12º seminario AEDEMO sobre Audiencia de Televisión
Palma de Mallorca, Febrero de 1996

LA PRECISIÓN ESTADÍSTICA EN EL PANEL DE AUDIMETRÍA

Carlos Lamas

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN, TEORÍA Y CONCEPTOS

Error Estándar

Cuando se estima un parámetro de la población a través de una muestra, se obtiene una aproximación a dicho parámetro. La diferencia entre la estimación y el valor real en la población es lo que se conoce como error de muestreo. La magnitud de los errores de muestreo o, de forma equivalente, el nivel de precisión del mismo se suele medir por el "error estándar".

Imaginemos que, para una experimentación por muestreo específica, con un diseño y tamaño de muestra dado, se calculan todas las posibles muestras que el método de selección permita y que, para cada una de estas muestras se calcula una estimación del parámetro de la población investigado. La media de todas estas estimaciones coincidirá, si el muestreo es insesgado, con el valor real de la población. Llamamos error estándar a la desviación típica de la distribución formada por todas las estimaciones mencionadas. Dicha distribución tiende a una distribución normal, independientemente de la forma de la distribución de la variable original en la población.

Por tanto, lo que estamos indicando a través del error estándar es la variabilidad en el muestreo o el nivel de precisión del mismo. El error estándar da idea de la frecuencia con la que se puede esperar que existan diferencias entre la estimación y el valor real de una magnitud dada, si se toman muestras repetidas del mismo tamaño. Su magnitud depende de la distribución de la variable considerada en la población, del diseño muestral utilizado y del tamaño de la muestra. El error estándar es consustancial al muestreo y no se puede evitar o eliminar, aunque la palabra "error" sugiera al profano falsas ideas de "equivocación". El error estándar cuantifica de forma general la precisión de una investigación por muestreo pero no informa sobre el tamaño ni sobre la dirección de la diferencia entre una estimación concreta obtenida aplicando dicha investigación y el valor poblacional real. Se suele denotar con la letra griega "sigma" (σ) y se presenta como valor absoluto o bien en términos relativos (ratio porcentual sobre el valor de la estimación).

Margen de error e intervalo de confianza

Es muy frecuente acompañar cualquier estimación puntual de un parámetro poblacional con alguna idea del margen de fiabilidad de la misma. Esta idea suele expresarse como margen de error o en forma de intervalo marcando los límites inferior y superior del mismo. Tanto el margen de error como el intervalo de confianza respectivo están asociados a un nivel de confianza o fiabilidad determinado, de forma que para una misma situación puntual se puedan construir múltiples intervalos de confianza en base a diferentes niveles de fiabilidad. El intervalo de confianza se construye tomando como extremos del mismo el valor de la estimación puntual $\pm$ el margen de error asociado.

Para el cálculo de los márgenes de error, se multiplica el error estándar por el valor que la distribución normal proporciona al nivel de probabilidad requerido. El resultado para los niveles de probabilidad más usuales es como sigue:

Nivel de probabilidad	Margen de error
99,7 %	3σ
99 %	$2{,}57\sigma$
95,5 %	2σ
95%	$1{,}96\sigma$
90 %	$1{,}65\sigma$
80 %	$1{,}28\sigma$
68,3 %	σ

El margen de error se puede expresar en términos absolutos o relativos (porcentajes).

Ejemplo de aplicación y lectura

Imaginemos que tenemos el siguiente caso:

- Rating estimado: 9,2 puntos
- Error estándar: 1,3 puntos
- Nivel de confianza: 90%

Al nivel de confianza del 90% tenemos

- Margen de error: ± 2,1 puntos
- Intervalo de confianza: [7,1 ; 11,3]

La lectura de este caso debe ser:

"Con una probabilidad del 90% el valor real del rating está comprendido en el intervalo [7,1; 11,3]. De forma equivalente, hay una probabilidad del 10% de que dicho valor real esté fuera del intervalo mencionado".

- El margen de error se ha calculado multiplicando el error estándar por 1,65 (valor que proporciona la distribución normal para la probabilidad del 90%).
- El intervalo de confianza se construye sumando y restando el margen de error al valor de la estimación.

En la investigación social está generalizado el uso del nivel de probabilidad del 95% para la construcción de intervalos de confianza.

Error probable

Se denomina error probable a la mediana de la distribución de los errores posibles. La probabilidad de obtener en una estimación concreta un error superior (o inferior) a dicho valor es del 50%. En otras palabras, la diferencia entre una estimación específica y el valor poblacional real tiene la misma probabilidad de ser superior al error probable que de ser inferior al mismo.

Se calcula multiplicando el error estándar por 0,6745.

Diseño muestral del panel de audimetría de Sofrés AM

La selección de los hogares que van a configurar el panel se hace por fases:

- Determinación de estratos Región x Hábitat.
- Distribución del tamaño muestral entre los municipios de cada estrato seleccionando la localización de los hogares muestrales con probabilidad proporcional a la población de los municipios. Se utiliza un procedimiento sistemático de selección que propicia la máxima dispersión geográfica.
- Selección aleatoria/sistemática de tantas secciones censales dentro de un municipio como hogares muestrales tenga. En cada sección censal así elegida, se conseguirá la colaboración de un hogar y uno sólo para el panel (con el mismo objetivo de optimizar la dispersión geográfica).
- La selección realizada según las etapas anteriores se controla y corrige, de ser necesario, según las cuotas de diseño prefijadas.

Aunque es el hogar la unidad final de muestreo, las unidades últimas de observación son los individuos. Para cada hogar seleccionado se recoge y procesa la información audimétrica de todos los miembros del mismo con edades de 4 años o más. Por tanto, la muestra de individuos del panel no se puede, en términos generales, considerar como aleatoria simple, ya que se agrupa en los conglomerados que los hogares componen.

Los factores de expansión que utilizan los algoritmos de estimación de las audiencias se calculan por un procedimiento de equilibraje que ajusta las proporciones de la muestra a las teóricas para los criterios y variables básicos del panel. Este procedimiento tiene, en general, la ventaja de corregir potenciales sesgos en la selección muestral a cambio de disminuir la precisión en las estimaciones.

Cálculo de los errores estándar en el panel de audimetría

Cada estimación individual tiene su propio error estándar. Hablando con propiedad no existe el concepto de precisión general del panel, sino que cada una de las informaciones numéricas que el panel proporciona tiene un nivel de fiabilidad diferente. Para efectuar los cálculos que procede en cada caso (determinado por una fecha, una cadena, un intervalo temporal, un desglose geográfico, un target y un indicador de audiencia), es necesario contar esencialmente con:

- Número de minutos vistos por cada uno de los individuos del panel en el intervalo y cadena correspondiente.

- Factor de expansión para los individuos del panel en la fecha de que se trate.

y con dicha información aplicar los algoritmos de cálculo apropiados que deben tener en cuenta las características del diseño muestral. Concretamente, se deben considerar los siguientes elementos que alejan las estimaciones del panel de un proceso de estimación de proporciones en un diseño aleatorio simple:

Efecto del equilibraje

Por diversas razones, los factores de elevación de los diferentes elementos muestrales son, en general, diferentes.

Efecto de conglomerados

Los individuos no se seleccionan independientemente. Se toma una muestra de hogares y todos los miembros de los mismos participan en el panel. Estamos ante un proceso de muestreo por conglomerados, donde cada conglomerado es un hogar.

Efecto de agregación de minutos para formar intervalos de tiempo

A través del panel se estiman, no sólo audiencias correspondientes a un minuto sino a variados intervalos temporales (cuartos de hora, programas, total día, semana, mes, etc.) lo que hace que no estemos hablando ya de estimación de proporciones simples sino de volúmenes de consumo televisivo. En general, la precisión de las estimaciones se incrementa con la duración de los intervalos a los que aquellas se refieren. Intuitivamente, uno se puede aproximar a este fenómeno pensando que, de alguna forma, el número de observaciones muestrales se incrementa con la duración del intervalo temporal considerado ya que cada minuto de cada persona supone una observación.

EFECTO DEL EQUILIBRAJE

Factores de elevación

A cada miembro del panel *"i"(i = 1....n)* se le asocia un factor de elevación o peso "W_i". Los factores de elevación son, en general, diferentes por individuo debido a dos razones básicas :

- Afijación muestral desproporcional según alguna segmentación, lo que supone diferentes tasas de muestreo ya en el diseño teórico del panel. Normalmente se aplica esta desproporción a la división geográfica o a la socioeconómica. Esta práctica consigue mejorar la representación muestral de colectivos específicos a costa de disminuir la eficiencia muestral del panel globalmente considerado.
- Aplicación del proceso de equilibraje donde se ajustan iterativamente los totales marginales correspondientes a algunas de las variables básicas del panel. Este proceso corrige las desviaciones respecto de las proporciones teóricas que, por diversas circunstancias, se producen en el panel en relación a las variables de control. Con esta operación se pretende corregir los sesgos muestrales, pero aceptando que con ello, en general, se disminuirá la precisión estadística del panel.

Estimador del rating

Si tenemos un intervalo de tiempo de duración *"d"* y denotamos por "t_i" el tiempo que el individuo "*i*" dedica a ver una cadena determinada dentro de dicho intervalo, podemos reformular dicho tiempo en términos de proporción "p_i", según

$$p_i = \frac{t_i}{d}$$

y estimar el rating "*r*" (en tanto por uno) como

$$r = \frac{\sum_{i=1}^{n} W_i p_i}{\sum_{i=1}^{n} W_i}$$

El error estadístico σ asociado a dicha estimación, sin considerar el efecto conglomerado derivado del hecho de que pertenecen al panel todos los miembros de una familia, viene dado por la expresión

$$s^2 = \frac{\left[\sum W_i^2\right] . \sum W_i \left[p_i - r\right]^2}{\left[\sum W_i\right]^3}$$

Si todos los factores de elevación fueran iguales ($W_i = W$ " i)

$$s^2 = \frac{\left[\sum W_i^2\right]}{\left[\sum W_i\right]^2} \frac{\sum W_i \left[p_i - r\right]^2}{\sum W_i} = \frac{nW^2}{n^2W^2} \frac{W \sum \left[p_i - r\right]^2}{nW} = \frac{1}{n} \frac{\sum \left[p_i - r\right]^2}{n}$$

lo que coincide con la fórmula conocida para el caso de muestreo aleatorio simple si podemos aceptar la aproximación $r @ r^*$

siendo $r^* = \frac{\sum p_i}{n}$ es decir que la media de consumo ponderada por el factor de elevación fuera aproximadamente igual a la media aritmética simple, presunción en absoluto disparatada.

Estimación de la pérdida de eficiencia muestral por efecto de la desigualdad de pesos

Podemos expresar el valor de σ como

$s = \frac{\sum W_i^2}{\left(\sum W_i\right)^2} S^2$ donde S^2 denota la varianza poblacional estimada por

$$S^2 = \frac{\sum W_i (p_i - r)^2}{\sum W_i}$$

Si admitimos que, de forma general, no hay dependencia entre los valores de *Wi* y *pi*, podemos aceptar la equivalencia

$$\frac{\sum W_i (p_i - r)^2}{\sum W_i} = \frac{\sum (p_i - r^*)^2}{n} \qquad \text{con} \qquad r^* = \frac{\sum p_i}{n}$$

Es decir, la variabilidad poblacional calculada teniendo en cuenta la desigualdad de los factores de elevación es semejante a la que se estimaría presuponiendo un esquema de muestreo aleatorio simple.

Como el error estándar s^* correspondiente a la hipótesis de muestreo aleatorio simple para el mismo tamaño de muestra "*n*" se calcularía por

$s^{*2} = \frac{S^2}{n}$, podemos expresar s en función de s^*

$s^2 = \frac{n \sum W_i^2}{(\sum W_i)^2} s^{*2}$ y, por tanto, el valor de *Fe* (efecto equilibraje) calculado según

$F_e = \frac{s}{s^*} = \sqrt{\frac{n \sum W_i^2}{(\sum W_i)^2}}$ expresa el aumento del error en el muestreo causado por el efecto de la desigualdad de pesos.

Relación entre Fe y el coeficiente de variación de los pesos *Kw*

Si llamamos "*Kw*" al coeficiente de variación de los pesos *Wi*

$$K_w^2 = \frac{S_w^2}{W^2} \quad , \text{ siendo } \quad W = \frac{\sum W_i}{n} \quad \text{ y } \quad S_w^2 = \frac{\sum (W_i - W)^2}{n} = \frac{\sum W_i^2 - nW^2}{n} \quad ,$$

podemos expresar K_w^2 en función de F_e^2

$$K_w^2 = \frac{S_w^2}{W^2} = \frac{\sum W_i^2 - nW^2}{nW^2} = \frac{\sum W_i^2}{nW^2} - 1 = \frac{\sum W_i^2}{n(\frac{\sum W_i}{n})^2} - 1 = \frac{n\sum W_i^2}{(\sum W_i)^2} - 1 = F_e^2 \ -1$$

Tamaño efectivo de la muestra

Lo que los anglosajones llaman "tamaño efectivo de muestra", n^* , expresa el tamaño muestral que, bajo supuestos de muestreo aleatorio simple, obtendría una precisión análoga.

Es decir,

$$s^2 = F_e^2 \frac{S^2}{n} = \frac{S^2}{n^*}$$

De donde $\quad n^* = \dfrac{n}{F_e^2}$

La tasa porcentual para indicar la pérdida de efectividad muestral viene dada por

$$E = 100\frac{n - n^*}{n} = 100\frac{n - \frac{n}{F_e^2}}{n} = 100 - \frac{100}{F_e^2} = 100 - \frac{100}{1 + K_w^2}$$

Pérdida de efectividad muestral en el muestreo desproporcional

Cuando se acepta un esquema no proporcional en el diseño del muestreo, la precisión de las estimaciones para el total del colectivo generalmente desciende. Esta pérdida de eficiencia debida al diseño de muestreo empleado la podemos calcular, haciendo uso de las fórmulas vistas en el apartado anterior.

Sea un panel para el que, como en el caso del panel de audimetría español, hay razones de muestreo diferentes para cada uno de los estratos regionales. Si tenemos *m* estratos cada uno con poblaciones N_h y muestra n_h;

$$R^2 = \frac{n\sum W_i^2}{(\sum W_i)^2} = \frac{n\sum n_h(\frac{N_h}{n_n})^2}{(\sum n_h \frac{N_h}{n_h})^2} = \frac{n}{N^2}\sum \frac{N_h^2}{n_h} \quad \text{siendo} \quad N = \sum N_h \quad \text{y} \quad n = \sum n_h$$

Por tanto $$E = 100 - \frac{100N^2}{n\sum \frac{N_h^2}{n_h}}$$

El valor de E para el panel de Sofrés AM por efecto de su diseño teórico es del 6,2 %.

Valores de la pérdida de eficiencia muestral en el panel de Sofrés AM

Dado que, de acuerdo con el comportamiento del panel de audimetría durante 1994, la pérdida de eficiencia muestral estuvo entre el 10 % y el 13 % para el Total España y entre el 5 % y el 7 % para las Comunidades Autónomas, se puede valorar el factor de equilibraje *Fe* como sigue:

- Total España: 1,07
- Comunidades Autónomas: 1,03

utilizando $F_e = \sqrt{\frac{100}{100 - E}}$

EFECTO DE CONGLOMERADO

Normalmente, la precisión en el muestreo por conglomerados es inferior a la que se obtendría con un esquema aleatorio simple que tuviera el mismo número de unidades últimas de muestreo. Esto es así, porque normalmente hay una correlación entre los datos de los miembros del conglomerado. En el caso que nos ocupa, es fácil intuir una correlación positiva entre los consumos de televisión de los miembros de un hogar. Trataremos de cuantificar este efecto reductor de la precisión.

Suponiendo factores de elevación constantes a lo largo de los componentes del panel, el estimador para el rating sería

$$r = \frac{\sum p_i}{n} = \frac{\sum \frac{t_i}{d}}{n} = \frac{\sum t_i}{nd} = \frac{\sum \frac{t_i}{n}}{d} = \frac{t}{d}$$

El error estándar relativo para t o r sin tener en cuenta el efecto conglomerado, viene dado por las fórmulas equivalentes

$$s_a = \sqrt{\frac{1}{nr^2}\frac{\sum (p_i - r)^2}{n}} \qquad \text{ó} \qquad s_a = \sqrt{\frac{1}{nt^2}\frac{\sum (t_i - t)^2}{n}}$$

Considerando la existencia de los conglomerados y suponiendo que los “*n*” individuos de la muestra se distribuyen entre “*m*” hogares y que el consumo de televisión de cada hogar “*j*” es

$T_j = \sum_i^{n_j} t_{ji}$ (suma de los consumos de los n_j individuos que son miembros de dicho hogar).

Si estimamos t como $t = \frac{\sum T_j}{m\overline{N}} = \frac{T}{\overline{N}}$ donde $T = \frac{\sum T_j}{m}$ y $\overline{N}$ es el tamaño medio de los hogares (dato referencial), su error en el muestreo vendrá dado por

$$s_c = \sqrt{\frac{\frac{1}{m\overline{N}^2}\frac{\sum (T_j - T)^2}{m} 1}{\frac{T^2}{\overline{N}^2}}} = \sqrt{\frac{1}{mT^2}\frac{\sum (T_j - T)^2}{m}}$$

El cociente $\frac{s_c}{s_a}$ viene a cuantificar la relación entre los dos cálculos de precisión. Este parámetro, que llamaremos “*factor de conglomerado*” y lo denotaremos por *Fc* sería el número por el que habría que multiplicar el error estándar del muestreo aleatorio simple para que el efecto conglomerado sea tenido debidamente en cuenta.

Experimentación

A fin de estimar el efecto conglomerado, se tomaron los datos del panel de Sofrés AM durante la semana del 21 de Marzo al 27 de Marzo de 1994. Se construyó la muestra constante correspondiente a dicho período y se hizo la presunción de factores de elevación constantes. En la base de datos por individuo y minuto, se consideraron los siguientes elementos de información :

- 7 días
- 37 intervalos temporales (diferentes momentos durante el día y con diferentes tamaños).
- 8 segmentaciones geográficas (7 macrorregiones y el Total España).
- 7 cadenas (6 cadenas propiamente dichas y el Total Televisión).

Para todas las combinaciones resultantes, se calcularon los dos indicadores de precisión mencionados y su cociente *Fc*. Se eliminaron posteriormente aquellos en que las estimaciones del rating y los errores estándar asociados se apoyaban en menos de 30 individuos, resultando un total de 11.625 casos válidos para el análisis.

Además de los dos errores estándar que mencionamos y su cociente *Fc*, se hizo el cálculo del número de espectadores promedio por hogar para cada caso.

$$\mathrm{Pr}\,omedio\_de\_espectadores\_por\_hogar = \frac{Rating\_de\_individuos}{Rating\_de\_hogares}\,3{,}17$$

siendo 3,17 el tamaño promedio por hogar (Total España) en los universos de 1994.

La distribución de *Fc* para el conjunto de casos analizados resultó de forma bastante simétrica y acotada inferiormente en el valor 1 (cuando solo hay un individuo en cada hogar - promedio de espectadores = 1 -, *Fc* tiene que ser igual a la unidad ya que entonces el efecto conglomerado es inexistente). El valor de la media y la mediana era de 1,41 y la desviación típica resultó ser 0,14.

Al segmentar por cadenas, se observó que el Total Televisión goza de valores algo más bajos de *Fc* que las cadenas individualmente consideradas. Esto se debe a que el número promedio de espectadores por hogar es algo más alto en el Total Televisión por efecto del uso coincidente de varios televisores sintonizando cadenas diferentes.

La duración no parece ser un elemento discriminante ni tampoco el día de la semana o el desglose geográfico. Contrariamente, es fuertemente discriminante el tamaño del hogar, como no podía ser menos, y también parece tener cierta influencia la hora y el tamaño del rating.

Como podía suponerse a priori, la variable *promedio de espectadores por hogar* aporta la mayor capacidad explicativa del valor de *Fc*. Este promedio está acotado inferiormente (no puede ser inferior a la unidad) y en muy pocos casos se supera el valor de 2 siendo su valor medio 1,65.

Este promedio de espectadores varía con el tamaño del rating, con la hora y, obviamente, con el tamaño del hogar. Se puede, por tanto, inferir que las variaciones de *Fc* según el nivel del rating, según la hora o según el tamaño del hogar, no son más que manifestaciones indirectas del factor básico de influencia: el promedio de telespectadores.

Realizando una regresión simple para explicar *Fc* según el promedio de espectadores (*PROESPEC*), obtenemos un ajuste de calidad indudable (con un coeficiente de correlación del 0,8 y un error relativo - raíz cuadrada del error cuadrático medio dividida por la media de las observaciones - del 6,1 %). La ecuación de la recta de regresión resultante es

Fc = 0,5592 + 0,5365 PROESPEC

Dado que, conceptualmente, la recta debería pasar por el punto (1,1) ya que si el promedio es la unidad, el factor de conglomerado también lo debería ser, se repitió la regresión previa traslación de las variables para que el nuevo origen de coordenadas estuviera precisamente en dicho punto. Se eligió la opción de *intercept=0* y se obtuvo otra ecuación con un error relativo algo más elevado (6,6 %) pero de formulación mas elegante. Redondeando los coeficientes, tendríamos la recta

Fc = 0,3 + 0,7 PROESPEC

Cuando seleccionamos un target para el que hay un solo individuo en el hogar (por ejemplo, amas de casa), es claro que no existe efecto conglomerado. La fórmula de regresión es consistente con este hecho ya que siempre habrá un espectador como promedio a lo largo de los hogares y la aplicación de la regresión nos daría 1 como valor estimado de *Fc*. Para otros targets que, sin ser el total de individuos, tampoco tienen la característica de ser únicos por hogar (por ejemplo, niños de 4 a 12 años) el factor tomaría valores intermedios entre uno y los que corresponden a “4 años y más”. Si conocemos el promedio de espectadores que pertenecen al target en los hogares que al menos tienen un telespectador de dicho target, podemos aplicar la fórmula dada para estimar el correspondiente factor de conglomerado.

Los valores promedio de Fc para algunos targets son como sigue:

- 4 años y más 1,41
- 10 y más años 1,37
- 16 y más años 1,34
- De 13 a 24 años 1,08
- De 4 a 12 años 1,12
- De 25 a 44 años 1,17
- De 45 a 65 años 1,16
- 65 y más años 1,14
- Hombres de 16 años o más 1,07
- Mujeres de 16 años o más 1,08
- Mujeres activas 1,01
- Amas de casa 1,00

EFECTO DE LA AGREGACIÓN DE MINUTOS Y DE LA ACUMULACIÓN DE DÍAS

Suponiendo que se han determinado y aislado los efectos correspondientes al equilibraje y a los conglomerados, es razonable la presunción de muestreo aleatorio simple.

Si consideramos las estimaciones de audiencia referidas al minuto (valores cero/uno por individuo ya que Sofrés AM adjudica la audiencia del minuto por individuo a la cadena que más audiencia haya aportado), estamos ante un caso de estimación de proporciones donde el error estándar relativo del rating se calcularía a través de

$s = \sqrt{\frac{1-r}{rn}}$ (Fórmula base)

Conocido el rating y el tamaño de muestra utilizado, la estimación de la precisión es simple y directa.

Pero no solo hay ratings de un minuto. Se producen estimaciones de audiencia relativas a cuartos de hora, horas, franjas, bloques, programas, etc.. Y en todos los intervalos temporales que exceden al minuto, las observaciones elementales por individuo no son dicotómicas (ceros y unos) sino que se corresponden a un número de minutos que fluctúa entre cero y la longitud total del intervalo considerado. La fórmula a aplicar entonces es la general (de la que el caso anterior del minuto es una aplicación a una situación específica) :

$s = \sqrt{\frac{1}{nt^2} \frac{\sum (t_i - t)^2}{n}}$ reflejando t_i el consumo en minutos del individuo "*i*" y

$t = \frac{\sum t_i}{n}$ la media de estos consumos. Fórmula también equivalente a

$s = \sqrt{\frac{1}{nr^2} \frac{\sum (p_i - r)^2}{n}}$ que hace uso del rating "r".

Pero entonces nos encontramos con la dificultad de conocer los datos por individuo (t_i o p_i), datos de los que, en general, el usuario de audimetría no dispone.

El ejercicio que se planteó fue el de calcular los errores σ en función de los obtenidos con la "fórmula base" que tiene la ventaja de su fácil aplicación.

Para ello se tomó la misma base de datos de la semana de Marzo de 1994, teniendo estimaciones y valores de precisión asociados para el conjunto de datos referido a :

- 7 días
- 8 macrorregiones (7 regiones y el total)

- 7 cadenas (6 cadenas y el Total España)
- 37 intervalos temporales (6 puntos x 6 duraciones y el total del día)

Después de eliminar aquellos casos basados en menos de 40 observaciones individuales distintas de cero, resultó un total de 10.891 elementos.

Para cada uno de los elementos se calculó el ratio

$$F_a = \frac{\sqrt{\frac{1}{nr^2}\frac{\sum (p_i - r)^2}{n}}}{\sqrt{\frac{(1-r)^2}{rn}}}$$

que nos da la relación entre los valores de precisión que se obtienen a partir de la fórmula base y los valores reales.

Se determinó que, esencialmente, los valores de *Fa* (factor de agregación de minutos) venían explicados por las variables

- Cadena individual o Total Televisión.
- Duración del intervalo

de acuerdo con la siguiente tabla:

CADENA ó TTV	MINUTOS DE DURACIÓN	NUMERO OBSERVA.	MEDIA	MEDIANA
CADENA	1	856	1	1
CADENA	15	1207	0,916	0,926
CADENA	30	1382	0,854	0,871
CADENA	60	1539	0,774	0,784
CADENA	120	1680	0,661	0,668
CADENA	240	1880	0,533	0,54
CADENA	1440	336	0,276	0,284
TTV	1	311	1	1
TTV	15	318	0,971	0,974
TTV	30	321	0,943	0,949
TTV	60	333	0,894	0,901
TTV	120	336	0,809	0,816
TTV	240	336	0,682	0,683
TTV	1440	56	0,376	0,373

Pero además de encontrarnos estimaciones de audiencia que se refieren a intervalos de duración superior al minuto dentro de un día específico, también la audimetría proporciona estimaciones sobre períodos temporales que cubren varios días. El efecto de agregación de días *Fd* se determinó de forma empírica con un procedimiento similar al utilizado para estimar *Fa*, resultando los valores siguientes :

		Cadena	**Total TV**
Todo el día	Semana	0,66	0,76
	Mes	0,61	0,72
Intervalos inferiores a 24 horas	Semana	0,54	0,67
	Mes	0,50	0,63

Se observa que la mayor parte de la ganancia potencial a conseguir se consigue en la primera semana, siendo después menos significativos los incrementos de precisión.

ERROR ESTÁNDAR DEL SHARE

Como el share es la división entre el consumo de una cadena y el consumo del total televisión durante un mismo intervalo temporal (ratio entre dos variables aleatorias), si dejamos fuera los efectos derivados del equilibraje y de los conglomerados, podemos aplicar, para calcular el error estándar relativo del share

$$s_s = \sqrt{\frac{\frac{1}{(\sum y_i)^2} \sum \left[(x_i - x) - \frac{\sum x_i}{\sum y_i} (y_i - y) \right]^2}{\left(\frac{\sum x_i}{\sum y_i} \right)}}$$

donde x_i e y_i reflejan los consumos de la cadena en cuestión y del total televisión, siendo *x* e *y* los valores medios respectivos.

Una expresión equivalente, pero mas adecuada a nuestros propósitos sería

$$s_s = \sqrt{s_x^2 + s_y^2 - 2 r_{xy} s_x s_y}$$

donde s_x , s_y son los errores relativos de los ratings de la cadena y del total televisión respectivamente y r_{xy} el valor del coeficiente de correlación entre los consumos de la cadena y del total televisión .

Como los errores relativos de los rating ya han sido analizados en los anteriores apartados, profundizemos ahora en los valores que toma este coeficiente de correlación. Utilizando la base de datos experimental ya mencionada, donde se ha calculado y añadido el share y el valor del coeficiente de correlación para cada caso, y donde se han eliminado los elementos que se refieren al Total Televisión (donde el share es siempre 100), observamos que la distribución general de este coeficiente, basada en los 8.880 casos resultantes, presenta valores siempre positivos, pero con un alto grado de dispersión.

Se determinó que el factor más condicionante en el valor del coeficiente de correlación era el nivel del share. Y que la relación entre esas dos variables podía expresarse numéricamente como sigue:

Share	Coeficiente de correlación
0-3 %	0,134
3-10 %	0,252
10-15 %	0,336
15-20 %	0,389
20-30 %	0,467
30-40 %	0,542
Más de 40 %	0,603

CALCULO APROXIMADO DE LOS ERRORES ESTÁNDAR

Todo lo anterior, además de profundizar en importantes fenómenos que afectan a la precisión de las estimaciones de las audiencias a través de un panel de audimetría, nos puede permitir estimar los errores estándar de los rating a partir de la fórmula base, que es de fácil cálculo, pero que corresponde a un muestreo aleatorio simple para estimar proporciones, lo que, como hemos visto, no corresponde, en general, a nuestro caso.

Se recurre a este tipo de aproximación porque, en general, el usuario de audimetría no dispone de la información elemental necesaria para determinar la precisión de una estimación concreta. Además, aún si dicho usuario pudiera disponer de ella, el cálculo es lo suficientemente engorroso para que uno se cuestione si el esfuerzo merece la pena.

La aproximación es lo suficientemente buena a los efectos que un usuario normal puede necesitar (orden de magnitud de la precisión de las estimaciones) y tiene la ventaja de que :

- La información de entrada que se precisa está disponible para todos los usuarios de audimetría.
- El algoritmo de cálculo es de aplicación sencilla.

En el algoritmo simplificado se parte de considerar el rating como una proporción (hecho sólo estrictamente cierto cuando el intervalo tiene una longitud de un minuto; con esa longitud un individuo del panel sólo presenta los valores cero/uno correspondientes a "no ha visto"/"ha visto"; con longitudes mayores los valores individuales de visionado corresponden a cantidades que van desde cero hasta la longitud total de visionado en minutos, lo que no se corresponde con el carácter dicotómico de las proporciones). Haciendo uso de dicha presunción, se aplica, para el rating, la fórmula del error estándar de las proporciones (en términos relativos):

$$s_r = 100\sqrt{\frac{100-r}{r.n}} \qquad \text{(dato en porcentaje)}$$

siendo "r" el rating y "n" el tamaño de muestra.

Partiendo de la fórmula anterior, procedemos a un ajuste que mejore la aproximación a los valores reales según

$$s_r = 100.F_e.F_c.F_a.F_d\sqrt{\frac{100-r}{r.(0{,}94.n)}} \qquad \text{donde}$$

- Se ha aplicado al tamaño de muestra teórico “n” el factor de corrección de 0,94 para considerar el valor medio de la merma muestral diaria.
- *Fe* es el factor de corrección por el efecto del equilibraje.
- F_C es el factor de corrección por el efecto conglomerado (individuos agrupados en hogares).

- F_a es el factor de corrección por el efecto de la agregación de minutos en intervalos temporales.
- *Fd* proporciona la corrección necesaria para tener en cuenta el número de días que la estimación de audiencia cubre. Cuando la estimación está centrada en un único día, este factor toma el valor 1.

Todo lo anterior se aplica a la determinación de la precisión del indicador fundamental de la audiencia, el rating. Para cuantificar el error estándar del share (ratio porcentual entre el rating de la cadena y el rating del Total Televisión en el mismo intervalo temporal), hacemos uso de la fórmula

$$s_s = \sqrt{s_r^2 + s_t^2 - 2r s_r s_t}$$ siendo

- s_s: error estándar del share
- s_r: error estándar del rating de la cadena en cuestión
- s_t: error estándar del rating del Total Televisión
- r: coeficiente de correlación entre el visionado de la cadena y el visionado del Total Televisión.

Para hacer uso de estas fórmulas, se echa mano de los valores para *Fe*, *Fc*, *Fa*, *Fd* y r determinados anteriormente.

GRP'S EN LA RECONSTRUCCIÓN DE CAMPAÑAS

El error estándar del rating "*r*" de un spot individual se puede calcular (en puntos) según

$$s = F_e . F_{c.} \sqrt{\frac{r(100-r)}{0{,}94n}}$$

siendo "*n*" el tamaño teórico de muestra para el target considerado.

En una campaña de "*h*" spots se puede por tanto estimar el error en puntos s_i asociado al rating de cada spot.

Nuestro problema es estimar el error estándar de los GRP's "G" obtenidos en el total de la campaña.

$$G = \sum_{i=1}^{h} s_i$$

Obviamente, la suma de los errores de todos los spots que componen la campaña ($\sum s_i$) es una cota máxima del error que buscamos.

Por otra parte, si las muestras utilizadas para estimar cada uno de los rating fueran independientes, el error estándar de G vendría dado por $\sqrt{\sum s_i^2}$. Dado que la muestra es básicamente la misma para todos los spots, es presumible una correlación positiva entre las observaciones correspondientes a los diferentes spots (aumentando consiguientemente el error), por lo que la expresión anterior constituye una cota mínima del valor a determinar.

A fin de encontrar un algoritmo simplificado de cálculo, se comenzó por determinar el valor real del error estándar para los GRP's de diferentes campañas calculados según (dejando a un lado las correcciones por equilibraje, efecto conglomerado y merma muestral)

$$\sqrt{\frac{\sum_{i}^{n}(x_i - \bar{x})^2}{n^2}}$$

donde x_i es el número de spots vistos por el sujeto "i" de entre los emitidos en la campaña, $\bar{x}$ el promedio y "n" el tamaño de la muestra.

Se tomaron 85 campañas reales desarrolladas a lo largo del mes de Abril de 1995 con la siguiente distribución:

Distribución por número de spots

Menos de 50	34
De 50 a 100	16
De 100 a 200	17
De 200 a 400	12

De 400 a 800	5
Más de 800	1
Total	85

Distribución por número de cadenas diferentes

Una	29
Dos	13
Tres	5
Cuatro	3
Cinco	7
De seis a diez	22
Más de diez	6
Total	85

Distribución por número de días donde hubo al menos un spot

Menos de ocho	20
8-14	22
15-21	17
Más de 21	26
Total	85

Distribución por el número de GRP's obtenidos

Menos de 100	48
100-300	18
300-600	13
600-1200	5
más de 1200	1
Total	85

Se construyó la muestra común a todos los días del mes de Abril en el panel de audimetría y se calcularon para cada una de las 85 campañas las siguientes variables: Gj (GRP's total individuos), SIGMAMAX, SIGMAMIN Y SIGMAREAL, donde las tres últimas corresponden a los algoritmos de cálculo mencionados anteriormente.

Se procedió a continuación a relacionar SIGMAREAL con SIGMAMAX y SIGMAMIN a través de un análisis de regresión lineal.

Dado que el mejor ajuste se obtiene con la variable SIGMAMIN, concluimos que una buena aproximación del error estándar de los GRP's de una campaña publicitaria de longitud inferior o no muy superior al mes puede calcularse a través de

$$s_G = 2{,}51 F_e . F_c \sqrt{\sum s_i^2} = 2{,}51 F_e . F_c \sqrt{\frac{\sum r_i (100 - r_i)}{0{,}94 n}}.$$

siendo "*n*" la muestra teórica del target considerado.