



**PROCESO DE GESTIÓN DE FORMACIÓN PROFESIONAL INTEGRAL**  
**ANEXO COMPONENTE FORMATIVO**

**FORMULARIO DE MUESTREO**

**MUESTREO ALEATORIO SIMPLE EN POBLACIONES INFINITAS.**

	VARIABLES NUMÉRICAS	VARIABLES DICOTÓMICAS
<b>ESTIMADOR</b>	$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$	$\hat{p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i, \quad y_i = 0, 1$
<b>VARIANZA MUESTRAL</b> (apenas se utiliza en muestreo)	$s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i^2 \right) - \bar{y}^2$	$s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \hat{p}\hat{q}$
<b>CUASIVARIANZA MUESTRAL</b>	$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \frac{\sum_{i=1}^n y_i^2 - \frac{\left( \sum_{i=1}^n y_i \right)^2}{n}}{n-1}$	$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \frac{n\hat{p}\hat{q}}{n-1}$
<b>VARIANZA DEL ESTIMADOR</b>	$\hat{V}(\bar{y}) = \frac{S^2}{n}$	$\hat{V}(\hat{p}) = \frac{\hat{p}\hat{q}}{n-1}$
<b><i>B</i></b> <b>LÍMITE DEL ERROR DE ESTIMACIÓN</b>	$B_\mu = z_c \sqrt{\hat{V}(\bar{y})} = z_c \frac{S}{\sqrt{n}}$	$B_p = z_c \sqrt{\hat{V}(\hat{p})} = z_c \sqrt{\frac{\hat{p}\hat{q}}{n-1}}$
<b>INTERVALO DE CONFIANZA</b>	$(\bar{y} - B_\mu, \bar{y} + B_\mu)$	$(\hat{p} - B_p, \hat{p} + B_p)$
<b>TAMAÑO MUESTRAL</b>	$n = \frac{\sigma^2}{\frac{B_\mu^2}{z_c^2}} = \frac{\sigma^2}{D}$ $D = \frac{B_\mu^2}{z_c^2}$ $\hat{\sigma}^2 = S^2, \quad \hat{\sigma}^2 = \left( \frac{R}{4} \right)^2$	$n = \frac{pq}{\frac{B_p^2}{z_c^2}} = \frac{pq}{D}$ $D = \frac{B_p^2}{z_c^2}$ <p style="text-align: center;"><i>p se estima con <math>\hat{p}</math></i></p>

## **MUESTREO ALEATORIO SIMPLE EN POBLACIONES FINITAS.**

	VARIABLES NUMÉRICAS	VARIABLES DICOTÓMICAS
<b>ESTIMADOR</b>	$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$ $\hat{\tau} = N\bar{y} = \frac{N}{n} \sum_{i=1}^n y_i$	$\hat{p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \quad y_i = 0, 1$ $\hat{\tau} = N\hat{p}$
<b>VARIANZA DEL ESTIMADOR</b>	$\hat{V}(\bar{y}) = \frac{S^2}{n} \frac{N-n}{N}$ $\hat{V}(\hat{\tau}) = N^2 \hat{V}(\bar{y}) = N(N-n) \frac{S^2}{n}$	$\hat{V}(\hat{p}) = \frac{\hat{p}\hat{q}}{n-1} \frac{N-n}{N}$ $\hat{V}(\hat{\tau}) = N^2 \hat{V}(\hat{p}) = N(N-n) \frac{\hat{p}\hat{q}}{n-1}$
<b>B LÍMITE DEL ERROR DE ESTIMACIÓN</b>	$B_{\mu} = z_c \sqrt{\hat{V}(\bar{y})}$ $B_{\tau} = z_c \sqrt{\hat{V}(\hat{\tau})} = NB_{\mu}$	$B_p = z_c \sqrt{\hat{V}(\hat{p})}$ $B_{\tau} = z_c \sqrt{\hat{V}(\hat{\tau})} = NB_p$
<b>INTERVALO DE CONFIANZA</b>	$(\bar{y} - B_{\mu}, \bar{y} + B_{\mu})$ $(\hat{\tau} - B_{\tau}, \hat{\tau} + B_{\tau}) = N(\bar{y} - B_{\mu}, \bar{y} + B_{\mu})$	$(\hat{p} - B_p, \hat{p} + B_p)$ $(\hat{\tau} - B_{\tau}, \hat{\tau} + B_{\tau}) = N(\hat{p} - B_p, \hat{p} + B_p)$
<b>TAMAÑO MUESTRAL</b>	$n = \frac{N\sigma^2}{(N-1)D + \sigma^2}$ $D = \frac{B_{\mu}^2}{z_c^2} \quad (media)$ $D = \frac{B_{\tau}^2}{z_c^2 N^2} \quad (total)$ $\hat{\sigma}^2 = S^2 \quad , \quad \hat{\sigma}^2 = \left(\frac{R}{4}\right)^2$	$n = \frac{Npq}{(N-1)D + pq}$ $D = \frac{B_p^2}{z_c^2} \quad (proporcion)$ $D = \frac{B_{\tau}^2}{z_c^2 N^2} \quad (total)$ <p><math>p</math> se estima con <math>\hat{p}</math></p>

## **MUESTREO ALEATORIO ESTRATIFICADO: ESTIMACIÓN.**

	<b>VARIABLES NUMÉRICAS</b>	<b>VARIABLES DICOTÓMICAS</b>
<b>ESTIMADOR</b>	$\bar{y}_{st} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^L N_i \bar{y}_i = \sum_{i=1}^L \frac{N_i}{N} \bar{y}_i$ $\hat{\tau}_{st} = N \bar{y}_{st} = \sum_{i=1}^L N_i \bar{y}_i$	$\hat{p}_{st} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^L N_i \hat{p}_i = \sum_{i=1}^L \frac{N_i}{N} \hat{p}_i$ $\hat{\tau}_{st} = N \hat{p}_{st} = \sum_{i=1}^L N_i \hat{p}_i$
<b>VARIANZA DEL ESTIMADOR</b>	$\hat{V}(\bar{y}_{st}) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^L N_i^2 \hat{V}(\bar{y}_i) =$ $= \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^L N_i^2 \frac{S_i^2}{n_i} \frac{N_i - n_i}{N_i} =$ $= \sum_{i=1}^L \left( \frac{N_i}{N} \right)^2 \frac{S_i^2}{n_i} \frac{N_i - n_i}{N_i}$ $\frac{N_i - n_i}{N_i} \cong 1 \quad \text{en poblaciones infinitas}$ $\hat{V}(\hat{\tau}_{st}) = N^2 \hat{V}(\bar{y}_{st}) = \sum_{i=1}^L N_i^2 \frac{S_i^2}{n_i} \frac{N_i - n_i}{N_i}$	$\hat{V}(\hat{p}_{st}) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^L N_i^2 \hat{V}(\hat{p}_i) =$ $= \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^L N_i^2 \frac{\hat{p}_i \hat{q}_i}{n_i - 1} \frac{N_i - n_i}{N_i} =$ $= \sum_{i=1}^L \left( \frac{N_i}{N} \right)^2 \frac{\hat{p}_i \hat{q}_i}{n_i - 1} \frac{N_i - n_i}{N_i}$ $\frac{N_i - n_i}{N_i} \cong 1 \quad \text{en poblaciones infinitas}$ $\hat{V}(\hat{\tau}_{st}) = N^2 \hat{V}(\hat{p}_{st}) = \sum_{i=1}^L N_i^2 \frac{\hat{p}_i \hat{q}_i}{n_i - 1} \frac{N_i - n_i}{N_i}$

**MUESTREO ALEATORIO ESTRATIFICADO: ASIGNACIÓN MUESTRAL.  
POBLACIONES FINITAS.**

	VARIABLES NUMÉRICAS	VARIABLES DICOTÓMICAS
<b>ASIGNACIÓN ÓPTIMA</b>	<p>(error fijo B)</p> $n = \frac{\sum_{i=1}^L N_i \sigma_i \sqrt{c_i} \quad \sum_{i=1}^L \frac{N_i \sigma_i}{\sqrt{c_i}}}{N^2 D + \sum_{i=1}^L N_i \sigma_i^2}$ <p>(coste fijo C)</p> $n = \frac{C \sum_{i=1}^L \frac{N_i \sigma_i}{\sqrt{c_i}}}{\sum_{i=1}^L N_i \sigma_i \sqrt{c_i}}$	<p>(error fijo B)</p> $n = \frac{\sum_{i=1}^L N_i \sqrt{p_i q_i c_i} \quad \sum_{i=1}^L N_i \sqrt{\frac{p_i q_i}{c_i}}}{N^2 D + \sum_{i=1}^L N_i p_i q_i}$ <p>(coste fijo C)</p> $n = \frac{C \sum_{i=1}^L N_i \sqrt{\frac{p_i q_i}{c_i}}}{\sum_{i=1}^L N_i \sqrt{p_i q_i c_i}}$
	$\omega_j = \frac{\frac{N_j \sigma_j}{\sqrt{c_j}}}{\sum_{i=1}^L \frac{N_i \sigma_i}{\sqrt{c_i}}}$	$\omega_j = \frac{N_j \sqrt{\frac{p_j q_j}{c_j}}}{\sum_{i=1}^L N_i \sqrt{\frac{p_i q_i}{c_i}}}$
<b>ASIGNACIÓN DE NEYMAN</b> (error fijo B)	$n = \frac{\left( \sum_{i=1}^L N_i \sigma_i \right)^2}{N^2 D + \sum_{i=1}^L N_i \sigma_i^2}$	$n = \frac{\left( \sum_{i=1}^L N_i \sqrt{p_i q_i} \right)^2}{N^2 D + \sum_{i=1}^L N_i p_i q_i}$
	$\omega_j = \frac{N_j \sigma_j}{\sum_{i=1}^L N_i \sigma_i}$	$\omega_j = \frac{N_j \sqrt{p_j q_j}}{\sum_{i=1}^L N_i \sqrt{p_i q_i}}$
<b>ASIGNACIÓN PROPORCIONAL</b> (error fijo B)	$n = \frac{\sum_{i=1}^L N_i \sigma_i^2}{ND + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^L N_i \sigma_i^2}$	$n = \frac{\sum_{i=1}^L N_i p_i q_i}{ND + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^L N_i p_i q_i}$
	$\omega_j = \frac{N_j}{N}$	$\omega_j = \frac{N_j}{N}$
	$D = \frac{B_\mu^2}{z_c^2} \quad (\text{media})$ $D = \frac{B_\tau^2}{z_c^2 N^2} \quad (\text{total})$ $\widehat{\sigma_i^2} = S_i^2 \quad , \quad \widehat{\sigma_i^2} = \left( \frac{R_i}{4} \right)^2$	$D = \frac{B_p^2}{z_c^2} \quad (\text{proporcion})$ $D = \frac{B_\tau^2}{z_c^2 N^2} \quad (\text{total})$ <p><math>p_i</math> se estima con <math>\widehat{p}_i</math></p>

**MUESTREO ALEATORIO ESTRATIFICADO: ASIGNACIÓN MUESTRAL.**  
**POBLACIONES INFINITAS. Pesos de los estratos conocidos:  $W_i (\cong N_i / N)$**

	VARIABLES NUMÉRICAS	VARIABLES DICOTÓMICAS
<b>ASIGNACIÓN ÓPTIMA</b>	<p align="center"><i>(error fijo B)</i></p> $n = \frac{\sum_{i=1}^L W_i \sigma_i \sqrt{c_i} \quad \sum_{i=1}^L W_i \frac{\sigma_i}{\sqrt{c_i}}}{D}$ <p align="center"><i>(coste fijo C)</i></p> $n = \frac{C \sum_{i=1}^L W_i \frac{\sigma_i}{\sqrt{c_i}}}{\sum_{i=1}^L W_i \sigma_i \sqrt{c_i}}$	<p align="center"><i>(error fijo B)</i></p> $n = \frac{\sum_{i=1}^L W_i \sqrt{p_i q_i c_i} \quad \sum_{i=1}^L W_i \sqrt{\frac{p_i q_i}{c_i}}}{D}$ <p align="center"><i>(coste fijo C)</i></p> $n = \frac{C \sum_{i=1}^L W_i \sqrt{\frac{p_i q_i}{c_i}}}{\sum_{i=1}^L W_i \sqrt{p_i q_i c_i}}$
	$\omega_j = \frac{W_j \frac{\sigma_j}{\sqrt{c_j}}}{\sum_{i=1}^L W_i \frac{\sigma_i}{\sqrt{c_i}}}$	$\omega_j = \frac{W_j \sqrt{\frac{p_j q_j}{c_j}}}{\sum_{i=1}^L W_i \sqrt{\frac{p_i q_i}{c_i}}}$
<b>ASIGNACIÓN DE NEYMAN</b> <i>(error fijo B)</i>	$n = \frac{\left( \sum_{i=1}^L W_i \sigma_i \right)^2}{D}$	$n = \frac{\left( \sum_{i=1}^L W_i \sqrt{p_i q_i} \right)^2}{D}$
	$\omega_j = \frac{W_j \sigma_j}{\sum_{i=1}^L W_i \sigma_i}$	$\omega_j = \frac{W_j \sqrt{p_j q_j}}{\sum_{i=1}^L W_i \sqrt{p_i q_i}}$
<b>ASIGNACIÓN PROPORCIONAL</b> <i>(error fijo B)</i>	$n = \frac{\sum_{i=1}^L W_i \sigma_i^2}{D}$	$n = \frac{\sum_{i=1}^L W_i p_i q_i}{D}$
	$\omega_j = W_j$	$\omega_j = W_j$
	$D = \frac{B_{\mu}^2}{z_c^2} \quad (\text{media})$ $\widehat{\sigma_i^2} = S_i^2 \quad , \quad \widehat{\sigma_i^2} = \left( \frac{R_i}{4} \right)^2$	$D = \frac{B_p^2}{z_c^2} \quad (\text{proporcion})$ <p align="center"><math>p_i</math> se estima con <math>\widehat{p_i}</math></p>

## ESTIMACIÓN DE RAZÓN.

	RAZÓN	MEDIA TOTAL
ESTIMADOR	$r = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{\sum_{i=1}^n x_i} = \frac{\bar{y}}{\bar{x}}$	$\hat{\mu}_y = r \mu_x$ $\hat{\tau}_y = r \tau_x$
VARIANZA RESIDUAL	$S_r^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - r x_i)^2 = \frac{1}{n-1} \left( \sum_{i=1}^n y_i^2 + r^2 \sum_{i=1}^n x_i^2 - 2r \sum_{i=1}^n x_i y_i \right)$	
VARIANZA DEL ESTIMADOR	$\hat{V}(r) = \frac{1}{\mu_x^2} \frac{N-n}{N} \frac{S_r^2}{n} \cong \frac{1}{\bar{x}^2} \frac{N-n}{N} \frac{S_r^2}{n}$	$\hat{V}(\hat{\mu}_y) = \mu_x^2 \hat{V}(r) = \frac{N-n}{N} \frac{S_r^2}{n}$ $\hat{V}(\hat{\tau}_y) = \tau_x^2 \hat{V}(r) = N^2 \frac{N-n}{N} \frac{S_r^2}{n}$ $\hat{V}(\hat{\tau}_y) \cong \frac{\tau_x^2}{\bar{x}^2} \frac{S_r^2}{n} \quad \text{en poblaciones infinitas}$
TAMAÑO MUESTRAL	$n = \frac{N \sigma_r^2}{ND + \sigma_r^2}$ $n = \frac{\sigma_r^2}{D} \quad \text{en poblaciones infinitas}$ $\hat{\sigma}_r^2 = S_r^2 \quad \text{de una muestra previa}$ $D = \frac{B_R^2 \mu_x^2}{z_c^2} \quad (\text{para estimar } R)$ $D = \frac{B_\mu^2}{z_c^2} \quad (\text{para estimar } \mu_y)$ $D = \frac{B_\tau^2}{z_c^2 N^2} \quad (\text{para estimar } \tau_y)$	

## ESTIMACIÓN DE REGRESIÓN.

	<b>MEDIA TOTAL</b>
<b>VARIANZA, COVARIANZA Y COEF. DE CORRELACIÓN MUESTRALES</b>	$s_x^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 \right) - \bar{x}^2 \quad (\text{análogamente para la variable } Y)$ $s_{xy} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) = \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i y_i \right) - \bar{x} \bar{y}$ $r_{xy}^2 = \frac{s_{xy}^2}{s_x^2 s_y^2}$
<b>ESTIMADOR</b>	$\hat{\mu}_{yL} = \bar{y} + b(\mu_x - \bar{x}) \quad b = \frac{s_{xy}}{s_x^2}$ $\hat{\tau}_{yL} = N \hat{\mu}_{yL}$
<b>VARIANZA RESIDUAL</b>	$S_L^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n \left( y_i - (\bar{y} + b(x_i - \bar{x})) \right)^2 = \frac{n}{n-2} \left( s_y^2 - \frac{s_{xy}^2}{s_x^2} \right) = \frac{n}{n-2} s_y^2 (1 - r_{xy}^2)$
<b>VARIANZA DEL ESTIMADOR</b>	$\hat{V}(\hat{\mu}_{yL}) = \frac{N-n}{N} \frac{S_L^2}{n}$ $\hat{V}(\hat{\tau}_{yL}) = N^2 \hat{V}(\hat{\mu}_{yL})$
<b>TAMAÑO MUESTRAL</b>	$n = \frac{N \sigma_L^2}{ND + \sigma_L^2}$ $n = \frac{\sigma_L^2}{D} \quad \text{en poblaciones infinitas}$ $\hat{\sigma}_L^2 = S_L^2 \quad \text{de una muestra previa}$ $D = \frac{B_\mu^2}{z_c^2} \quad (\text{para estimar } \mu_y)$ $D = \frac{B_\tau^2}{z_c^2 N^2} \quad (\text{para estimar } \tau_y)$

## ***ESTIMACIÓN DE DIFERENCIA.***

	<b>MEDIA TOTAL</b>
<b>ESTIMADOR</b>	$\hat{\mu}_{yD} = \bar{y} + (\mu_x - \bar{x}) = \mu_x + \bar{d} \qquad \bar{d} = \bar{y} - \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n d_i \qquad d_i = y_i - x_i$ $\hat{\tau}_{yD} = N \hat{\mu}_{yD}$
<b>VARIANZA RESIDUAL</b>	$S_D^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - (x_i + \bar{d}))^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (d_i - \bar{d})^2 = \frac{\sum_{i=1}^n d_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^n d_i\right)^2}{n}}{n-1}$
<b>VARIANZA DEL ESTIMADOR</b>	$\hat{V}(\hat{\mu}_{yD}) = \frac{N-n}{N} \frac{S_D^2}{n}$ $\hat{V}(\hat{\tau}_{yD}) = N^2 \hat{V}(\hat{\mu}_{yD})$
<b>TAMAÑO MUESTRAL</b>	$n = \frac{N\sigma_D^2}{ND + \sigma_D^2}$ $n = \frac{\sigma_D^2}{D} \quad \text{en poblaciones infinitas}$ $\hat{\sigma}_D^2 = S_D^2 \quad \text{de una muestra previa}$ $D = \frac{B_\mu^2}{z_c^2} \quad (\text{para estimar } \mu_y)$ $D = \frac{B_\tau^2}{z_c^2 N^2} \quad (\text{para estimar } \tau_y)$



## MUESTREO POR CONGLOMERADOS.

	MEDIA o PROPORCIÓN TOTAL ( $M$ conocido)	TOTAL
ESTIMADOR	$\hat{\mu} = \bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{\sum_{i=1}^n m_i}$ $\hat{\tau} = M \bar{y}$	$\hat{\tau}_t = N \bar{y}_t$ $\left( \bar{y}_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \right)$
VARIANZA DEL ESTIMADOR	$\hat{V}(\bar{y}) = \frac{1}{M^2} \frac{N-n}{N} \frac{S_c^2}{n}$  $\hat{V}(\hat{\tau}) = M^2 \hat{V}(\bar{y}) = N(N-n) \frac{S_c^2}{n}$	$\hat{V}(\hat{\tau}_t) = N^2 \hat{V}(\bar{y}_t) = N(N-n) \frac{S_t^2}{n}$
	$S_c^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y} m_i)^2 =$ $= \frac{1}{n-1} \left( \sum_{i=1}^n y_i^2 + \bar{y}^2 \sum_{i=1}^n m_i^2 - 2 \bar{y} \sum_{i=1}^n m_i y_i \right)$	$S_t^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y}_t)^2 = \frac{\sum_{i=1}^n y_i^2 - \left( \sum_{i=1}^n y_i \right)^2 / n}{n-1}$
TAMAÑO MUESTRAL	$n = \frac{N \sigma_c^2}{ND + \sigma_c^2}$ $n = \frac{\sigma_c^2}{D}$ en poblaciones infinitas $\widehat{\sigma}_c^2 = S_c^2$ de una muestra previa  $D = \frac{B_\mu^2 \bar{M}^2}{z_c^2}$ (media)  $D = \frac{B_\tau^2}{z_c^2 N^2}$ (total)	$n = \frac{N \sigma_t^2}{ND + \sigma_t^2}$ $n = \frac{\sigma_t^2}{D}$ en poblaciones infinitas $\widehat{\sigma}_t^2 = S_t^2$ de una muestra previa  $D = \frac{B_\tau^2}{z_c^2 N^2}$ (total)

### NOTACIÓN:

$N$  = conglomerados en la población (habitualmente conocido)

$n$  = conglomerados en la muestra

$m_i$  = elementos en el conglomerado  $i$

$y_i$  = suma de las observaciones del conglomerado  $i$

$M = \sum_{i=1}^N m_i$  = elementos en la población (habitualmente desconocido)

$m = \sum_{i=1}^n m_i$  = elementos en la muestra

$\bar{M} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N m_i = \frac{M}{N}$  = tamaño medio de los conglomerados de la población (habitualmente desconocido)

$\bar{m} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n m_i = \frac{m}{n}$  = tamaño medio de los conglomerados de la muestra . Este valor  $\bar{m}$  se usa para estimar el anterior,  $\bar{M}$  .

## ***ESTIMACIÓN DEL TAMAÑO DE LA POBLACIÓN***

	<b>MUESTREO DIRECTO</b>	<b>MUESTREO INVERSO</b>
<b>NOTACIÓN</b>	$t = \text{elementos marcados}$ $n = \text{total de elementos en la muestra de recaptura}$ $s = \text{elementos marcados en la muestra de recaptura}$	
<b>ESTIMADOR</b>	$\hat{N} = \frac{t}{\hat{p}} = \frac{nt}{s}$	$\hat{N} = \frac{t}{\hat{p}} = \frac{nt}{s}$
<b>PROPIEDADES DEL ESTIMADOR</b>	$E(\hat{N}) = N + \frac{N(N-t)}{nt}$ $\hat{V}(\hat{N}) = \frac{t^2 n(n-s)}{s^3}$	$E(\hat{N}) = N$ $\hat{V}(\hat{N}) = \frac{t^2 n(n-s)}{s^2(s+1)}$

## ESTIMACIÓN DEL TAMAÑO DE LA POBLACIÓN

MUESTREO POR CUADROS		
	DENSIDAD	TOTAL
NOTACIÓN	$A = \text{área total}$ $a = \text{área de cada cuadro}$ $n = \text{número de cuadros en la muestra}$ $\bar{m} = \text{número medio de elementos por cuadro en la muestra}$	
ESTIMADOR	$\hat{\lambda} = \frac{\bar{m}}{a}$	$\hat{M} = \hat{\lambda}A$
VARIANZA DEL ESTIMADOR	$\hat{V}(\hat{\lambda}) = \frac{\hat{\lambda}}{an} = \frac{\bar{m}}{a^2 n}$	$\hat{V}(\hat{M}) = A^2 \hat{V}(\hat{\lambda}) = \frac{A^2 \hat{\lambda}}{an} = \frac{A^2 \bar{m}}{a^2 n}$
TAMAÑO MUESTRAL	$n = \frac{\lambda}{aD}$ $D = \frac{B_{\lambda}^2}{z_c^2} \quad (\text{para estimar } \lambda) \qquad D = \frac{B_M^2}{z_c^2 A^2} \quad (\text{para estimar } M)$ <p style="text-align: center;"><math>\lambda</math> debe estimarse con una muestra previa</p>	

CUADROS CARGADOS		
	DENSIDAD	TOTAL
NOTACIÓN	$A = \text{área total}$ $a = \text{área de cada cuadro}$ $n = \text{número de cuadros en la muestra}$ $y = \text{número total de cuadros no cargados en la muestra}$	
ESTIMADOR	$\hat{\lambda} = -\frac{1}{a} \ln\left(\frac{y}{n}\right)$	$\hat{M} = A\hat{\lambda} = -\frac{A}{a} \ln\left(\frac{y}{n}\right)$
VARIANZA DEL ESTIMADOR	$\hat{V}(\hat{\lambda}) = \frac{1}{a^2} \frac{n-y}{ny}$	$\hat{V}(\hat{M}) = A^2 \hat{V}(\hat{\lambda}) = \frac{A^2}{a^2} \frac{n-y}{ny}$

# MUESTREO CON PROBABILIDADES DESIGUALES.

	MEDIA, PROPORCIÓN y TOTAL
PROBABILIDADES DE INCLUSIÓN	$\pi_i = \sum_{s \ni i} p(s)$ <span style="margin-left: 100px;"><math>\pi_{ij} = \sum_{s \ni i \&amp; j} p(s)</math></span>
PESOS MUESTRALES	$d_i = \frac{1}{\pi_i}$
PROBABILIDADES DE INCLUSIÓN EN UN DISEÑO PPT	$\pi_i = n \frac{x_i}{\tau_x}$
PROBABILIDADES DE INCLUSIÓN EN M. A. SIMPLE	$\pi_i = \frac{n}{N}$ <span style="margin-left: 100px;"><math>\pi_{ij} = \frac{n}{N} \frac{n-1}{N-1}</math></span>
PROBABILIDADES DE INCLUSIÓN EN M. A. ESTRATIFICADO	$\pi_i = \frac{n_h}{N_h} \quad \text{si el individuo } i \text{ pertenece al estrato } h.$ $\pi_{ij} = \begin{cases} \frac{n_h}{N_h} \frac{n_h-1}{N_h-1} & \text{si ambos individuos } i \text{ y } j \text{ pertenecen al estrato } h. \\ \frac{n_h}{N_h} \frac{n_k}{N_k} & \text{si el individuo } i \text{ pertenece al estrato } h, \text{ y el individuo } j \text{ al estrato } k \end{cases}$
ESTIMADOR DE TIPO HORVITZ-THOMPSON	$\bar{y}_{HT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\pi_i}$ $\hat{p}_{HT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\pi_i} \quad y_i = 0 \quad o \quad y_i = 1$ $\hat{\tau}_{HT} = N \bar{y}_{HT} = N \hat{p}_{HT} = \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\pi_i}$
VARIANZA DEL ESTIMADOR DE HORVITZ-THOMPSON	$\hat{V}_{HT}(\bar{y}_{HT}) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^n (1-\pi_i) \frac{y_i^2}{\pi_i^2} + \frac{2}{N^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j>i}^n \frac{\pi_{ij} - \pi_i \pi_j}{\pi_{ij}} \frac{y_i}{\pi_i} \frac{y_j}{\pi_j}$ $\hat{V}_{SYG}(\bar{y}_{HT}) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j>i}^n \frac{\pi_i \pi_j - \pi_{ij}}{\pi_{ij}} \left( \frac{y_i}{\pi_i} - \frac{y_j}{\pi_j} \right)^2$ $\hat{V}_{HT}(\hat{\tau}_{HT}) = N^2 \hat{V}_{HT}(\bar{y}_{HT}) = \sum_{i=1}^n (1-\pi_i) \frac{y_i^2}{\pi_i^2} + 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j>i}^n \frac{\pi_{ij} - \pi_i \pi_j}{\pi_{ij}} \frac{y_i}{\pi_i} \frac{y_j}{\pi_j}$ $\hat{V}_{SYG}(\hat{\tau}_{HT}) = N^2 \hat{V}_{SYG}(\bar{y}_{HT}) = \sum_{i=1}^n \sum_{j>i}^n \frac{\pi_i \pi_j - \pi_{ij}}{\pi_{ij}} \left( \frac{y_i}{\pi_i} - \frac{y_j}{\pi_j} \right)^2$
ESTIMADOR DE TIPO HÁJEK	$\bar{y}_H = \frac{1}{\widehat{N}} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\pi_i} \quad \widehat{N} = \sum_{i=1}^n \frac{1}{\pi_i}$ $\hat{p}_H = \frac{1}{\widehat{N}} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\pi_i} \quad y_i = 0 \quad o \quad y_i = 1$ $\hat{\tau}_H = N \bar{y}_H = \frac{N}{\widehat{N}} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\pi_i}$

<p><b>VARIANZA DEL ESTIMADOR DE HÁJEK</b></p>	$\hat{V}_J(\bar{y}_H) = \frac{N-n}{N} \frac{n-1}{n} \sum_{i=1}^n (\bar{y}_{H(i)} - \bar{y}_H)^2$ $\bar{y}_{H(i)} = \frac{1}{\hat{N}_{(i)}} \sum_{j \in S, j \neq i} \frac{y_j}{\pi_j}, \quad \hat{N}_{(i)} = \sum_{j \in S, j \neq i} \frac{1}{\pi_j}$ $\hat{V}_J(\hat{\tau}_H) = N^2 \hat{V}_J(\bar{y}_H) = \frac{N-n}{N} \frac{n-1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{\tau}_{H(i)} - \hat{\tau}_H)^2$ $\hat{\tau}_{H(i)} = \frac{N}{\hat{N}_{(i)}} \sum_{j \in S, j \neq i} \frac{y_j}{\pi_j}, \quad \hat{N}_{(i)} = \sum_{j \in S, j \neq i} \frac{1}{\pi_j}$
<p><b>VARIANZA DE UN ESTIMADOR <math>\hat{\theta}</math> USANDO BOOTSTRAP</b></p>	$\hat{V}_B(\hat{\theta}) = \frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B (\hat{\theta}_{(b)} - \bar{\theta}_B)^2 \quad ; \quad \bar{\theta}_B = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \hat{\theta}_{(b)}$