

# ÍNDICE DE DISPERSIÓN NOMINAL O

Gustavo Peña Torbay

## RESUMEN

En este trabajo se justifica y muestra el desarrollo de un nuevo estadístico de variación para datos nominales: el *Índice de Dispersión Nominal O*. Igualmente, se presenta un estudio Montecarlo en el cual, según un arreglo  $4 \times 2 \times 2$  (número de categorías en la tabla, 3 a 6; número de modas, unimodal o bimodal; y, forma de la distribución de las frecuencias no modales, uniforme o aleatoria) se generaron 50 réplicas para cada una de las ocho celdillas, en total 750 Tablas de Contingencia; estimándose para cada tabla el Coeficiente de Entropía Relativa corregido, el Coeficiente de Variación Cualitativa y el Índice de Dispersión Nominal O. Los resultados permiten concluir: (1) para las tablas unimodales, la mayor porción de los casos en la práctica, el índice O es el estadístico más eficiente; (2) para las tablas bimodales, de menor ocurrencia, es más adecuado el coeficiente de entropía corregido, pero por su dificultad de cálculo y dado que la O no implica mayor sesgo en estas circunstancias, el usuario puede recurrir igualmente a la O.

Una revisión, aún cuando parcial, de la diversidad de definiciones que se han dado de la estadística, permite extraer, en principio, dos conclusiones generales en relación a la manera como se la conceptualiza.

En primer lugar, algo por demás muy obvio, la estadística es entendida como una rama aplicada de la matemática, basada en la teoría de las probabilidades.

Y, en segundo lugar, tomando definiciones que en principio lucen dispares, tales como, la estadística "abarca el conocimiento relacionado con el tomar decisiones en situaciones de incertidumbre" (Freund y Walpole, 1980, pág. 5), "es la tecnología del método científico" (Mood, Graybill y Boes, 1974, pág. 8) o "es una teoría de la información que tiene como objetivo hacer inferencias" (Mendenhall, Scheaffer y Wackerly,

1986, pág. 2), se puede concluir que se la asume como un conjunto de herramientas conceptuales, mediante las cuales se logra un mejor ordenamiento lógico de la información y se facilita la contrastación empírica de los conocimientos (Bunge, 1981).

Por otra parte, la inspección de este conjunto de herramientas, el cual se puede vislumbrar como el producto cartesiano de los modos clásicos de la estadística, descriptiva e inferencial, con los niveles de medida, de Stevens por ejemplo (nominal, ordinal, intervalo y razón), revela una gran disparidad. Con base en la cantidad de métodos localizados en cada intersección, se nota cómo algunos subconjuntos parecen preferidos por los autores, mientras que otros lucen poco atendidos (MacKensey, 1981; Keren y Lewis, 1993).

Un ejemplo de las áreas más bien desatendidas, es el caso de los *estadísticos descriptivos para variables nominales* (Berenson y Levine, 1989/1992; Brown y Hollander, 1977; Camel, 1966; Chou, 1975/1977; Christensen, 1983/1990; Daniel, 1977/1991; Domènech, 1977; Downie y Heath, 1983/1986; Elorza, 1987; Ferguson, 1956; Freund y Walpole, 1980; Garrett, 1958/1976; Glass y Hopkins, 1984; Glass y Stanley, 1970/1980; Guilford, 1956; Guilford y Fruchter, 1978/1984; Haber y Ruyon, 1973; Hanke y Reitsch, 1994/1995; Harnett y Murphy, 1980/1987; Levin, 1977/1979; López y Ortega, 1946; Mason y Lind, 1990/1992; Mendenhall, 1979; Mendenhall, Scheaffer y Wackerly, 1986; Mood, Graybill y Boes, 1974; Sanders, Murph y Eng, 1976; Silva, 1992; Snedecor y Cochran, 1964/1978; Steel y Torrie, 1960; Steel y Torrie, 1980/1985; Tamane, 1964/1979; Wonnacott y Wonnacott, 1972/1981; Zaera, 1985).

Teniendo en cuenta que los recursos en este contexto materialmente se agotan con el tratamiento del *modo* y algo de análisis de proporciones, se pone aun más de manifiesto la carencia de técnicas para el tratamiento de ciertas características de las distribuciones nominales, como la dispersión de los datos. Ciertamente, en la revisión bibliográfica, se localizaron únicamente tres textos que desarrollan este punto particular (Hermann-Josef, 1972/1977; Blalock, 1972/1978; Ott, Mendenhall y Larson, 1978).

Esta laguna es igualmente patente en los manuales de metodología de la investigación (Ander-Egg, 1980; Arnau, 1978; Arnau, 1991; Avery y Cross, 1978; Briones, 1992; Conrad y Maul, 1981; Craig y Metzger, 1979/1982; Crano y Brewer, 1973/1977; Edwards, 1972; Goode y Hatt, 1967/1977; Hernández, Fernández y Baptista, 1991; Isaac y Michael, 1983; Kerlinger, 1979/1981; Kerlinger, 1986/1988; Kirk, 1968; Lawson, Goldstein y Musty, 1975; León y Montero, 1993; Lewin, 1979; Mayntz, Holm y Hüber, 1969/1988; McGuigan, 1990; Montgomery, 1984; Mook,

1982; Nisbet y Emtwistle, 1980/1985; Pope, 1981/1991; Rodrigues y Pérez, 1995; Sax, 1979; Selltiz, Wrightsman y Cook, 1960/1980; Sierra, 1981; Travers, 1964/1979; Van Dalen y Meyer, 1966/1978; Zinser, 1984/1987).

Solo se encontró un texto de metodología que trabaja el punto de la dispersión para variables nominales (Sierra, 1985).

Del mismo modo, las herramientas computacionales para análisis estadístico, muy reputadas algunas, también dedican pocos recursos al manejo de los descriptores de datos nominales; en especial para la dispersión (BMDP, Dixon y Brown, 1985; CSS, StatSoft Inc, 1991; MINITAB, Minitab Inc, 1991; SPSS, Nie y Hull, 1992; STATGRAPHICS, Stsc Inc, 1986; SYSTAT, Systat Inc, 1992).

Ahora bien, esta falta de herramientas específicas deja a los interesados en el trabajo con variables nominales, más bien desprovistos de alternativas en relación a métodos numéricos para el análisis; así ocurre, por ejemplo, entre otros casos,

- (a) en los enfoques cualitativos, muy de moda actualmente en las ciencias sociales (Mayor, 1989; Martínez, 1989; Bannister, Burman, Parker, Taylor y Tindall, 1994), lo cual refuerza su tendencia a concentrarse, preferentemente, en procedimientos de corte lingüístico (Bannister, et al, 1994); aun si su estrategia básica es la categorización de los materiales (Krippendorff, 1980/1990; Miles y Huberman, 1984).
- (b) en los trabajos de enfoque conductual, donde son de gran importancia a los efectos de evaluar el grado de diversidad del comportamiento o, su contrapartida, el grado de estereotipia de la conducta de los sujetos, mediante la estimación de la dispersión de la ocurrencia de las distintas formas del comportamiento (Neuringer, 1991; Page y Neuringer, 1985; Seeley y Brozowski, 1989; Silva y Pear, 1995).
- (c) en el análisis de ítemes, si las respuestas a los reactivos se consideran nominales y ninguna de ellas se define como alternativa correcta (Anstey, 1966/1976).

Ahora bien, si se tiene en cuenta, por una parte, que sin un esfuerzo sostenido en pro del crecimiento constante de la metodología se corre el riesgo de terminar con una psicología sin una ciencia (Arnau, 1995); y, por otra, que la solución del mencionado punto específico permitiría rellenar una laguna en la literatura y, además, contribuir al logro de una visión metodológica más integrada, parece justificado el invertir

esfuerzos en la búsqueda de nuevas técnicas para evaluar la dispersión de los datos nominales.

El presente trabajo, realizado bajo dos premisas generales, procurar una solución “que sin dejar de ser cuantitativa tenga un cariz menos restrictivo, para que la ruta del análisis de datos no luzca como única y tubular” (Peña, 1995, pág. 78), y que un estadístico debería ser de fácil cálculo, de interpretación sencilla e informativo (Yule y Kendall, 1954), resume el esfuerzo realizado por el autor en aras de la definición de un indicador de variación para datos cualitativos, el *Índice de dispersión nominal O*.

## VARIABLES CUALITATIVAS

### A. CONSIDERACIONES GENERALES

En principio, se considera que “una variable divide en clases mutuamente excluyentes el conjunto de todas las unidades de registro” (Krippendorff, 1980/1990, pág. 129). Además, habitualmente se clasifican en dos tipos fundamentales: cualitativas y cuantitativas.

Los datos que se asocian con el primer tipo de variable, los datos cualitativos, se corresponde con el llamado Nivel de Medida Nominal (Stevens, 1951/1976). En las variables de este tipo la medición

significa el asignar individuos a clases o categorías sobre la base de un rasgo o atributo. Idealmente, las clases son homogéneas con respecto a la propiedad subyacente y, por supuesto, deben ser mutuamente excluyentes y exhaustivas. Los miembros de una categoría se diferencian de los de otra, pero por sí misma la escala nominal no revela la magnitud de las diferencias. Tampoco se puede asumir que existe un orden particular de las categorías. (Reynolds, 1977, pág. 7)

En estas circunstancias

Las modalidades de un carácter cualitativo son los diferentes epígrafes de un *nomenclator* establecido de tal manera que cada individuo figura en *uno y solo uno* de los epígrafes (epígrafes incompatibles y exhaustivos). Cada nomenclator puede estar más o

menos detallado y admitir un número mayor o menor de formas. (Calot, 1965/1974, pág. 29)

Además, se puede decir que

las escalas nominales son las formas básicas de las variables, puesto que sólo requieren de la diferenciación de sus valores. Los datos registrados en las categorías nominales se denominan también “cualitativos”, porque la diferencia entre dos valores cualesquiera de una escala nominal es la misma para todos los posibles pares de valores. (Krippendorff, 1980/1990, pág. 132)

Por otra parte, generalmente se asume que la estadística descriptiva

... involucra tabular, representar y describir colecciones de datos. Estos bien pueden ser *cuantitativos*, ... o los datos pueden representar variables *cualitativas* ... Así la estadística descriptiva sirve como una herramienta para describir o sumarizar o reducir a una forma manejable las propiedades de una masa de datos. (Glass y Hopkins, 1984, pág. 2)

Más específicamente,

La reducción de los datos refiere el proceso de selección, simplificación, abstracción, y transformación de los datos *brutos* ... es una forma de análisis que afina, recorta, focaliza, descarta, y organiza los datos de manera tal que las conclusiones  *finales*  puedan ser extraídas y verificadas. (Miles y Huberman, 1984, pág. 21)

Para el logro de estos objetivos se identifican, mediante los respectivos indicadores numéricos, tres características consideradas importantes: (a) la posición de los datos, central o no central; (b) la dispersión de las observaciones; y (c) la forma de la distribución.

En el caso de las variables nominales este último tipo de indicador, los de forma de la distribución, tienen poca aplicabilidad; en vista de que, como ya se indicó, no se “puede asumir que existe un orden particular de las categorías” (Reynolds, 1977, pág. 7).

En relación a las medidas de posición de los datos, se suele considerar al Modo, es decir “al valor que ocurre con mayor frecuencia” (Ferguson, 1966, pág. 57), como el indicador de tendencia central apropiado a los datos nominales. Pero, hay que notar que el concepto de *tendencia central* no es estrictamente cierto en este caso; únicamente puede asumírselo metafóricamente, ya que al no disponer la distribución

de una forma definida no hay como localizar propiamente el centro de la misma. Además, esto mismo imposibilita el uso de indicadores de posición no central, los cuales requieren de la existencia de un orden, de una magnitud subyacente a la propiedad considerada.

Finalmente, en cuanto a la variabilidad de los datos, dado que sus indicadores suelen representar “una medida de la manera en que los valores individuales se desvían del promedio” (Daniel, 1977/1981, pág. 21), y dado que en el caso de las “características cualitativas, no es posible hallar valores medios, puesto que la distribución en que aquellas aparecen no responden a una graduación de magnitudes ... resulta obligado acudir a otro punto de referencia para representar su dispersión.” (Hermann-Josef, 1972/1977, pág. 77)

## B. ESTADÍSTICOS DE DISPERSIÓN PARA VARIABLES NOMINALES

En la revisión bibliográfica, presentada en la Introducción, se hallaron tres procedimientos diferentes de cálculo de la dispersión para variables nominales.

Uno de ellos es el *Coefficiente de Entropía Relativa Corregido*, presentado por Hermann-Josef (1972/1977, págs. 77- 82); el cual se basa en dos consideraciones fundamentales. Primeramente, en la *distribución uniforme* o distribución rectangular, en la cual las frecuencias de las diferentes clases son todas iguales, de modo que las frecuencias simples serían tales que:  $f_1 = f_2 = \dots = f_k$ . Y, en segundo término, en la *teoría de la información*, con base en la cual un indicador de la medida en que una distribución cualquiera de nivel nominal se asemeja a la distribución rec-tangular se puede definir como sigue:

$$H_{\text{corr}} = H / H_{\text{max}}, \quad \text{siendo } 0 \leq H_{\text{corr}} \leq 1 \quad (\text{pág. 80})$$

“Cuanto más se acerca la distribución empírica de las clases nominales a su distribución uniforme más se acerca  $H_{\text{corr}}$  a 1.” (pág. 81); siendo este valor independiente del número de categorías de la distribución.

Si se multiplica este índice por 100 se obtiene un monto con base porcentual, de imagen más común y manejo más sencillo (Batschelet, 1975/1978/). Así, el índice quedaría:

$$H_{\text{corr} \%} = ( H / H_{\text{max}} ) \times 100, \quad \text{siendo } 0 \leq H_{\text{corr} \%} \leq 100$$

Cuando una distribución nominal es lo más heterogénea posible, si todas las categorías tienen el mismo número de observaciones, el

coeficiente es igual a 100; mientras que, por el contrario, mientras más homogénea sea la distribución, más se aproximará a cero.

Hermann-Josef (1972/1977) indica que las fórmulas para el cálculo de H y  $H_{\max}$  son:

$$H = \sum_{i=1}^k [h_i \cdot \log_2(1/h_i)] \text{ y } H_{\max} = \log_2(k); \text{ donde, } k = \text{número de categorías}$$

Un segundo estadístico es el indicado por Ott, Mendenhall y Larson (1978, págs. 110-113). Estos apuntan que en el caso de la dispersión para variables nominales “dado que no podemos calcular diferencias numéricas entre las observaciones, contaremos el número de observaciones que difieren cualitativamente” (pág. 110).

Para esto, primero, “cada frecuencia de cada categoría se multiplica por cada una de las otras frecuencias. Siendo el número total de observaciones diferentes la suma de estos productos” (pág. 112); segundo, se estima el número máximo posible de diferencias para las N observaciones, usando la expresión:  $N^2(k-1)/2k$ , donde k es el número de categorías de la distribución; y, tercero, se calcula el CVC mediante la fórmula:

$$CVC = \frac{\text{Número total de observaciones diferentes}}{\text{Número máximo posible de diferencias}} \times 100$$

El resultado se expresa como un porcentaje, de modo que “si el CVC es 0%, entonces hay una homogeneidad perfecta en nuestra población; si el CVC es 100%, hay una heterogeneidad perfecta.” (Ott, Mendenhall y Larson, 1978, pág. 113)

Por cierto, estos dos coeficientes se corresponden con lo que Giardina (1967) llama *índices relativos de variabilidad respecto al máximo*; de los cuales señala,

si pudiéramos igualar el índice de variabilidad absoluta de una distribución, dada al máximo valor que *aquel* particular índice asumiría en el caso de la distribución de máxima variabilidad, obtendríamos un índice de variabilidad relativa ... que asumiría el valor 0 en el caso de variabilidad nula y el valor 1 en el caso de variabilidad máxima. (págs. 133-134)

Finalmente, el tercer coeficiente de dispersión ubicado, es el que propone Blalock (1972/1978, pág. 91), la *Razón de Variación (V.R.)*; de la cual el autor refiere:

Consiste básicamente en una medida del grado en que se concentran los datos en la categoría modal, en lugar de que se les encuentre distribuidos uniformemente a lo largo de todas las categorías. Se define así:

$$V.R. = 1 - ( f_{\text{modal}} / N )$$

en donde  $f_{\text{modal}}$  se refiere al número de casos en la categoría modal, y  $N$  al número de total de casos. Es evidente que esta medida resulta insensible a la distribución de casos en las categorías no modales, siendo por otra parte dependiente del proceso de categorización. Su ventaja radica en su sencillez extrema y en su atracción intuitiva, además del hecho de que en el caso de las escalas nominales no es posible hacer uso de una ordenación de categorías que permita habilitar medidas de mayor refinamiento.

Vale destacar algunos aspectos de este texto. En primer lugar, aun cuando Blalock define al V.R. como en *una medida del grado en que se concentran los datos en la categoría modal*, dado que al realizar la estimación indicada se obtiene es la proporción de observaciones que no están en la categoría modal, el valor no refiere esta cualidad de modo directo, si no por vía del complemento; lo cual lleva a que se interprete como un indicador de heterogeneidad, igual que los otros ya considerados.

En segundo lugar, si bien al momento del cálculo no se recurre a una distribución en particular, Blalock pareciera presumir la rectangular; esto se pone de manifiesto cuando señala, específicamente, *en lugar de que se les encuentre distribuidos uniformemente a lo largo de todas las categorías*, en otras palabras, a modo de una distribución rectangular.

Y, por último, si se compara este coeficiente con los anteriores, resulta obvio que *su ventaja radica en su sencillez extrema*; lo cual es una particularidad que no hay que descuidar, ya que en la práctica tiene un gran valor. Sobre todo si se tiene en cuenta que el público habitualmente reacciona "ante la estadística tomándola como un espantajo cuyos misterios se ciernen ante él amenazantes" (Guilford y Fruchter, 1978/1984, pág. 1).

Pero, como el mismo Blalock indica, es una limitación del V.R. ser *dependiente del proceso de categorización*, de modo que el valor para una distribución es comparable únicamente con el obtenido en otras con igual número de categorías. Y, además, su interpretación es más bien *intuitiva*, porque su valor no se estima en relación explícita a un modelo definido.



Ahora bien, en aras de disponer de un estadístico más equilibrado, sería útil lograr un índice de dispersión que conserve la ventaja que representa la facilidad de cálculo del V.R. y, además, supere, por lo menos, algunas de sus deficiencias.

## EL COEFICIENTE O

La dependencia del número de categorías y la ausencia de un modelo al momento de la interpretación se podrían subsanar si se convierte al V.R. en un *índice relativo de variabilidad respecto al máximo*. Para lograr esto una alternativa es dividirlo entre la proporción de observaciones que no estarían en el modo en una distribución rectangular, quien haría las veces del  $H_{\max}$  del Coeficiente de Entropía Relativa.

Para la estimación de este valor, el reparto proporcional de un (1) entre el número de categorías ( k ),  $1/k$ , permite conocer la proporción de observaciones contenida en cada categoría. Y si este valor se le resta a la unidad,  $1-(1/k)$ , se obtiene la proporción de observaciones que no están en el modo.

Además, como el valor  $f_{\text{modal}} / N$  equivale a la frecuencia relativa de la clase modal,  $h_{\text{modal}}$ , el V.R. puede reescribirse como sigue:  $1 - h_{\text{modal}}$ .

Reuniendo estos dos términos se logra la formula de cálculo de un nuevo coeficiente, que denominaremos *Índice de Dispersión Nominal O*, más llanamente O; la cual es:

$$O = \frac{1 - h_{\text{modal}}}{1 - (1 / k)} \times 100$$

Donde:  $h_{\text{modal}}$  = frecuencia relativa de la clase modal y K = número de categorías de la distribución.

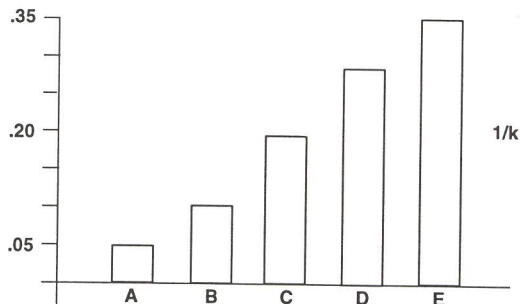
Si el valor de la O diera 100% indicaría que la distribución es perfectamente heterogénea, es decir, todas las categorías tendrían la misma frecuencia; si, por el contrario, diera 0% entonces la distribución sería perfectamente homogénea, o sea,  $f_{\text{modal}} = N$ .

Este índice tiene la ventaja de ser de fácil cálculo; pero, además, es: (1) un indicador de dispersión relativa, de modo que en principio su valor no depende del número de categorías de la distribución; y, (2) se puede interpretar explícitamente en relación al modelo de la distribución uniforme, rectangular.

Por cierto, para facilitar la visualización de la relación entre una distribución observada y la uniforme, vale representarla mediante un *gráfico de barra* con base en frecuencia relativa simple ( $h_i$ ), ordenando las categorías según su frecuencia, de menor a mayor y de izquierda a derecha; así la categoría modal siempre queda en el extremo derecho y la de frecuencia más baja en el extremo izquierdo, como una distribución *coleada hacia adentro*. Además, se traza una paralela al eje de X y al nivel de  $1/K$ , la cual funge como término de contraste, ya que representa la altura que cada categoría tendría si la distribución fuese uniforme, lo cual hace más evidente las relaciones de la observada con la rectangular.

Por ejemplo, en el caso de la distribución de las especializaciones de la psicología que ejercen un grupo de 150 profesionales del ramo, sería como figura en los siguientes gráficos

Distribución original			Gráfico	Distribución ordenada	
Especialización	$f_i$	$h_i$		A	B
Industrial/Organizacional	53	.35	Experimental	.06	
Clínica	28	.19	B Escolar	.11	
Asesoramiento	43	.29	C Clínica	.19	
Experimental	9	.06	D Asesoramiento	.29	
Escolar	17	.11	E Industrial/Organizacional	.35	



## EVALUACIÓN COMPARATIVA DEL COMPORTAMIENTO DEL ÍNDICE O

Aun cuando el índice O luce, en principio, como un estadístico más conveniente que los otros dos a los efectos de la difusión en un público no muy dado al estudio de la estadística, por ejemplo los estudiantes principiantes, no puede afirmarse sin mayores pruebas que sea ciertamente más eficiente; sobre todo considerando que explícitamente no toma en cuenta las diferencias entre las categorías.

El logro de las pruebas en este sentido implica la estimación de los diferentes indicadores de dispersión en un conjunto más bien grande y variado de tablas nominales, a fin de poder comparar sus resultados; pero, esto supone un gran problema práctico, ya que su recolección empírica resulta simplemente imposible. En casos como este

para tener material con el que trabajar se recurre a la computadora y a lo que se denomina métodos Montecarlo. Los métodos Montecarlo son métodos de simulación manejados por computadora, diseñados para obtener soluciones a problemas matemáticos, estadísticos, numéricos e incluso verbales utilizando procedimientos aleatorios y muestras de números aleatorios. (Kerlinger, 1984/1988, pág. 216)

### A. TIPO DE SIMULACIÓN

En este tipo de simulación el elemento central es el uso de un generador de números aleatorios, y dado que "una ruleta es un dispositivo familiar para la generación de eventos aleatorios, este tipo de modelo es llamado *simulación Monte Carlo* en honor al famoso casino europeo." (Olinick, 1978, pág. 390).

De modo más específico, la idea es, primero, generar mediante un procedimiento aleatorio un conjunto de tablas de frecuencia ajustadas a ciertas características predefinidas; luego, a partir de estos datos, estimar los coeficientes de dispersión; y, finalmente, comparar los resultados obtenidos (Coss, 1994; Doreian, 1970/1973; Kempf y Repp, 1977; Nunnally y Berstein, 1994/1995; Olinick, 1978).

Para esto en particular, se pueden seguir los siguientes pasos, sugeridos por Teichroew y Sitgreaves (1961, pág. 255):

1. Definición de las reglas de la simulación.
2. Definición del número ( $n$ ) de observaciones por nivel, y la cantidad total ( $N$ ).

3. Generación de las N observaciones.
4. Estimación de los estadísticos a partir de las observaciones generadas.

**a. 1. Reglas de la simulación**

Para definir los factores del diseño de la simulación se revisó una variedad de textos de Estadística y de Metodología de la Investigación (ver referencias en la Introducción), a fin de establecer los aspectos considerados por los autores como claves en la caracterización de una distribución para variables nominales, así como sus modalidades.

Esto permitió ubicar los siguientes tres aspectos característicos de las tablas:

- a. Número de categorías ( k ): 3, 4, 5, 6. Las tablas mayores a seis categorías son muy poco frecuentes en la literatura revisada.
- b. Número de modas: Unimodal ( 1 ) y Bimodal ( 2 ); lo más frecuente en la bibliografía, y de suyo indicado como paradigmático, es la distribución unimodal.
- c. Distribución de las categorías no modales: Hay dos formas de este aspecto. Una, cuando las frecuencias de las categorías no modales son todas diferentes entre sí, lo cual equivale a una distribución al azar de las frecuencias, es decir, *aleatoria*. Y, la otra, cuando todas las categorías no modales tienen la misma frecuencia; lo cual implica su distribución *uniforme*.

Mediante la intersección de las modalidades de estos tres aspectos se define la siguiente matriz de diseño (4X2X2):

	k = 3	k = 4	k = 5	k = 6
Aleatoria	Unimodal <i>condición</i>	Unimodal <i>condición 1</i>	Unimodal <i>condición 2</i>	Unimodal <i>condición 3</i>
Uniforme	Unimodal <i>condición 4</i>	Unimodal <i>condición 5</i>	Unimodal <i>condición 6</i>	Unimodal <i>condición 7</i>
Aleatoria	Bimodal	Bimodal <i>condición 8</i>	Bimodal <i>condición 9</i>	Bimodal <i>condición 10</i>
Uniforme	Bimodal <i>condición 11</i>	Bimodal <i>condición 12</i>	Bimodal <i>condición 13</i>	Bimodal <i>condición 14</i>

Ahora, de las 16 celdillas posibles se consideran 15, se deja fuera una de ellas. Para tablas de tres categorías,  $k = 3$ , no se genera la modalidad bimodal aleatoria, ya que al fijar dos categorías modales la frecuencia de la tercera queda definida por defecto y no viene al caso hablar de condición Aleatoria; además, esta situación coincide con la condición 11, es decir, tres categorías, bimodal y uniforme, por lo cual la misma no queda sin evaluación.

### a. 2. Tamaño $n$ y tamaño $N$

En cuanto al tamaño  $n$ , si se tiene en cuenta: a) que en este caso cada réplica, o unidad de observación, constituye una tabla de una variable categórica; y, b) que para cada tabla se calculan cuatro descriptores de dispersión; tomando la regla gruesa que recomienda Cattell (1952, cp. Rummel, 1970) de una relación 4 a 1, entre el número de observaciones y el de estadísticos por estimar, se presume que la generación de 50 réplicas ( $n$ ) para cada una de las condiciones definidas en la matriz de diseño representa una cantidad segura. Además, dado que el diseño se compone de 15 celdillas y que para cada una de ellas se generan 50 réplicas ( $n$ ), el tamaño  $N$  queda definido en 750 distribuciones de frecuencia.

### a. 3. Generación de las $N$ distribuciones

El procedimiento general de la mayoría de los generadores de números aleatorios consiste en componer una serie de números a partir de un valor inicial o semilla  $x$ , produciendo una secuencia de la siguiente forma (Marsaglia y Zaman, 1991, p. 463):

$$x, f_1(x), f_2(x), f_3(x), \dots, f_n(x)$$

$$\text{donde: } f_2(x) = f(f_1(x)); \text{ o en forma general: } f_n(x) = f(f_{n-1}(x))$$

Este tipo de generador, mediante el cual se “determina el próximo número aleatorio a partir del último número generado” (Coss, 1994, pág. 25), se denomina congruencial; además, el hecho de partir de una semilla, valor inicial, seleccionado aleatoriamente, permite que los valores obtenidos se puedan considerar de suyo aleatorios (Coss, 1994; Olinick, 1978).

En este trabajo se uso un generador de esta naturaleza, específicamente, la rutina que provee, para los efectos de *Estudios Monte Carlo*, la herramienta computacional de funciones matemáticas Mathcad 5.0 (Mathcad, 1994, pág. 249); cuyo uso a estos fines es citado en estudios similares (Bacon, 1995).

Cada conjunto de muestras, es decir cada grupo de 50 tablas, tuvo una semilla escogida aleatoriamente; para esto, mediante el lanzamiento de un dado se definieron las coordenadas para la selección de un dígito de cuatro cifras en una *tabla de números aleatorios*. A partir de esta se estimó la proporción de la categoría modal, y, luego, considerando las restricciones de cada condición, las proporciones de las categorías restantes. En el *anexo A* se detallan las expresiones usadas para cada condición.

Finalmente las tablas generadas fueron normalizadas, obteniéndose que la sumatoria de los valores de cada tabla fuera un valor constante de 1, para así lograr una métrica de proporción o frecuencia relativa (Suen, 1990).

#### **a. 4. Estimación de los estadísticos y procedimientos de análisis de los resultados**

Para cada una de las 750 tablas se estimó: el *Coficiente de Entropía Relativa corregido*, el *Coficiente de Variación Cualitativa* y el *Índice de Dispersión Nominal O*, expresándolos a todos a modo de proporción. Hay que destacar que para el caso del Coeficiente de Variación Cualitativa, el cual requiere para su cálculo de frecuencia bruta, se fijó un valor de 1000 como multiplicador de las proporciones y así poder tratarlas como frecuencias.

Para la estimación de los indicadores de dispersión se usó el programa MathCad 5.0 (MathSoft, 1994); las expresiones diseñadas para los cálculos se detallan en el *Anexo*.

Por otra parte, a los efectos del análisis de los resultados se recurrió a técnicas de Análisis Exploratorio de Datos (Tukey, 1977; Hartwig y Dearing, 1979; Curts y Silva, 1992); específicamente se emplearon dos juegos de procedimientos:

Uno orientado a la exploración de la distribución de cada uno de los estadísticos de dispersión en cada condición; para esto se recurrió al gráfico de *tallo y hoja* (stem and leaf) y, además, a la estimación de los percentiles 5, 10, 25, 50, 75, 90 y 95, la Media Aritmética, la Media 5% Trim y la Desviación Típica. Esto se resolvió mediante el programa SPSS for Windows 5.0 (Clemente, 1994; Nie y Hull, 1992).

El otro juego de procedimientos se orienta a la exploración de la relación funcional entre los indicadores de dispersión; para ello se recurrió a una *matriz de diagramas de dispersión* (casement display), acompañada del Histograma y Diagrama de Caja-y-Bigote

(Box-and-Whisker) de cada índice. Esto se realizó mediante el programa Systat for Windows, versión 5 (Ato y López, 1994; SYSTAT, 1992).

## B. RESULTADOS DE LA SIMULACIÓN

Dada la extensión de los resultados, estos no pudieron incluirse en la presente publicación, de modo que los interesados en una copia de los mismos, favor solicitarlos por e-mail a la dirección: gpena@pmail.ucab.edu.ve.

## C. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS DE LA SIMULACIÓN

Antes de considerar los resultados obtenidos conviene precisar: (a) algunas presunciones iniciales, es decir, ciertas relaciones que deberían observarse entre los indicadores; y, (b) los criterios de evaluación, en otras palabras, los elementos que permitirían diferenciar a los diferentes estadísticos con base en su efectividad para estimar la dispersión de los datos.

En cuanto a las presunciones, se parte de la suposición de que la relación funcional entre los diferentes indicadores es predominantemente lineal. Además, se espera un mejor ajuste lineal entre (1) la *pmayor* y la *opena*, ya que el último es dependiente del primero; y (2) entre el *crcor* y el *cvc*, ya que aun cuando sus fórmulas lucen diferentes, al considerar las relaciones entre las diferentes celdillas, recurren a un modelo de cálculo similar.

En relación a los criterios de evaluación, quizás los más relevantes son los relativos a la distribución de los estadísticos para cada una de las condiciones; lo relativo a su tendencia central, dispersión y forma.

En este sentido, en vista de que el procedimiento aleatorio tiende a la generación de valores que se ajustan a una distribución uniforme, se puede considerar como un índice más eficiente aquel que, por una parte, tenga una mayor dispersión, ya que esto supone una mayor capacidad discriminativa; y el que, por otra parte, tenga una tendencia central más cercana al medio del recorrido posible y una distribución más bien simétrica, ya que lo contrario, la inclinación marcada a un extremo o el otro, revela la propensión del indicador a sobrestimar o a subestimar la dispersión.

Pasando ahora propiamente al análisis de los resultados, se considerará en primer lugar la forma de la relación entre la variables.

En torno a este punto, mediante las matrices de *diagramas de dispersión*, se puede observar:

- a) En cuanto a la relación entre la *pmayor* y los otros índices: primero, se aprecia que la dirección de la relación siempre es inversa. Esto implica, dado que un valor más alto de la *pmayor* es un factor de similitud de las observaciones, en otras palabras, de homogeneidad, *que los indicadores ciertamente señalan dispersión en sentido de la diversidad, es decir, un monto mayor indica mayor heterogeneidad.*

Segundo, se puede observar la predominancia de la tendencia al ajuste lineal. Ésta es muy marcada para la relación con la *opena*. Por su parte, con el *crcor* y el *cvc* se observa para las tablas unimodales-aleatorias un dispersigrama más difuso; no así en las otras, donde la concentración de la imagen es muy notoria. Esto hace pensar que un factor moderador del fenómeno es la uniformidad de las categorías, de modo tal que a mayor uniformidad de las categorías se da una imagen más concentrada. Pero, este no parece ser el único efecto de la uniformidad, también se asocia con cierta curvatura en la imagen; a mayor uniformidad de las categorías, el dispersigrama se curva en el cuarto final. Esto parece depender de la ocurrencia exagerada de valores superiores extremos en el *crcor* y en el *cvc*.

- b) En cuanto a la relación entre el *crcor* y el *cvc*: como era de esperarse la función entre estos coeficientes siempre es lineal y directa; con imágenes habitualmente bien concentradas, las cuales se hacen menos dispersas por efecto de la uniformidad de las frecuencias de las celdillas. Así mismo, se observa una uniformidad pareja en todo el dispersigrama y, habitualmente, una mayor concentración hacia los valores más altos. Esto apoya la presunción de que *el crcor y el cvc se comportan de manera muy similar; y, además, revela que generalmente dan valores más bien altos, lo cual permite suponer que podrían estar sobrestimando la heterogeneidad de los datos.*
- c) Con respecto a la relación entre la *opena* y el *crcor* y el *cvc*: esta, dada la dependencia funcional que la *opena* tiene de la *pmayor*, es muy similar a la descrita entre estos dos últimos y la *pmayor*.

Por otra parte, vale destacar la exigua ocurrencia de casos aberrantes en los diferentes dispersigramas, lo cual refuerza la impresión de que los diferentes indicadores se comportan de manera coordinada y,



a su vez, permite suponer que entre ellos se da un buen grado de comunalidad. Esto último queda refrendado por los altos valores del coeficiente de correlación de Pearson, obtenidos entre los diferentes indicadores para cada condición, lo cuales todos se encuentran entre 0.999 (máximo) y 0.863 (mínimo).

Por último, con base en lo anteriormente expuesto, se puede decir que las expectativas referidas a la relación funcional entre los índices se cumplieron adecuadamente

Pasando ahora a los resultados relacionados con la forma de la distribución de cada uno de los indicadores de dispersión:

- (a) Para las condiciones 0 a 3, una categoría modal y las demás con valores diferentes, las cuales emulan el tipo de distribución que ocurre frecuentemente en la práctica, los indicadores  $crcor$  y  $cvc$  se comportan, como se esperaba, de manera muy parecida. Sus distribuciones son de corto recorrido, es decir, con baja dispersión, y sus valores son más bien altos. Además, estas dos características se acentúan en función directa al número de categorías de la tabla, en otras palabras, el valor de los coeficientes se incrementa por razón del número de categorías de la distribución; lo cual es contrario a lo esperado. Finalmente, el  $cvc$  generalmente da valores más altos que el  $crcor$ .

Por su parte, las distribuciones de la *opena* son, en todos los casos, de mayor dispersión y simetría, y con una tendencia central más baja que las del  $crcor$  y del  $cvc$ . Esto permite afirmar, en principio, que *la opena tiene mayor capacidad discriminativa que el  $crcor$  y el  $cvc$ ; y, además, que su valor se ve menos afectado, a modo de aumento, por el incremento del número de categorías de la distribución.*

- (b) En lo que respecta a las condiciones 4 a 7, distribuciones unimodales con el resto de las categorías iguales (que si bien son poco frecuentes en la práctica, tienen como ventaja importante a los efectos de la simulación el incremento de la dispersión de la  $pmayor$ ), se repite la similitud en el comportamiento del  $crcor$  y el  $cvc$ , lo cual respalda una vez más la idea del paralelismo entre ellos; presentan una distribución claramente coleada hacia adentro, donde predominan nuevamente los valores altos, y, consecuentemente, tienen una tendencia central elevada. Dado que esto se observa en todos los casos, se puede suponer que la similitud de las categorías no modales incrementa el valor de estos estadísticos.

Por su parte, en estas tablas el comportamiento de la opena se caracteriza por distribuciones mucho más simétricas y con la tendencia central cercana al medio del recorrido posible ( 0.50 ). Esto permite afirmar que *la opena no tiende a sobrestimar las dispersión, porque, como podría esperarse, la similitud de las categorías no-modales no incrementa su valor.*

- (c) En las condiciones 8 a 10, tablas bimodales con el resto de las categorías aleatorias, la p<sub>mayor</sub>, por razón de las limitaciones que imponen las condiciones, tiene un recorrido muy corto y montos en torno a 0.40; en estas condiciones, los tres indicadores presentan distribuciones cortas, con tendencia central elevada y ligeramente coleadas hacia a bajo. Además, el número de categorías no introduce diferencias muy apreciables.

Bajo estas circunstancias el mejor desempeño, indicado por una mayor variabilidad y tendencia central más baja, es del crcor, luego le sigue la opena, y finalmente el cvc. Es así que, *para las distribuciones bimodales-aleatorias, por una parte, los valores de todos los indicadores son sistemáticamente altos; y, por otro lado, el mejor comportamiento lo exhibe el crcor.*

- (d) Por último, en el caso de las condiciones 11 a 14, bimodales con el resto de las categorías iguales, las circunstancias de la p<sub>mayor</sub> son muy similares a las antes descritas, por lo cual el comportamiento de los indicadores no difiere mayormente del comentado en el apartado anterior. Es decir, se repite la tendencia a distribuciones cortas, coleadas hacia abajo y con tendencia a valores muy altos. Asimismo, *el mejor comportamiento lo presenta el crcor.*

## CONCLUSIONES

Primero, en el caso de las tablas unimodales, tanto si el resto de las categorías son diferentes como si son iguales, el índice *O* evidencia una mayor capacidad discriminativa y un menor inflamamiento.

Segundo, la similitud de las categorías no modales exagera tanto el valor del crcor como el del cvc; mas no el de la *O*.

Tercero, aun cuando la bimodalidad en tablas nominales es intrínsecamente un factor de heterogeneidad, su efecto sobre los coeficientes luce exagerado. Bajo estas circunstancias el índice más efectivo es el crcor.

Cuarto, en contra de lo esperado, el número de categorías de la tabla incrementa el valor de los coeficientes, a más categorías mayor el monto de los indicadores; este efecto es más severo para el *crcor* y el *cvc* que para la *O*.

Finalmente, si a lo anteriormente dicho se agrega, como se señaló al inicio, que la *O* es mucho más fácil de calcular que los otros dos indicadores, se puede puntualizar que:

- (1) para tablas unimodales, o sea la mayor porción de los casos, la *O* resulta el índice de dispersión más eficiente.
- (2) para tablas bimodales el coeficiente más adecuado sería el *crcor*; pero, dado su mayor costo en cálculo y el hecho de que la *O* no resulta mucho menos adecuada en estas circunstancias, el usuario bien puede recurrir a la *O* sin que ello suponga grandes distorsiones.

Resumiendo, efectivamente la *O* resulta el índice más recomendable a los efectos de la estimación de la dispersión de datos nominales.

## BIBLIOGRAFÍA

- Ander-Egg, E. (1980). *Técnicas de investigación social*. Buenos Aires: El Cid.
- Anstey, E. (1966/1976). *Los tests psicológicos*. Madrid: Marova.
- Arnau, J. (1978). *Psicología experimental: un enfoque metodológico*. México: Trillas.
- Arnau, J. (1991). *Diseños experimentales en psicología y educación (Vol. 1)*. México: Trillas.
- Arnau, J. (1995). *Diseños longitudinales aplicados a las ciencias sociales y del comportamiento*. México: Limusa.
- Ato, M. y López, J. (1994). *Fundamentos de estadística con SYSTAT*. Wilmington: Addison-Wesley.
- Avery, D. y Cross, H. (1978). *Experimental methodology in psychology*. Monterey: Brooks/Cole.
- Bacon, D. (1995). "A maximum likelihood approach to correlational outlier identification". *Multivariate behavioral research*, 30, 125-148.
- Bannister, P., Burman, E., Parker, Y., Taylor, M. y Tindall, C. (1994). *Qualitative methods in psychology: A research guide*. Buckingham: Open University Press.

- Batschelet, E. (1975/1978). *Matemáticas básicas para biocientíficos*. Madrid: Dossat.
- Berenson, M. y Levine, D. (1989/1992). *Estadística básica en administración*. México: Prentice Hall.
- Blalock, H. (1972/1978). *Estadística social*. México: Fondo de Cultura Económica.
- Briones, G. (1992). *Métodos y técnicas de investigación para las ciencias sociales*. México: Trillas.
- Brown, B. y Hollander, M. (1977). *Statistics: a biomedical introduction*. New York: John Wiley and Sons.
- Bunge, M. (1981). *Epistemología*. Ariel: Barcelona.
- Calot, G. (1965/1974). *Curso de estadística descriptiva*. Madrid: Paraninfo.
- Camel, F. (1966). *Estadísticas médicas y de salud pública*. Mérida: Universidad de los Andes.
- Clemente, J. (1994). *SPSS/PC + para DOS*. Caracas: FEDUPEL.
- Conrad, E. y Maul, T. (1981). *Introduction to experimental psychology*. New York: John Wiley and Sons.
- Coss, R. (1994). *Simulación: un enfoque práctico*. México: Limusa.
- Cowles, M. (1989). *Statistics in psychology: An historical perspective*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates.
- Craig, J. y Metze, L. (1979/1982). *Métodos de investigación psicológica*. México: Intramericana.
- Crano, W. y Brewer, M. (1973/1977). *Fundamentos de la investigación en psicología social*. México: Manual Moderno.
- CSS/3E. (1991). *User manual*. Tulsa: StatSoft, Inc.
- Curts, J. y Silva, A. (1992). Análisis exploratorio de datos. En A. Silva (De) *Métodos cuantitativos en Psicología*. México: Trillas.
- Chou, Y. (1975/1977). *Análisis estadístico*. México: Interamericana.
- Christensen, H. (1983/1990). *Estadística paso a paso*. México: Trillas.
- Daniel, W. (1977/1981). *Estadística con aplicaciones a las ciencias sociales y a la educación*. Bogotá: McGraw-Hill Latinoamericana.
- Dixon, W. y Brown, M. (1985). *Biomedical computer programs P-series (BMDP)*. Berkeley: University of California Press.
- Domènech, J. (1977). *Bioestadística: métodos estadísticos para investigadores*. Barcelona: Herder.
- Downie, N. y Heath, R. (1983/1986). *Métodos estadísticos aplicados*. México: Harla.

- Edwards, A. (1972). *Experimental design in psychological research*. New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Elorza, H. (1987). *Estadística para ciencias del comportamiento*. México: Harla.
- Ferguson, G. (1966). *Statistical analysis in psychology and education*. New York: McGraw-Hill.
- Freund, J. y Walpole, R. (1980). *Mathematical statistic's*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall.
- Garrett, H. (1958/1976). *Estadística en psicología y educación*. Buenos Aires: Paidós.
- Glass, G. y Hopkins, K. (1984). *Statistical methods in education and psychology* (2ª Edición). Englewood Cliffs: Prentice-Hall, Inc.
- Glass, G. y Stanley, J. (1970/1980). *Métodos estadísticos aplicados a las ciencias sociales*. Madrid: Prentice/Hall Internacional.
- Goode, W. y Hatt, P. (1967/1977). *Métodos de investigación social*. México: Trillas.
- Guilford, J. (1956). *Fundamental statistic's in psychology and education*. New York: McGraw-Hill.
- Guilford, J. y Fruchter, B. (1978/1984). *Estadística aplicada a la psicología y la educación*. México: McGraw-Hill.
- Haber, A. y Ruyon, R. (1973). *Estadística general*. México: Fondo Educativo Interamericano.
- Hanke, J. y Reitsch, A. (1994/1995). *Estadística para negocios*. Barcelona: Irwin.
- Harnett, D. y Murphy, J. (1980/1987). *Introducción al análisis estadístico*. México: Addison-Wesley Iberoamericana.
- Hartwing, F. y Dearing, B. (1979). *Exploratory data analysis*. Beverly Hills: Sage Publications.
- Hermann-Josef, K. (1972/1977). *Curso básico de estadística*. Barcelona: Herder.
- Hernández, R., Fernández, C. y Baptista, P. (1991). *Metodología de la investigación*. México: McGraw-Hill.
- Isaac, S. y Michael, W. (1983). *Handbook in research and evaluation*. San Diego: EdITS.
- Keren, G. y Lewis, C. (Eds) (1993). *A handbook for data analysis in the behavioral sciences: Methodological issues*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates.

- Kerlinger, F. (1979/1981). *Enfoque conceptual de la investigación del comportamiento*. México: Interamericana.
- Kerlinger, F. (1986/1988). *Investigación del comportamiento*. México: McGraw-Hill.
- Kirk, R. (1968). *Experimental design: procedures for the behavioral sciences*. Belmont: Brooks/Cole.
- Krippendorff, K. (1980/1990). *Metodología de análisis de contenido: Teoría y práctica*. Barcelona: Paidós.
- Lawson, R., Goldstein, S. y Musty, R. (1975). *Principles and methods of psychology*. New York: Oxford University Press.
- León, O. y Montero, Y. (1993). *Diseño de investigaciones: introducción a la lógica de la investigación en psicología y educación*. Madrid: McGraw-Hill.
- Levin, J. (1977/1979). *Fundamentos de estadística en la investigación social*. México: Harla.
- Lewin, M. (1979). *Understanding psychological research*. New York: John Wiley and Sons.
- López, M. y Ortega, P. (1946). *Métodos estadístico aplicados a la educación*. México: Ediciones de la Secretaría de Educación Pública.
- MacKensy, D. (1981). *Statistics in Britain: 1865 -1930*. Edimburgo: Edinburgh Univ. Press.
- Marsaglia, G. y Zaman, A. (1991). A new class of random number generators. *The Annals of Applied Probability*, 1(3), 462-480.
- Martínez, M. (1989). *Comportamiento humano: Nuevos métodos de investigación*. México: Trillas.
- Mason, R. y Lind, D. (1990/1992). *Estadística para administración y economía*. México: Alfaomega.
- Mathcad 5.0 for Windows. (1994). User's guide. Cambridge: Mathsoft, Inc.
- Mayntz, R., Holm, K. y Hüber, P. (1969/1988). *Introducción a los métodos de la sociología empírica*. Madrid: Alianza.
- Mayor, J. (1989). El método científico en psicología. En J. Arnau y H. Carpintero (Eds) *Historia, teoría y método*, en J. Mayor y J. Pinillos (Coordinadores) *Tratado de Psicología General*. Madrid: Alhambra.
- McGuigan, F. (1990). *Experimental psychology*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall.
- Mendenhall, W. (1979). *Introduction to probability and statistic's*. North Scituate: Duxbury Press.

- Mendenhall, W., Scheaffer, R. y Wackerly, D. (1986). *Estadística matemática con aplicaciones*. México: Grupo Editorial Iberoamérica.
- Milles, M. y Huberman, A. (1984). *Qualitative data analysis: a sourcebook of New Methods*. Newbury Park: Sage Publications.
- MINITAB (1991). *Minitab reference manual, PC version*. State College, PA.: Minitab Inc.
- Montgomery, D. (1984). *Design and analysis of experiments*. New York: John Wiley and Sons.
- Mood, A., Graybill, F. y Boes, D. (1983). *Introduction to the theory of statistics*. New York: McGraw-Hill.
- Mook, D. (1982). *Psychological research*. New York: Harper and Row.
- Neuringer, A. (1991). Operant variability and repetition as functions of interresponse time. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 17, 3-12.
- Nie, N. y Hull, C. (1992). *Statistical Package for the social sciences*. New York: MacGraw-Hill.
- Nisbet, J. y Emtwistle, N. (1980/1985). *Métodos de investigación educativa*. Barcelona: Oikos-Tau.
- Nunnally, J. y Berstein, Y. (1994/1995). *Teoría psicométrica*. México: McGraw-Hill.
- Olinick, M. (1978). *An introduction to mathematical models in the social and life sciences*. Reading: Addison-Wesley.
- Page, S. y Neuringer, A. (1985). Variability is an operant. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 11, 429-452.
- Peña, G. (1995). "Dos factores explicativos de la cuantofobia: La revolución de la inferencia estadística y el factor humano en la concepción de los métodos estadísticos". *Revista AVEPSO*. Vol. XVIII, 2, 65-83.
- Pope, J. (1981/1991). *Investigación de mercados*. Barcelona: Norma.
- Reynolds, H. (1977). *Analysis of nominal data*. Beverly Hills: Sage Publications.
- Rodrigues, A. y Pérez, I. (1995). *La investigación experimental en ciencias sociales*. México: Trillas.
- Rummel, R. (1970). *Applied factor analysis*. Evanston: Northwestern University Press.
- Sanders, D., Murph, A. y Eng, R. (1976). *Statistics: a fresh approach*. New York: McGraw-Hill.
- Sax, G. (1979). *Foundations of educational research*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall.

- Seeley, R. y Brozoski, T. (1989). Measurement and quantification of stereotypy in freely behaving subjects: An information analysis. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 21, 271-274.
- Selltiz, C., Wrightsman, L. y Cook, S. (1960/1980). *Métodos de investigación en las relaciones sociales*. Madrid: Ediciones Rialp.
- Sierra, R. (1981). *Ciencias sociales: análisis estadístico y modelos matemáticos*. Madrid: Paraninfo.
- Sierra, R. (1985). *Técnicas de investigación social: Teoría y ejercicios*. Madrid: Paraninfo.
- Silva, A. (1992). *Métodos cuantitativos en psicología*. México: Trillas.
- Silva, F. y Pear, J. (1995). Stereotypy of spatial movements during noncontingent and contingent reinforcement. *Animal Learning & Behavior*, 23, 245-255.
- Snedecor, G. y Cochran, W. (1964/1978). *Métodos estadísticos*. México: C.E.C.S.A.
- STATGRAPHICS (1986). *User's guide*. Rocville: STSC, Inc.
- Steel, R. y Torrie, J. (1960). *Principles and procedures of statistic's*. New York: McGraw-Hill.
- Steel, R. y Torrie, J. (1980/1985). *Bioestadística: principios y procedimientos*. Bogotá: McGraw-Hill.
- Stevens, S. (1951). Matemáticas y medición. En C. Wainerman (Ed) *Escalas de medición en ciencias sociales* (1976). Buenos Aires: Ediciones Nueva Visión.
- Suen, H. (1990). *Principles of test theories*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum.
- SYSTAT for Windows, versión 5. (1992). *Getting Started*. Evanston: SYSTAT, Inc.
- Teichroew, D. y Sitgreaves, R. (1961). Computation of an empirical sampling distribution for W-classification statistic's. En H. Solomon (Ed) *Studies in item analysis and prediction*. Stanford: Stanford University Press.
- Travers, R. (1964/1979). *Introducción a la investigación educacional*. Buenos Aires: Paidós.
- Tukey, J. (1977). *Exploratory data analysis*. Reading Massachusetts: Addison-Wesley.
- Van Dalen, D. y Meyer, E. (1966/1978). *Manual de Técnicas de la investigación educacional*. Buenos Aires: Paidós.



Wonnacott, T. y Wonnacott, R. (1972/1981). *Fundamentos de estadística para administración y economía*. México: Limusa

Yamane, T. (1964/1979). *Estadística*. México: Harla

Yule, G. y Kendall, M. (1954). *Introducción a la estadística matemática*. Madrid: Aguilar.

Zaera, F. (1985). *Estadística deductiva*. Caracas: Ediciones Vega.

Zinser, O. (1984/1987). *Psicología experimental*. Bogota: MacGraw-Hill.

## APÉNDICE

### EXPRESIONES DE CÁLCULO EMPLEADAS EN MATHCAD 5.0

Este apéndice contiene las expresiones empleadas para el desarrollo de la simulación mediante el programa Mathcad 5.0. En el hay dos juegos de expresiones, primero, las fórmulas para el cálculo de los diferentes estadísticos. Y, segundo, los algoritmos empleados para la generación de las tablas correspondientes a las diferentes condiciones del diseño de la simulación ( 0 a 14 ). *Nota:* las expresiones están escritas mediante la simbología que provee Mathcad, la cual es de corte matemático y estadístico convencional.

1. Expresiones para el cálculo de los diferentes índices, las cuales, como es de esperarse, son equivalentes para todas las condiciones

$$OP_r := \frac{\sum_{C=1}^{k-1} DU_{r,C}}{1 - \frac{1}{k}}$$

$$H_r := \sum_{C=1}^k DU_{r,C} \cdot \frac{\log\left(\frac{1}{DU_{r,C}}\right)}{\log(2)}$$

$$H_{max} := \frac{\log(k)}{\log(2)}$$

$$f_{r,c := \text{ceil}[(DU_{r,c}) \cdot n]}$$

$$IQV_r := \frac{\sum_{l=1}^k \sum_{C=1}^k f_{r,C} \cdot f_{r,b} \cdot (C > b)}{\left[ \frac{n^2 \cdot (k-1)}{2k} \right]}$$

2. Definiciones de los valores de las proporciones para cada celdilla

Condición 0: Proporciones aleatorias, c=3

Seed=4248

$$k := 3 \quad r := 1..50 \quad n := 1000$$

$$c := 1..k \quad b := 1..k \quad C := 1..k$$

$$\text{Dunifome}_{r,c} := \text{rnd}(1)$$

$$\text{sumd}_r := \sum_{c=1}^k \text{Dunifome}_{r,c}$$

$$\text{DU}_{r,c} := \frac{\text{Dunifome}_{r,c}}{\text{sumd}_r}$$

**Nota:** Esta formulación se aplica *mutatis mutandis* para las condiciones 1, 2 y 3 (variando el valor de c)

Condición 4: Unimodal Homogénea, c=3

Seed=4248

$$k := 3 \quad r := 1..50 \quad n := 1000$$

$$C := 1..k \quad b := 1..k \quad c := 2..k$$

$$\text{minmodal} := \frac{1}{k} + .001$$

$$\text{Dunifome}_{r,1} := (1 - \text{minmoda}) \cdot \text{rnd}(1) + \text{minmodal}$$

$$\text{Dunifome}_{r,c} := \frac{1 - (\text{Dunifome}_{r,1})}{k - 1}$$

**Nota:** Esta formulación se aplica, *mutatis mutandis* para las condiciones 5, 6 y 7 (variando el valor de c

Condición 8: Bimodal Aleatoria, c=4

Seeds=0711,20

$$n := 1000 \quad k := 4 \quad r := 1..50$$

$$c := 3..k \quad C := 1..k \quad b := 1..k$$

$$\text{Dunifome}_{r,1} := (.499 - .335) \text{rnd}(1) + .335$$

$$\text{Dunifome}_{r,2} := \text{Dunifome}_{r,1}$$

$$\text{Resto}_r := 1 - (\text{Dunifome}_{r,1}) \cdot 2$$

$$P_{r,c}^1 := \text{rnd}(1)$$

$$\text{SumP}_r^1 := \sum_{c=3}^k P_{r,c}^1$$

$$P_{r,c}^2 := \frac{P_{r,c}^1}{\text{SumP}_r^1}$$

$$\text{Dunifome}_{r,c} := \text{Resto}_r \cdot P_{r,c}^2$$

**Nota:** Esta formulación se aplica *mutatis mutandis* para las condiciones 9 y 10 (variando el valor de c)

Condición 11: Bimodal homogénea, c=3      Seed=831  
n :=1000    k:=3    r:=1..50  
c :=3..k    C:=1..k    b:=1..k  
Duniforme<sub>r,1</sub> := (.499- .251)·rnd(1) + .251  
Duniforme<sub>r,2</sub> :=Duniforme<sub>r,1</sub>  
Resto<sub>r</sub> :=1 - (Duniforme<sub>r,1</sub>)·2  
Duniforme<sub>r,c</sub> :=  $\frac{\text{Resto}_r}{k-1}$

**Nota:** Esta formulación se aplica *mutatis mutandis* para las condiciones 12, 13 y 14 (variando el valor de c)