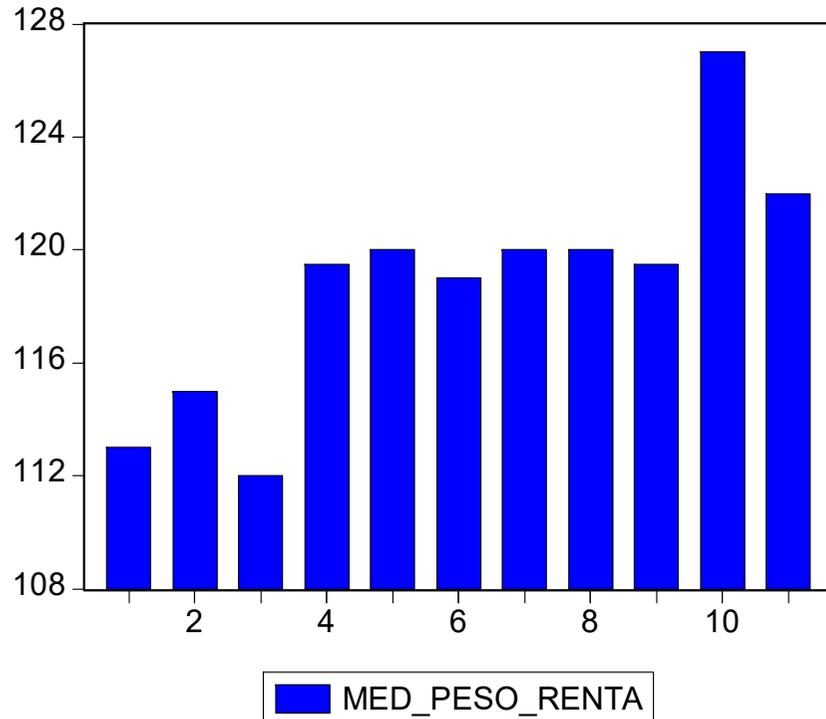
**Linear correlation coefficients between  
dependent variable (weight) and residuals  
from alternative models**

	PESO	R1	R2	R3	R4	R5	R6	R7	R8
PESO	1.0								
PESO_CIGS	0.990	1.0							
PESO_RENTA	0.994	0.987	1.0						
PESO_CIGSRENTA	0.987	0.996	0.992	1.0					
PESO_CIGSEDUCP	0.984	0.998	0.984	0.996	1.0				
PESO_CIGSEDUPM	0.984	0.997	0.983	0.995	0.999	1.0			
PESO_TODAS	0.980	0.993	0.983	0.994	0.995	0.996	1.0		
PESO_TODAS_FIC	0.972	0.985	0.975	0.986	0.987	0.988	0.992	1.0	
PESO_TODAS_NOORD	0.976	0.989	0.978	0.990	0.991	0.991	0.989	0.996	1.0

**In spite of which there is ample evidence on the fact  
that smoking during pregnancy affects child birth  
weight: *difference in median weights ...***

**... that boys weight more than girls and  
white babys weight more than  
comparable non-white babys**

# Peso y renta de la familia



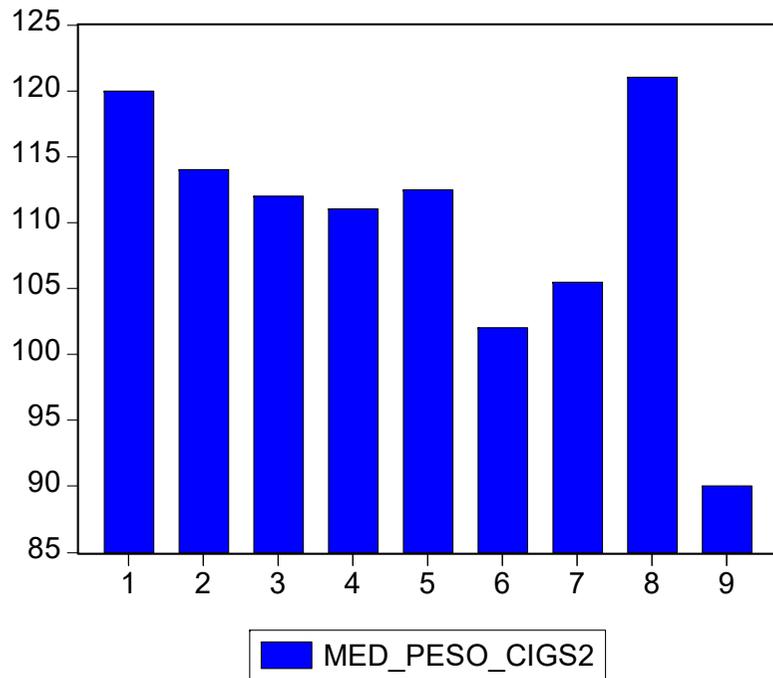
Test for Equality of Medians of PESO  
 Categorized by values of RENTA  
 Date: 01/07/20 Time: 19:31  
 Sample: 1 1388  
 Included observations: 1388

Method	df	Value	Probability
Med. Chi-square	10	18.95891	0.0408
Adj. Med. Chi-square	10	16.92791	0.0760
Kruskal-Wallis	10	32.51602	0.0003
Kruskal-Wallis (tie-adj.)	10	32.52589	0.0003
van der Waerden	10	33.23605	0.0002

## Category Statistics

RENTA	Count	Median	> Overall Median	Mean Rank	Mean Scor...
[0, 5)	101	113.0000	37	609.0792	-0.192424
[5, 10)	129	115.0000	54	628.7907	-0.174702
[10, 15)	118	112.0000	47	579.6271	-0.295473
[15, 20)	178	119.5000	81	689.1938	-0.007684
[20, 25)	151	120.0000	74	728.0861	0.075848
[25, 30)	137	119.0000	66	698.4307	0.009026
[30, 35)	136	120.0000	66	727.2537	0.075535
[35, 40)	94	120.0000	46	716.1223	0.067456
[40, 45)	84	119.5000	40	695.7857	0.011219
[45, 50)	68	127.0000	43	846.9706	0.393375
[65, 70)	192	122.0000	102	741.5339	0.110268
All	1388	120.0000	656	694.5000	-2.76E-05

# *Peso y consumo de tabaco durante el embarazo*

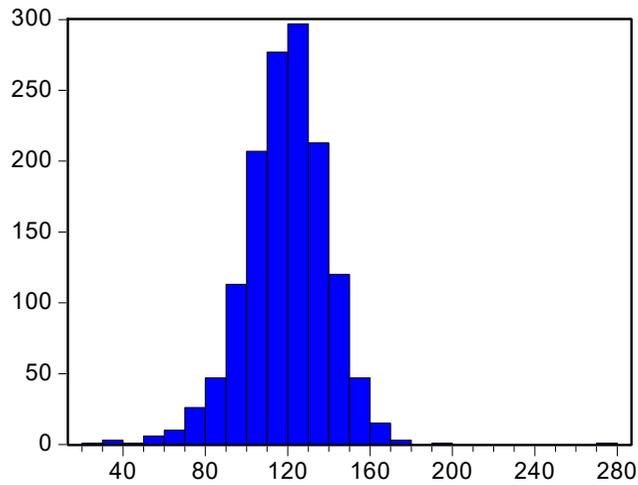


Test for Equality of Medians of PESO  
 Categorized by values of CIGS  
 Included observations: 1388

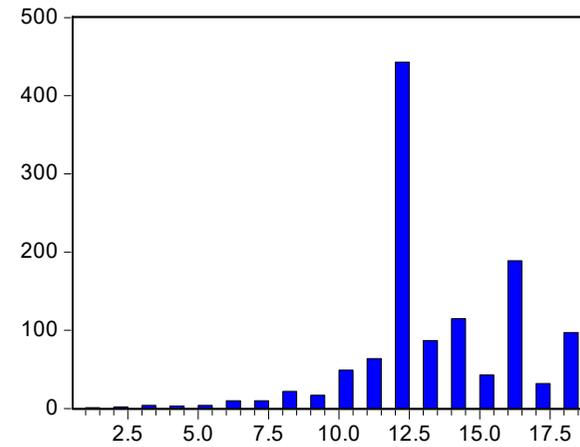
Method	df	Value	Probability
Adj. Med. Chi-square	8	23.41541	0.0029
Kruskal-Wallis (tie-adj.)	8	38.35477	0.0000

### Category Statistics

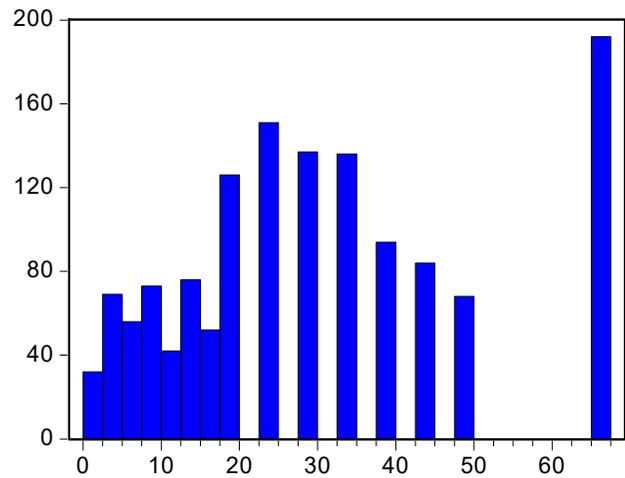
CIGS	Count	Median	Median	Mean Rank	Mean Score
[0, 5)	1199	120.0000	599	719.8499	0.062291
[5, 10)	35	114.0000	13	591.3143	-0.266882
[10, 15)	60	112.0000	18	545.0833	-0.342382
[15, 20)	19	111.0000	4	468.3421	-0.550108
[20, 25)	62	112.5000	18	526.9758	-0.428783
[30, 35)	5	102.0000	1	455.1000	-0.549822
[40, 45)	6	105.5000	2	462.7500	-0.612905
[45, 50)	1	121.0000	1	743.0000	0.087637
[50, 55)	1	90.00000	0	99.00000	-1.466366
All	1388	120.0000	656	694.5000	-2.76E-05



Series: PESO	
Sample 1 1388	
Observations 1388	
Mean	118.6996
Median	120.0000
Maximum	271.0000
Minimum	23.00000
Std. Dev.	20.35396
Skewness	-0.145866
Kurtosis	6.147639
Jarque-Bera	577.9134
Probability	0.000000

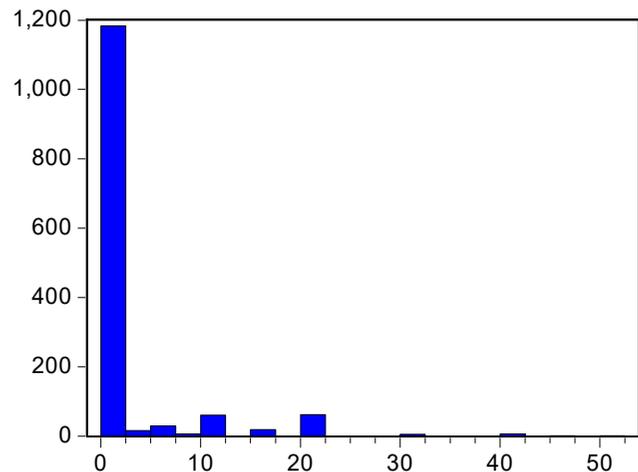


Series: EDUCP	
Sample 1 1388	
Observations 1192	
Mean	13.18624
Median	12.00000
Maximum	18.00000
Minimum	1.000000
Std. Dev.	2.745985
Skewness	-0.390315
Kurtosis	4.091254
Jarque-Bera	89.41086
Probability	0.000000



Series: RENTA	
Sample 1 1388	
Observations 1388	
Mean	29.02666
Median	27.50000
Maximum	65.00000
Minimum	0.500000
Std. Dev.	18.73928
Skewness	0.617620
Kurtosis	2.473396
Jarque-Bera	104.2811
Probability	0.000000

*La renta se ha colapsado en los dos extremos del intervalo, reduciendo así la precisión en la estimación de la relación entre peso y renta, dificultando la caracterización precisa de dicha relación.*



Series: CIGS	
Sample 1 1388	
Observations 1388	
Mean	2.087176
Median	0.000000
Maximum	50.00000
Minimum	0.000000
Std. Dev.	5.972688
Skewness	3.560448
Kurtosis	17.93397
Jarque-Bera	15830.76
Probability	0.000000

**Sample: 1388**  
**Smokers among mothers : 212**  
**(15,2%) !!!!!**

# ¿Condiciona el consumo de tabaco el peso del recién nacido?

Test for Equality of Medians of PESO  
Categorized by values of FUMA  
Included observations: 1388

Method	df	Value	Probability
Wilcoxon/Mann-Whitney		6.242889	0.0000
Wilcoxon/Mann-Whitney (tie-adj.)		6.243837	0.0000
Med. Chi-square	1	32.58707	0.0000
Adj. Med. Chi-square	1	31.73950	0.0000
Kruskal-Wallis	1	38.97483	0.0000
Kruskal-Wallis (tie-adj.)	1	38.98666	0.0000
van der Waerden	1	37.45200	0.0000

Category Statistics

FUMA	Count	Median	> Overall Median
0	1176	121.0000	594
1	212	112.0000	62
All	1388	120.0000	656

$$Peso_i = 119.77 - 0,514 \text{ cigarrillos}_i + \hat{u}_i,$$

(0,57)      (0,090)  
(209.3)      (-5,68)

$$N = 1,388; \bar{R}^2 = 0,022, \hat{\sigma}_u = 20,13, Ratio = 0,989$$

$$Peso_i = 114.18 - 0,222 \text{ cigarrillos}_i + \hat{u}_i,$$

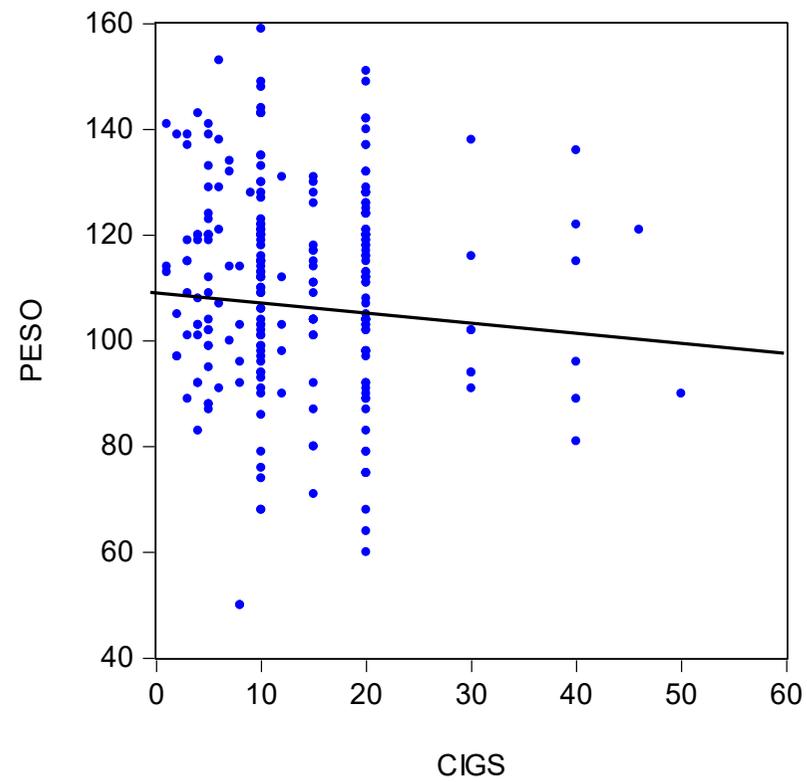
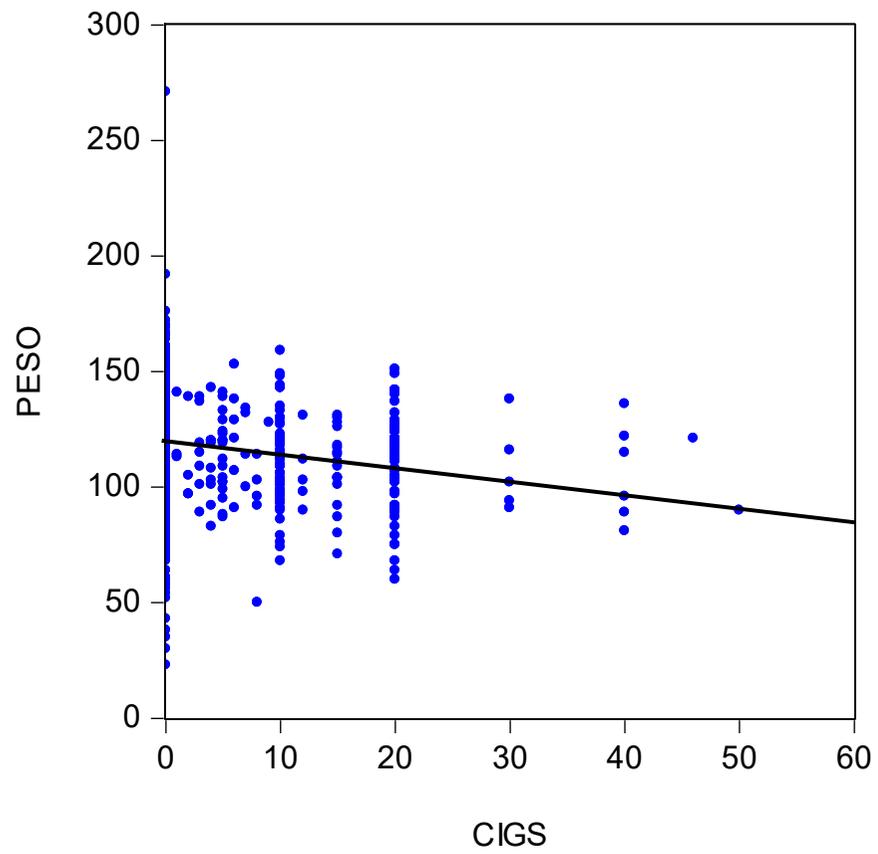
(2,45)      (-0,151)  
( )      (-1,46)

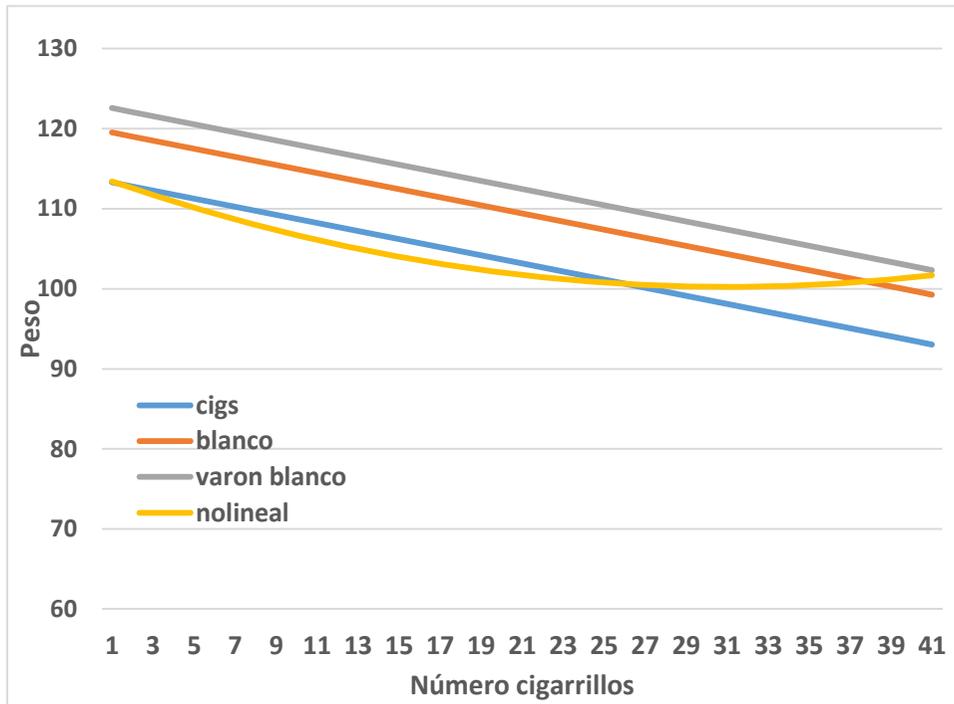
$$N = 212; \bar{R}^2 = 0,005, \hat{\sigma}_u = 19,13, Ratio = 0,940$$

Test for Equality of Means of PESO  
Categorized by values of FUMA  
Date: 04/14/17 Time: 18:36  
Sample: 1 1388  
Included observations: 1388

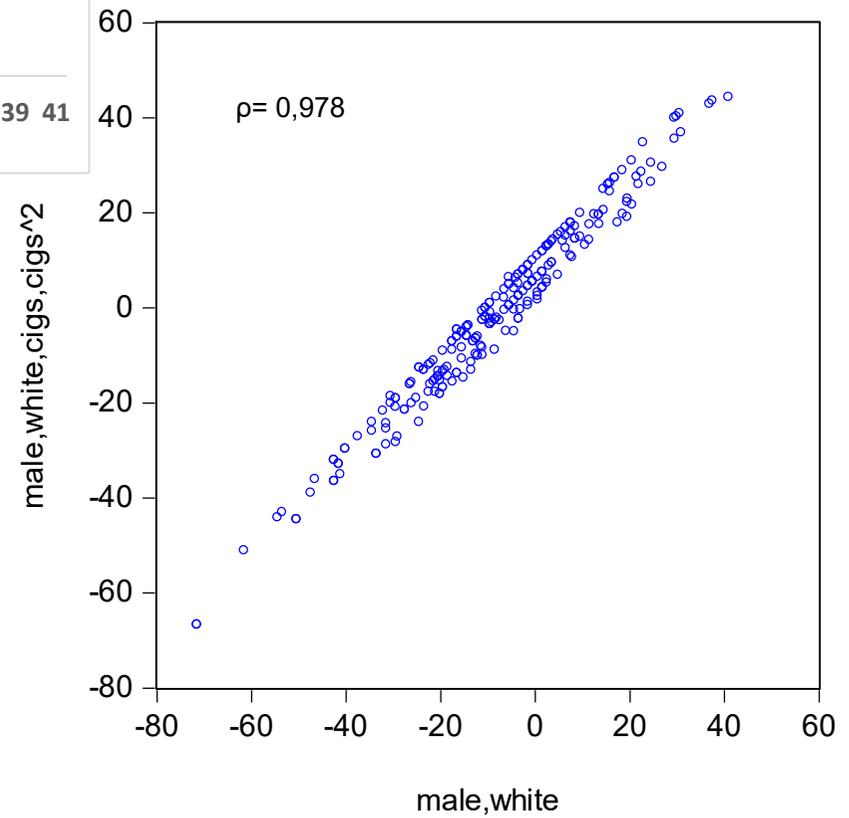
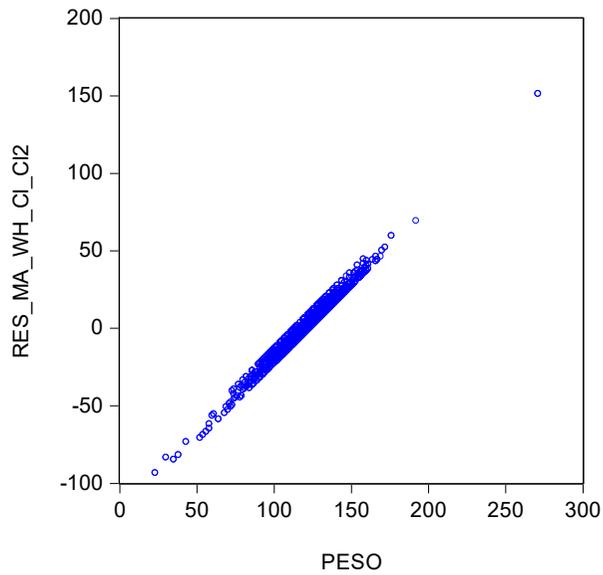
Method	df	Value	Probability
t-test	1386	5.942312	0.0000
Satterthwaite-Welch t-te...	302.2915	6.174272	0.0000
Anova F-test	(1, 1386)	35.31107	0.0000
Welch F-test*	(1, 302.291)	38.12164	0.0000

\*Test allows for unequal cell variances





*Residuos de regresiones  
incluyendo y excluyendo el  
numero de cigarrillos*



### Pesos estimados

Características recién nacido

Peso

Peso en kg.	Número de cigarrillos		
	0	10	20
Niña no blanca	3.212	3.067	2.926
Varón no blanco	3.297	3.155	3.011
Niña blanca	3.388	3.243	3.101
Varón blanco	3.476	3.331	3.187

*¿Podemos extraer información útil de los datos, con independencia de los resultados de los contrastes de hipótesis?*

*¿No estaremos descansando perezosamente en los contrastes de hipótesis paramétricas el esfuerzo de investigación?*

***P6: Los modelos econométricos son un instrumento, que debe utilizarse junto con un análisis exhaustivo de la información muestral: descriptivo, gráfico, estadístico,***

## La lógica de la contrastación de hipótesis

- **P9: Toda hipótesis teórica es falsa en una muestra: la cuestión a dilucidar es si la evidencia muestral es suficientemente contraria a la hipótesis nula del contraste (y favorable a la hipótesis alternativa) como para rechazarla**

$$\frac{M_t}{P_t} = \alpha + \beta_1 r_t + \beta_2 Y_t + u_t, \quad H_0 : \beta_2 = 1, \quad H_1 : \beta_2 \neq 1$$

- Por eso no cabe hablar de **aceptar** una hipótesis
- **P10: Todos los contrastes se resuelven del mismo modo:**
  - ✓ calcular el grado de incumplimiento de H0 en la muestra, lo que se resume en el valor numérico de un determinado estadístico. Será **suficientemente grande** si es mayor que el umbral determinado por la distribución de probabilidad de dicho estadístico, al nivel de significación escogido
  - ✓ Hay que entender bien qué hipótesis se contrasta, lo que se refleja en la estructura del estadístico utilizado en cada contraste

# *P - values*

- ***P11: El p-value de un contraste no es suficiente***
- El p-valor de un contraste es la probabilidad de que H0 sea cierta, dada la información muestral:  
 $P [ H0 / \text{muestra} ]$
- El p-valor de un contraste es la probabilidad de que H1 sea cierta, dada la información muestral:  
 $P [ H1 / \text{muestra} ]$
- El p-valor es el menor nivel de significación la cual se rechaza H0
- El p-valor puede interpretarse como la probabilidad de que una muestra diferente, extraída aleatoriamente de la misma población con igual tamaño que la nuestra, arroje una evidencia más contraria a H0:  $P [ \text{muestra} / H0 ]$ 
  - $p$ -value “pequeño”: la evidencia muestral en contra de H0 es grande  $\Rightarrow$  Rechazamos H0
  - $p$ -value “grande”: la evidencia muestral en contra de H0 es pequeña  $\Rightarrow$  No rechazamos H0
  - ¿cuánto es “grande”/“pequeño”? : nivel de significación

## 4.- Interpretación de coeficientes individuales en regresión múltiple

- ¿Cuándo es un coeficiente estimado alto o bajo? ¿Cómo medimos el impacto de X sobre Y?  
¿Qué variable explicativa es más importante?
- El efecto de  $x_t$  sobre  $y_t$  depende no sólo de  $\beta$ , sino también de la volatilidad de x
- El problema no se resuelve completamente con parámetros-elasticidades (variables en logaritmos)
- Siendo necesario tener en cuenta la variabilidad muestral en las variables explicativas
  - ✓ Efecto sobre Y de cambios en el valor de X : desde min(X) a Max(X), o desde el percentil 10% al percentil 90% de X (aunque esto ignora colinealidad)
  - ✓  $100 \cdot \beta \cdot R(x)/R(y)$        $100 \cdot \beta \cdot DT(x)/DT(y)$
- **Pero, además:**  
La **colinealidad** entre variables explicativas condiciona que una variable adicional aporte información. Requiere un tratamiento adecuado, que permita discutir la adición de capacidad explicativa o el contenido informativo de una variable.

## *P12: El contenido informativo de una variable sobre otra es un concepto condicional*

- El contenido informativo de X sobre Y es una propiedad de la variable X en un determinado modelo
- Pero a menudo comparamos la significación estadística del efecto de X sobre Y en modelos diferentes !!!
- No podemos contrastar el contenido informativo o la capacidad explicativa de X sobre Y en un modelo de regresión múltiple
  - Para ello, necesitamos un modelo de regresión simple
  - En la regresión múltiple únicamente podemos contrastar el contenido informativo que X **añade** a las demás variables incluidas en el modelo sobre Y
- ***P13: El coeficiente estimado (ni el estadístico t ) no puede utilizarse como identificador único de la capacidad explicativa de una variable sobre otra en un determinado modelo.***

## *Omitted variable bias: are we getting it right?*

$$Ventas_t = 247,6 + 2,204 Pub_t - 1,464 P_t$$

(0,545)                      (0,649)

$$Ventas_t = 96,0 + 3,224 Pub_t$$

(0,375)

An increase of 6.200 euros in advertising = 1 standard deviation

Corr(Pub,P) = -0,829  $\Rightarrow$  decrease of -0,829 standard deviations in price = 4,327 euros.

Total effect on sales: (6,200)(2,204) - (1,464)(-4,327) = 20,0 thousand euros

Single variable model: (3,224) (6,200) = 20,0 thousand euros

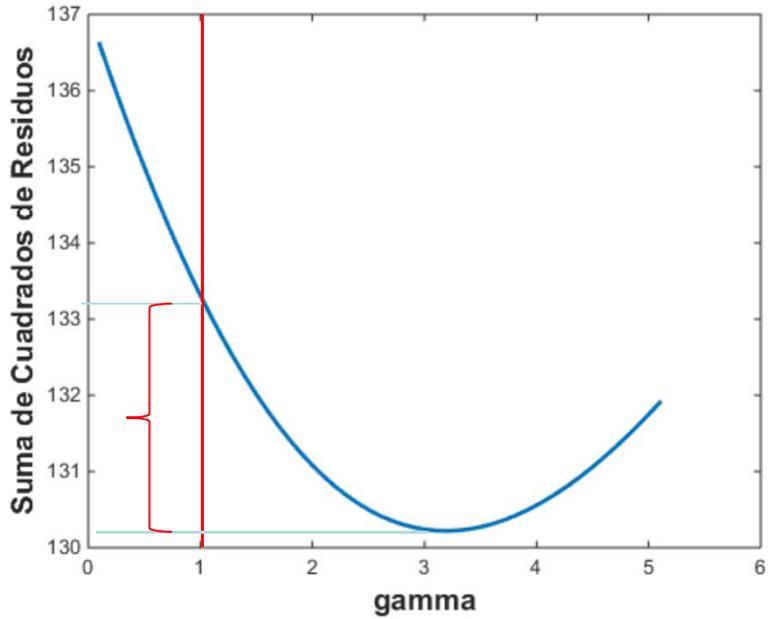
- The simple linear regression measures the *global effect* (direct+indirect) on Y of a change in either one of the X
  - It is a biased estimation of the *ceteris paribus individual effect* (indirect), which is seldom interesting
  - But it is an unbiased estimate of the global effect, the one on which we are usually interested
- While the multiple regression provides a biased estimation of that global effect, because of collinearity
- What is the question ?

## 5.- *Medición de la incertidumbre*

- *Riesgo de modelo*
  - Mantener varios modelos: a) no linealidades sencillas (potencial/exponencial), b) cambio de régimen exógeno o endógeno, c) componentes de largo y corto plazo (filtro HP), d) relevancia de valores extremos (tail risk), e) regresiones cuantílicas, f) agrupación de observaciones muestrales en clases
  - Responder a la cuestión analizada con cada modelo
  - Ponderar cada respuesta: verosimilitud, función de pérdida
- *¿Cómo podemos predecir?*
- *Análisis de simulación para responder a la pregunta que motivó el análisis*
  - Utilizar la distribución de probabilidad estimada para los parámetros
  - Y la distribución de probabilidad del componente no explicado por el modelo (o utilizar técnicas de bootstrapping)
  - Y la incertidumbre sobre el modelo

$$R_t = \alpha + \beta r_t^\gamma + u_t$$

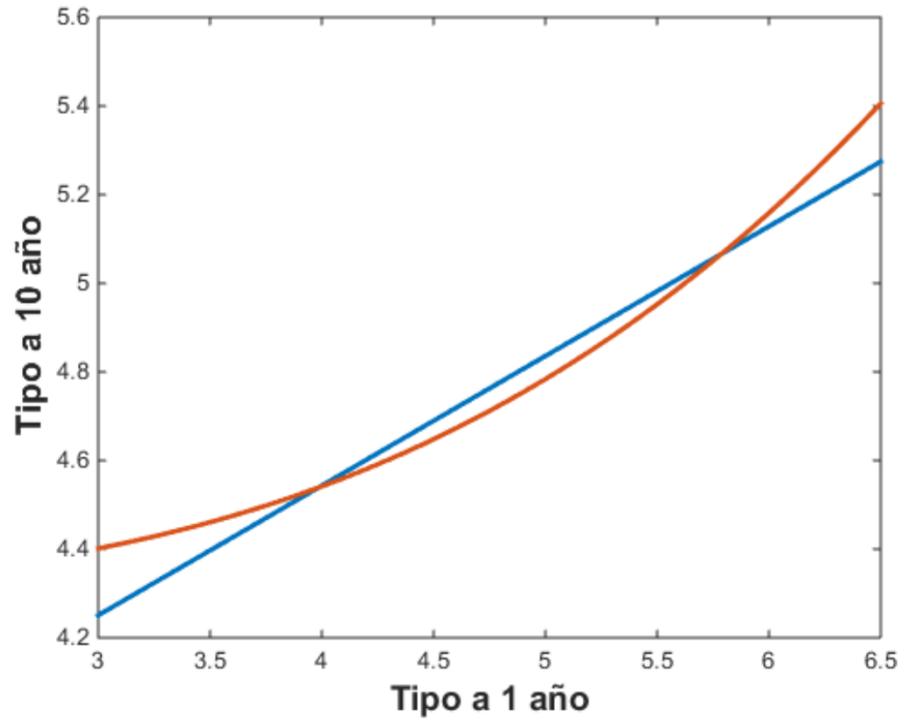
*Posibles no linealidades sencillas*



$$R_t = 4,3082 + 0,0028r_t^{3.19}$$

$$R_t = 3,3733 + 0,2925r_t$$

$$F(H_0: \text{linealidad}) = 47,95$$



**Posibles no linealidades sencillas**

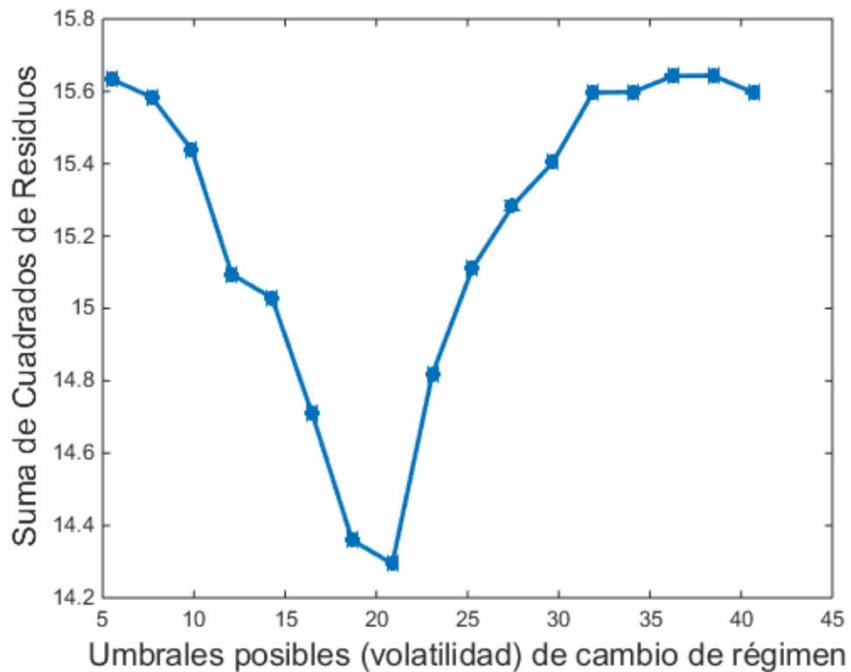
$$r_t = \alpha_1 + \beta_1 f_{t-s,t} + u_t, \text{ si } \sigma(r_t) < k$$

$$r_t = \alpha_2 + \beta_2 f_{t-s,t} + u_t, \text{ si } \sigma(r_t) > k$$

$$r_t = 4,1411 + 0,2676 f_{t-s,t} \text{ si } \sigma(r_t) < k$$

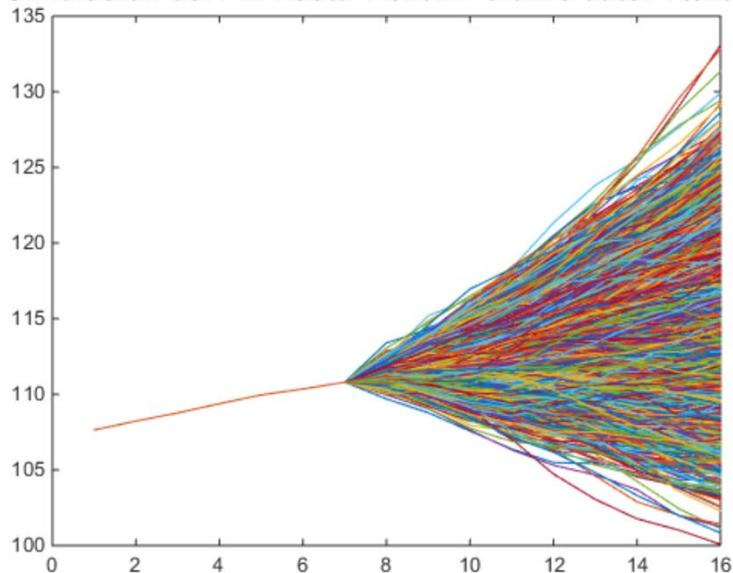
$$r_t = 3,1466 + 0,4270 f_{t-s,t} \text{ si } \sigma(r_t) > k$$

k = 20,88  
n1 = 543  
n2 = 371  
F(H0: Un solo régimen) = 39,32



Tipo forward	Tipo contado futuro a 3 meses	
	baja volatilidad	alta volatilidad
2,0	4,68	4,00
2,5	4,81	4,21

Simulación del PIB hasta T4/2021: ultimo dato: T3/2019

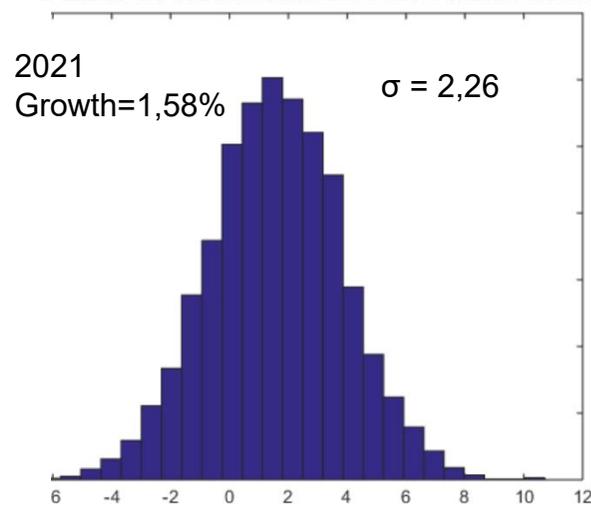
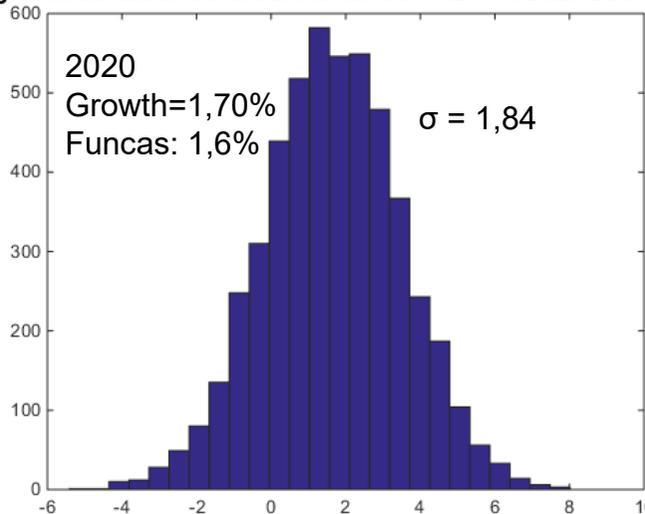
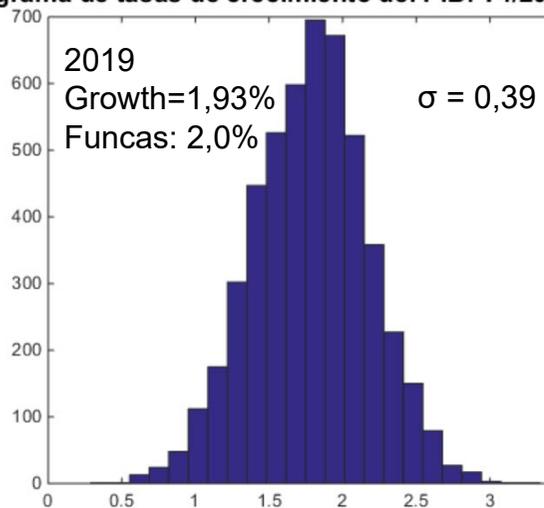


*Midiendo la incertidumbre:  
Predicción*

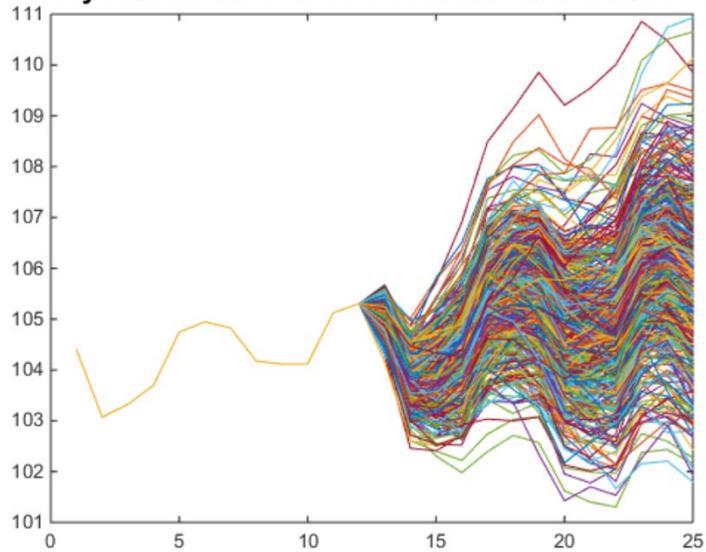
$P(2,0\% < \text{growth}(2019) ) = 21\%$   
 $P(\text{growth}(2019) < 1,5\% ) = 0\%$

$P(2,0\% < \text{growth}(2020) ) = 41\%$   
 $P(\text{growth}(2019) < 1,5\% ) = 43\%$   
 $P(\text{growth}(2020) < \text{growth}(2019)) = 57\%$

istograma de tasas de crecimiento del PIB: T4/2020 sobre T4/2020 sobre T4/2021 sobre T



Trayectorias del IPC: Enero 2019 a Diciembre 2020



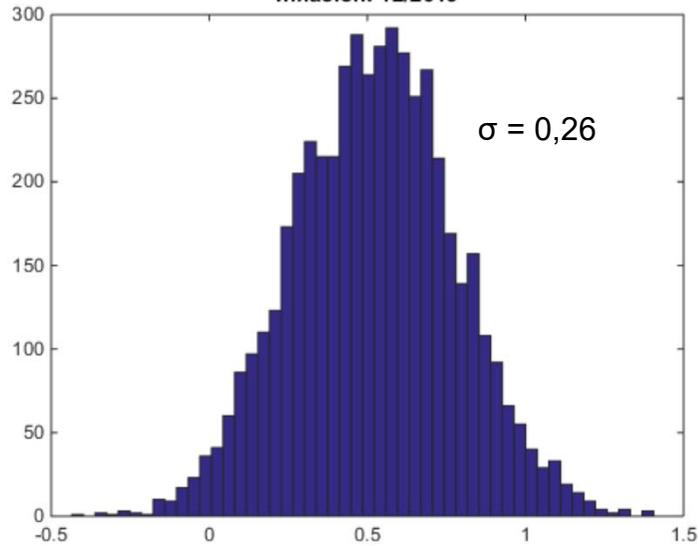
$P(\pi(2020) > \pi(2019)) = 58\%$   
 $P(\pi(12/2020) > \pi(11/2019)) = 53\%$

$\pi(2019) = 0,68\%$ ;  $\pi(12/2019) = 0,53\%$   
(Funcas = 0,7%)

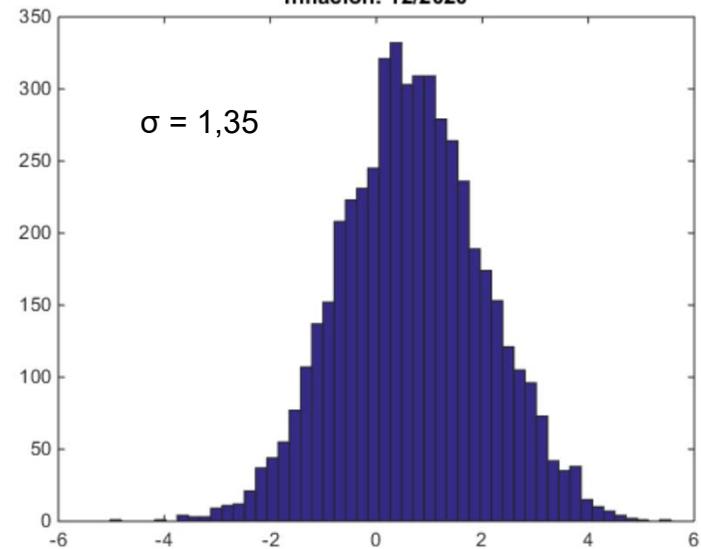
$\pi(2020) = 0,60\%$ ;  $\pi(12/2020) = 0,70\%$   
(Funcas = 1,0%)

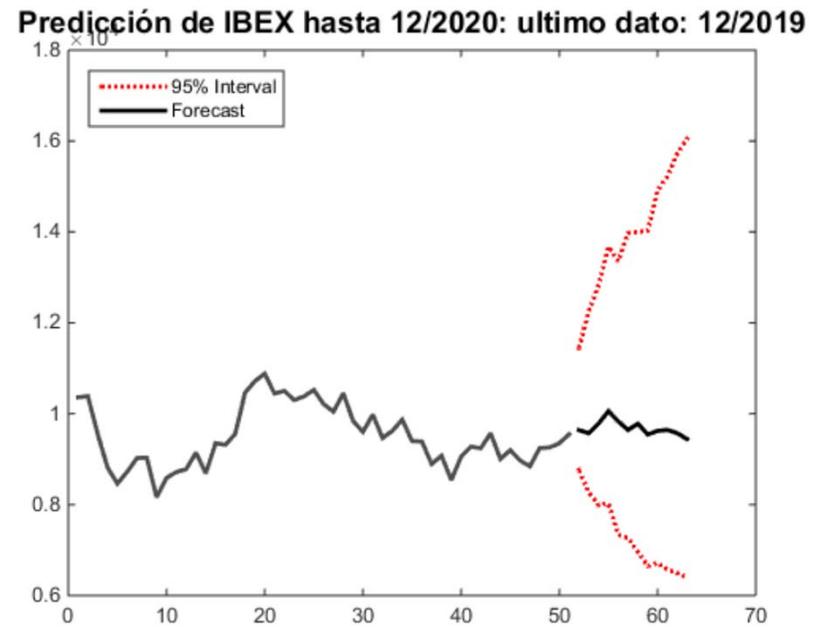
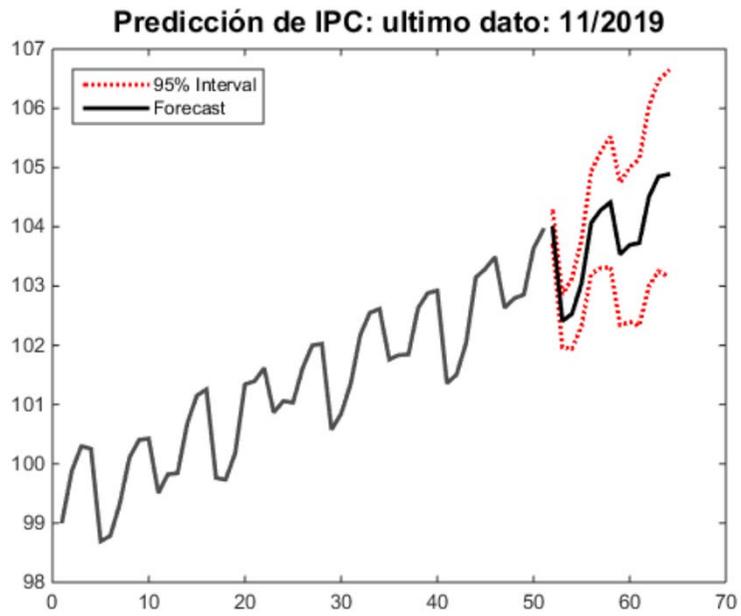
$0,95 = P[-1,17\% < \pi(2020) < 2,38\%]$

Inflación: 12/2019



Inflación: 12/2020





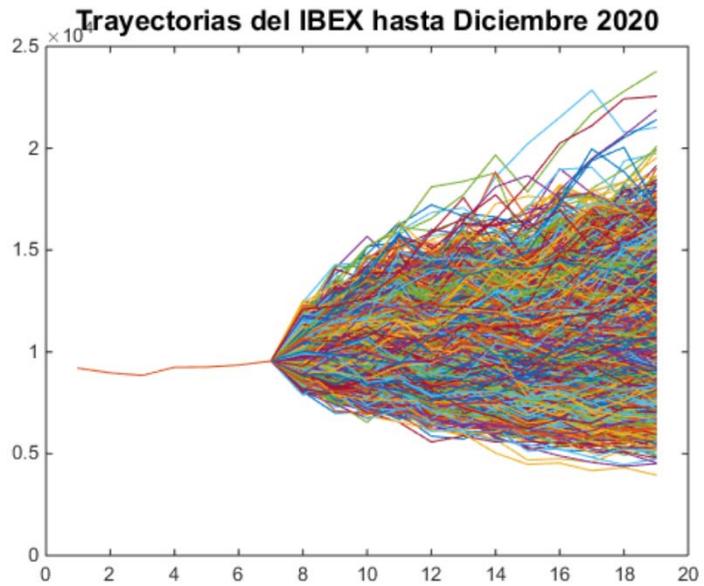
## Inflación subyacente

$$P(\pi(2020) > \pi(2019)) = 73\%$$

$$\pi(2019) = 0,87\%; \pi(12/2019) = 1,06\% \\ (\text{Funcas} = 0,9\%)$$

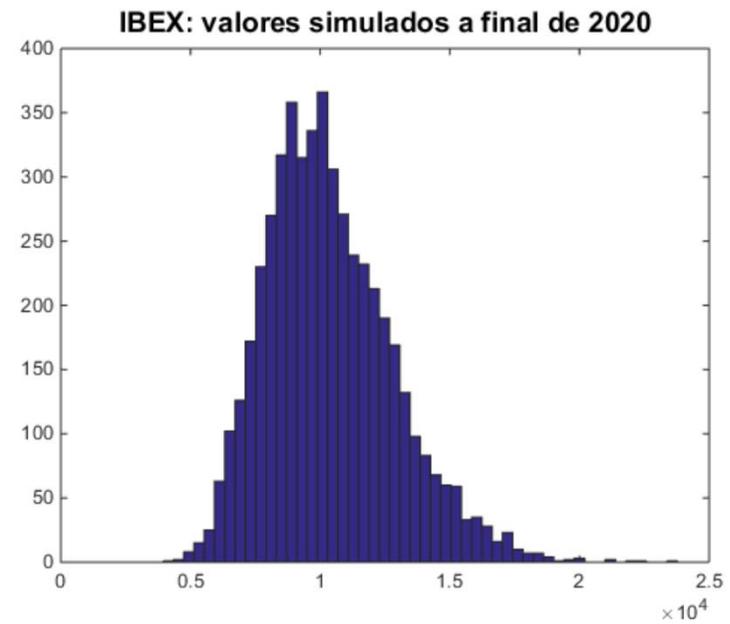
$$\pi(2020) = 1,14\%; \pi(12/2020) = 1,16\% \\ (\text{Funcas} = 1,1\%)$$

$$0,95 = P[-0,45\% < \pi(2020) < 2,71\%]$$



$0,90 = P(6.859 < \text{Ibex}(12/2020) < 14958)$

$P(\text{Ibex}(12/2020) > \text{Ibex}(12/2019)) = 60\%$



# *Lo que NO debe hacerse:*

1. *Olvidar a qué pregunta queremos responder con la investigación, y sustituirla por criterios únicamente estadísticos*
2. *Identificar significación estadística y relevancia económica*
3. *Hablar de la significatividad (estadística) de una variable*
4. *Apoyarse exclusivamente en estadístico tipo  $t$  y  $F$  al evaluar restricciones paramétricas o al comparar modelos alternativos*
5. *Comparar el contenido informativo de distintas variables examinando sus coeficientes o sus estadísticos  $t$*
6. *Utilizar la econometría de signos o de asteriscos*
7. *Poner mucho énfasis en coeficientes individuales estimados en regresiones múltiples*
8. *Contrastar demasiado*
  - *... y si se contrasta, y no se rechaza la hipótesis nula, no olvidar analizar la potencia del contraste*
9. *Utilizar el valor- $p$  de un contraste para validar una hipótesis nula*
10. *Resumir excesivamente la información muestral*
11. *Emitir conclusiones categóricas*

# *Lo que debe hacerse (I):*

1. *Comenzar definiendo con claridad la (única) cuestión objeto de análisis. No perder dicha referencia a lo largo del trabajo empírico*
2. *Analizar los datos desde distintos puntos de vista, utilizando una variedad de procedimientos estadísticos*
  - *Describiendo en detalle las características de los datos : rango muestral, histogramas, diagramas stem and leaf, evaluación no paramétrica de asociación entre variables*
  - *Diseño de contrastes paramétricos y no paramétricos acerca de:*
    - ✓ *características que deberían observarse si la hipótesis en estudio fuese correcta*
    - ✓ *características que **no** deberían observarse en los datos si la hipótesis en estudio **no** fuese correcta*
  - *Contrastar hipótesis paramétricas mediante comparación punto a punto de residuos de la regresiones restringida y sin restringir*
3. *Evaluar la relevancia práctica de cada variable explicativa*
4. *Tratar la colinealidad y tener en cuenta la variabilidad muestral de cada variable*
5. *Evaluar el contenido informativo de una variable explicativa como un concepto condicional, y evaluarlo de modo apropiado*
6. *Proporcionar evidencia acerca de variabilidad paramétrica y no-linealidades*

## *Lo que debe hacerse (II):*

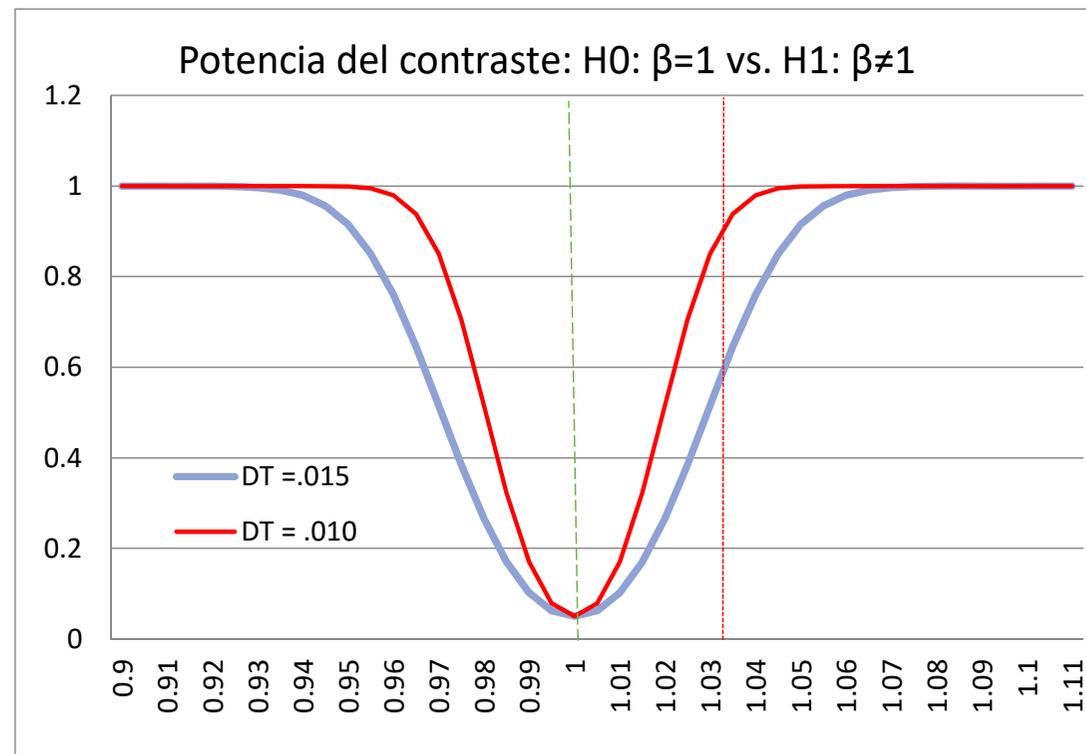
7. *Comparar modelos (evaluar restricciones) desde el punto de vista de su impacto sobre la cuestión que se analiza: predicción, medición de riesgo, gestión de carteras...*
  - *Qué explica un modelo que no es explicado por otros modelos? Residuos*
  - *Cómo de distintos son dos modelos alternativos?*
  - *Simulación de modelos*
8. *Mantener varios modelos y ponderar apropiadamente sus conclusiones*
9. *Evaluar el riesgo de modelo*
10. *Evaluar la incertidumbre asociada a nuestras estimaciones y respuestas*

*FIN (por ahora)*

$$r_t^{3m} = -0.420 + 1.033 f_{t-3,t}^{3m,6m} + u_t, \quad R^2 = 0.957$$

(0.066)
(0.015)

$$\sigma_u^2 = 0.247, \quad \text{Var}(r_t^{3m}) = 5.734$$



## Enfoques Clásico vs. Bayesiano

$$\frac{P(H_i/Y)}{P(H_j/Y)} = \frac{P(Y/H_i)}{P(Y/H_j)} \frac{P(H_i)}{P(H_j)}$$

Factor  
Bayes

$$f(Y/H_i) = \int_{\beta} \int_{\sigma} f(Y/\beta_i, \sigma_i) f(\beta_i, \sigma_i) d\beta_i d\sigma_i$$

Razón de verosimilitudes:

$$\frac{\max_{\beta_i, \sigma_i} f(Y/\beta_i, \sigma_i, H_i)}{\max_{\beta_j, \sigma_j} f(Y/\beta_j, \sigma_j, H_j)}$$