

## VI. ALGUNOS TEOREMAS LIMITES IMPORTANTES

### 6.1 Teorema de De Moivre-Laplace

(Parte I)

Si 'x' y 'n'  $\rightarrow +\infty$ , de manera tal que

$$\frac{x - np}{\sqrt{npq}} \rightarrow z < +\infty$$

Entonces se verifica que:

$$\sqrt{npq} \binom{n}{x} p^x q^{n-x} \rightarrow \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}}$$

(La demostración de este teorema esta fuera del alcance de este curso, sin embargo interesados pueden ver esta demostración en: Feller W., "An Introduction to Probability Theory and its applications", Vol.1, Wiley, N.Y., 1950.)

Con el resultado anterior se permite calcular la binomial por la fórmula:

$$b(x, n, p) = \binom{n}{x} p^x q^{n-x} \approx \frac{1}{\sqrt{2\pi npq}} e^{-\frac{z^2}{2}} \text{ donde } z = \frac{x - np}{\sqrt{npq}}$$

con lo cual se estaría aproximando la distribución Binomial con la distribución Normal, recordando que al tipificar una Normal se tiene que  $z = (x - \mu) / \sigma$ .

(Parte II)

Si X es una V.A. que representa el # de éxitos en n pruebas de un proceso de Bernoulli con probabilidad 'p', entonces se debe verificar que:

$$P(a < X \leq b) = \Phi\left(\frac{b - np}{\sqrt{npq}}\right) - \Phi\left(\frac{a - np}{\sqrt{npq}}\right)$$

donde 'Φ' es la f.d.p. de la distribución N(0,1).

### 6.2 Ley de los Grandes Números.

Considerando la Parte II del Teorema de De Moivre-Laplace, para  $b = np + \epsilon$ , y  $a = np - \epsilon$  resulta:

$$P(np - \epsilon < X < np + \epsilon) \approx 2\Phi\left(\frac{\epsilon}{\sqrt{npq}}\right) - 1$$

$$\text{reemplazando } \epsilon \text{ por } \epsilon n \rightarrow P\left(\left|\frac{x}{n} - p\right| < \epsilon\right) \approx 2\Phi\left(\epsilon \sqrt{\frac{n}{pq}}\right) - 1$$

Para  $n \rightarrow +\infty$  el 2do. miembro de la ecuación tiende a 1 con lo cual queda demostrado el Teorema de Bernoulli que dice:

"En una sucesión de pruebas de Bernoulli con probabilidad 'p', dado un número cualquiera  $\epsilon > 0$ , la probabilidad de que el número de éxitos dividido por 'n' difiera de 'p' en menos de  $\epsilon$  tiende a la unidad para  $n \rightarrow +\infty$ ".

$$P\left\{\lim_{n \rightarrow \infty} (X_1 + X_2 + \dots + X_n) / n = p\right\} = 1$$

### **6.3 TEOREMA CENTRAL DEL LIMITE.**

Si las V.A.  $X_1, \dots, X_n$  son independientes y todas siguen la misma distribución con esperanza matemática  $\mu$  y varianza  $\sigma^2$  diferente de cero, entonces la nueva variable aleatoria

$$Z = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}}$$

es asintótica a la normal standard.

A continuación mostraremos 2 aplicaciones del Teorema que permiten aproximar la distribución Binomial y la Poisson a través de la distribución Normal.

#### Aplicación 1.

Sean V.A.  $X_i$  ( $i=1, \dots, n$ ) del tipo Bernoulli, donde  $P(X_i=1) = p$  y  $P(X_i=0) = q$ , entonces:

$$\mu = 1 \cdot p + 0 \cdot q = p \quad \text{y} \quad \sigma^2 = (1-p^2) \cdot p + p^2 \cdot q = pq$$

Como la suma de Bernoulli es una Binomial, digamos  $Z$ , entonces podremos aplicar el Teorema Central del Limite sobre la Binomial, con lo cual:

$$Z = (X_1 + \dots + X_n - np) / (\sqrt{npq}) \text{ es Normal}(0,1). \text{ (Compare con DeMoivre-Laplace).}$$

#### Aplicación 2.

Sea  $X_i$  ( $i=1, \dots, n$ ) V.A. Poisson con  $E[X_i] = \lambda = \text{VAR}[X_i]$ ,  $\forall i$ , luego  $X = X_1 + X_2 + \dots + X_n$  otra Poisson con parámetro  $n\lambda = \Lambda$ .  
entonces,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{X - \Delta}{\sqrt{\Delta}} < z\right) = f(z)$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{r < \Delta + z\sqrt{\Delta}} \frac{\Delta^r}{r!} e^{-\Delta} = f(z)$$

Luego, se puede concluir que para  $\Lambda$  grande una distribución de Poisson se puede aproximar por la Normal Standard, razón por la cual en las tablas de la Poisson no existen  $\Lambda > 10$ .

#### Ejemplo de Aplicación del TCL.

Sean  $X_i$  ( $i=1, 2, \dots, 10$ ) V.A. independientes uniformemente distribuidas en el intervalo  $(0, 1)$ .  
Se quiere calcular:

$$P\left(\sum_{i=1}^{10} x_i > 7\right) \text{ con } E[X_i] = \frac{1}{2} \text{ y } \text{VAR}(X_i) = \frac{1}{12}$$

Aplicando el TCL tendremos:

$$P\left(\sum_{i=1}^{10} X_i > 7\right) = P\left(\frac{\sum x_i - 10 * 0.5}{\sqrt{\frac{1}{12} * 10}} > \frac{7 - 5}{\sqrt{\frac{10}{12}}}\right)$$

$$= 1 - P\left(\frac{\sum x_i - 5}{\sqrt{\frac{10}{12}}} \leq \frac{2}{\sqrt{\frac{10}{12}}}\right) = 1 - f(2.2) = 0.0139$$