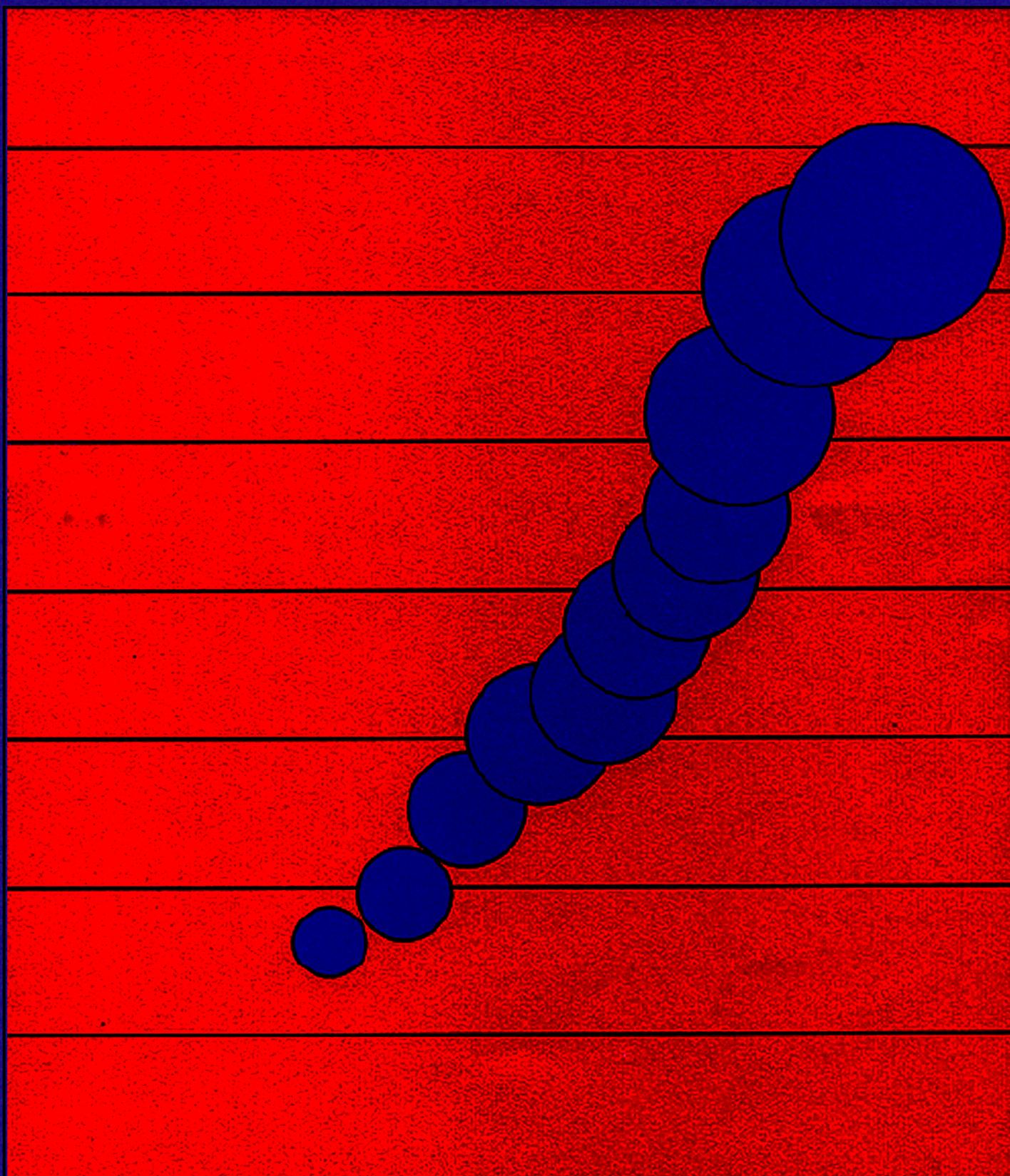


VARIANZA

Revista de la Carrera de Estadística



**REVISTA DE LA CARRERA DE ESTADÍSTICA
VARIANZA**

**UNIVERSIDAD MAYOR DE SAN ANDRÉS
FACULTAD DE CIENCIAS PURAS Y NATURALES**



Número 1, Año 1
Octubre de 2001

Revista Varianza

Número 1, Año 1 —Octubre de 2001

Dirección:

Rubén Belmonte Coloma

Colaboradores

Kjeiil Brinchmann Halvoersen

Nicolás Cltávez

Luis Zapata Escobar

José Anibal Angulo

Nilda Flores S

Juan Carlos Flores

Marisol Paredes

Augusto Solís Sánchez

Diagramación y Edición:

Samantha Montenegro Alvéstegui

Fotografía y Colaboración:

Julio Lazo Iturri

Carrera de Estadística
Instituto de Estadística Teórica y Aplicada
Facultad de Ciencias Puras y Naturales
Universidad M a y o r de San Andrés
La Paz - Bolivia
Edificio Antiguo Planta baja pb05
Tel: 2442100

ieta@hotmail.com



VARIANZA

REVISTA DE LA CARRERA DE ESTADÍSTICA

Propuestas teóricas.....	5
• El Conflicto en inferencia Estadística Verosimilitud.....	6
Kjetil Brinchmann Haslvorsen	
• Modelos de ARCH Y GARCH.....	11
Nicolás Chavez Q.	
• Eficiencia Relativa Asintótica.....	14
Rubén Belmonte	
• Estadístigrafos de la Concentración.....	16
Luis Zapata Escobar	
• Aplicaciones.....	21
• Calidad Total.....	22
José Aníbal Angulo A.	
• Proyectos.....	26
• Educación de las Mujeres vs Desarrollo Humano.....	27
Nilda Flores S.	
• Técnicas Bayesianas.....	30
Juan Carlos Flores López y Marisol Paredes	
• Modelo para Series de Tiempo.....	32
Juan Carlos Flores L.	
• Comentarios.....	33
• ¿Qué podemos esperar del Censo 2001?.....	34
Augusto S. Solíz Sánchez	
• Artículo Vital.....	40

EDITORIAL

Consolidar una revista con un sentido científico no es una tarea más. Es una tarea que demanda cierta concentración de esfuerzos personales, y esfuerzo mancomunado de la entidad que la presente.

No se pretende con este número inicial ni competir, ni lograr espectaculares alcances, lo que se pretende es establecer un vehículo por el cual los docentes, y ojalá los estudiantes en el futuro, puedan expresar los resultados del análisis de la teoría y la aplicación en estadística.

No encontrará el que lea estas páginas información estadística o estadísticas de una u otra cosa, lo que presentamos son artículos del desarrollo teórico de la estadística, la forma y el sustento del porque se establece la información numérica.

Hay preocupaciones sobre las actuales corrientes de la elaboración inferencial, aplicaciones estadísticas que apoyan el análisis en las ciencias naturales, sociales, económicas, pedagógicas y otras que demandan de soporte cuantitativo.

En el futuro creemos que debe convertirse en el documento informe de la actividad científica que realiza la comunidad de estadística y en un foro abierto de la discusión metodológica del tratamiento de la información cuantitativa. Espera de los lectores la comprensión de las falencias y errores que se hubiesen filtrado y por supuesto la crítica que nos permita crecer.

Es un deber agradecer a las instituciones que colaboraron en la cristalización de esta revista, en especial a VITAL,

Propuestas Teóricas

El Conflicto en Inferencia Estadística Verosimilitud

Kjetil Brinchmann Haslvorsen

Contrario a lo que piensan muchas personas no iniciada, los fundamentos para la Inferencia Estadística no son resueltos para la satisfacción de todos, pero es una fuente de mucho conflicto. Lo que ahora se llama “Estadística Clásica”, con raíces desde los años 1920, han proporcionado métodos muy usados como pruebas de significancia pura, prueba de hipótesis, intervalos de confianza entre otros. Esto sin duda ha sido un gran aporte práctico a la ciencia, pero su base lógica no es muy firme. En el mismo año (1934) como Newman & Pearson propuso la teoría de intervalos de confianza, Fisher lo atacaba fuertemente. ¿Porqué? no satisface los requerimientos de la teoría de la inducción científica, no produce una medida de evidencia en un cierto cuerpo de datos sobre alguna teoría científica, pero reemplaza en el concepto de evidencia por el de “la propiedad de confianza”. Este último básicamente dice que no tenemos confianza en un cierto intervalo de confianza, pero tenemos sólo confianza en el método que lo ha producido. En hecho algunos estadísticos modernos muy conocidos como Lucien LeCam, argumenta que no necesariamente existe evidencia acerca de una hipótesis científica, basado en un experimento concreto”(Lucien LeCam, en su discusión en Berger & Wolpert (2).

Para la mayoría de los científicos en el campo aplicado, este argumento parece raro, por decir lo menos.

Existen alternativas a la estadística Clásica, y los más importantes son la Inferencia Bayesiana y la Inferencia de Verosimilitud Pura. Estos son paradigmas alternativos, aplicables para todo el campo de la estadística. Otras teorías, menos conocidas, tienen aparentemente menor aplicabilidad, y no las mencionaremos en este artículo. Para una discusión y referencias, mire por ejemplo Edwards (4) ó Hacking (6).

¿Porqué debemos preocuparnos de estos temas aquí, en lugar de sólo preocuparnos de los aspectos inmediatamente aplicables a la Estadística? Por múltiples razones, primero por su importancia e interés, segundo, por razones pedagógicas. Tal vez la mejor manera de entender los a los métodos y principios estadísticos, es presentar diferentes teorías de una manera comparativa, con énfasis en la diferencia en base lógica e interpretación. Este argumento es particularmente apropiado en este momento cuando la Carrera de estadística de la Universidad Mayor de San Andrés se encuentra en una fase de discusiones de pedagogía y metodología, por razón del Diplomado en Educación Superior.

La evidencia es que la mayoría de los usuarios de intervalos de confianza lo interpretan de una manera evidencial, que no es estrictamente permitida. Por ejemplo en Berger (1) Berger dice que ha tenido éxito en enseñar intervalos de confianza a estudiantes en cursos introductorios, sólo cuando paralelamente ha enseñado intervalos de confianza a estudiantes en cursos introductorios, cuando paralelamente ha enseñado intervalos bayesianos.

Entonces, existen muchas buenas razones para una enseñanza “agnóstica” de los principios de la Estadística. Este autor ha presentado en artículos anteriores aspectos de la teoría bayesiana en nuestro medio, por ejemplo (7), y en otros documentos. Ahora es tiempo para una pequeña presentación de otro punto de vista alternativo, sólo con aspectos de la verosimilitud.

2. PROBLEMAS CON LA TEORÍA CLÁSICA

Presentamos un solo ejemplo sencillo, tomando (2), mostrando el tipo de problemas que ocurren con la teoría clásica de intervalos de confianza. Básicamente, ocurren problemas porque las inferencias clásicas no son condicionales en los datos.

En los datos.

Sea X_1 y X_2 independientes, cada uno con la distribución.

$$P(X_i = \theta - 1 \mid \theta) = P(X_i = \theta + 1 \mid \theta) = \frac{1}{2}, \quad i = 1, 2$$

Aquí $-\infty < \theta < \infty$ es un parámetro desconocido, para estimar en base a las observaciones. Es fácil mostrar que un conjunto de confianza con grado de confianza 75% esta dado por donde el grado de confianza es 75% quiere decir que, en uso repetido, la frecuencia de casos

$$C(X_1, X_2) = \begin{cases} \text{el punto } \frac{X_1 + X_2}{2} & \text{si } X_1 \neq X_2 \\ \text{el punto } X_1 - 1 & \text{si } X_1 = X_2 \end{cases}$$

donde el conjunto $C(X_1, X_2)$ actualmente contiene θ , converge en probabilidad a 75%. No dice que la probabilidad que $\theta \in C(X_1, X_2)$ es igual a 75% en un caso particular, una interpretación que muchos usuarios dan.

En este ejemplo en particular, es claro que la información contenido en la muestra es muy diferente si $X_1 = X_2$ ó si $X_1 \neq X_2$. En el primer caso, hemos observado $X_1 = X_2 = \theta - 1$ ó $X_1 = X_2 = \theta + 1$. Entonces podemos concluir que ó $\theta = X_1 - 1$ ó $\theta = X_1 + 1$, aparentemente con igual probabilidad par ambos posibilidades (la función de verosimilitud es igual para los dos posibilidades). Entonces sería mejor reportar que el grado de confianza condicional en la muestra de $C(X_1, X_2)$ es 50%. En el otro caso, la muestra da información completa acerca de θ , y parece natural reportar un grado de confianza condicional en a muestra de 100%. Pero este concepto nuevo de un grado de confianza condicional en la muestra no esta definido en la teoría clásica.

La diferencia entre los dos conceptos de grado de confianza usado en el anterior párrafo, es que el grado de confianza clásica es una medida pre-experimental (esta basada en probabilidades que se puede calcular antes de obtener la muestra), mientras el grado de confianza condicional en los datos es una medida post-experimental (esta basada en probabilidades que se puede calcular sólo después de obtener la muestra). La Estadística clásica supone, sin decirlo, que una medida pre-experimental es relevante también después de obtener la muestra. Esto está abierto a discusión. El ejemplo anterior muestra que este supuesto por lo menos es dudable.

Si el ejemplo parece artificial, en que algunas muestras posibles revelan con certeza la identidad del parámetro desconocido, existen dos defensas. Primero, era necesario usar un ejemplo lo más sencillo posible para hacer un punto. Segundo, éste fenómeno ocurre en ejemplos prácticos. Considere una pareja, un hombre con ojos azules, seguramente un homozygote (bb), y una mujer con ojos negros, que puede ser un heterozygote ó un homozygote (bB ó BB). Pero después de observar que uno de los hijos de la pareja tiene ojos azules, sabemos que la mujer es heterozygote. Entonces, casos donde la información contenida en una muestra depende de la configuración de esta, ocurren también en la práctica.

Kiefer [5] ha tratado de desarrollar una teoría de confianza condicional, pero existe muy pocos artículos que han seguido esa línea, lo que implica que ésta teoría sería muy difícil. También es conocido [ver ejemplos en (2)] que ésta teoría no puede ser completamente general.

3. Verosimilitud

Ha llegado el momento para presentar un método que esta propuesto como alternativa a la teoría clásica. Discutimos la propuesta de realizar inferencias basado solo en la función de verosimilitud, sin ningún otro input. Primero tenemos que observar que la función de verosimilitud es fundamental también en otros acercamientos a la estadística, lo que en cualquier caso hace interesante ver que inferencias se puede hacer solo usando esta función.

Si los datos $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ tiene función de densidad $f(x | \theta)$, $\theta \in \Theta$,

Donde Θ es el espacio paramétrico, definimos la función de verosimilitud como

$$L(\theta | x) = k \times f(x | \theta),$$

Omitiendo constantes irrelevantes. Queremos estudiar el “contenido” de soporte para los intervalos de confianza usuales para u , con grado de confianza 95%. Esto tiene la forma.

$$\bar{xn} - t_{0.025, n-1} s / \sqrt{n}, \bar{xn} + t_{0.025, n-1} s / \sqrt{n}$$

y la diferencia en soporte entre el estimador máximo verosímil de u y los puntos extremos de este intervalo de confianza esta dado por

$$\frac{n}{2} \log \left(\frac{1 + t_{0.025, n-1}^2}{n-1} \right)$$

Una pequeña tabla de estos valores esta dado en la continuación:

n	Diff en soporte	Razón de verosimilitud
2	5.09	162.4
3	3.49	32.8
4	2.95	19.1
5	2.68	14.6
6	2.53	12.6
10	2.25	9.5
20	2.07	7.92
1001	1.92	6.82

El primer resultado, obvio, de este ejercicio, es que el contenido evidencial de los intervalos de confianza basado en la distribución t depende de los grados de libertad, y segundo, que para pocos grados de libertad son demasiados conservativos. Esta observación es consistente con la paradoja de Lindley [mire(1)] en la teoría Bayesiana: El contenido evidencial de una prueba clásica he hipótesis depende de los números de observaciones n .

Como un compromiso con la teoría de verosimilitud pura, sería conveniente siempre reportar las diferencias en soporte cuando se da un intervalo de confianza.

Damos un ejemplo más, esta vez la prueba F en el modelo lineal general. Suponemos $Y = X \beta + \epsilon$, con los supuestos estándares de normalidad e independenciam. Estamos interesados en la hipótesis $H : A\beta = c$. La prueba F equivalente con la prueba de razón de verosimilitud, esta dado por

$$F = \frac{(A\beta - c)^T [A(X^T X)^{-1} A^T]^{-1} (A\beta - c)}{q S^2}$$

Donde q es el número de restricciones lineales, en el hipótesis H , y S^2 es el estimador usual (insesgado) de la varianzam. Bajo la hipótesis nula F tiene una distribución F con q y $n-p$ grados de libertad. Algunos cálculos sencillos basados en formulas dados en por ejemplo Seber [8], muestra que la diferencia en soporte ente el estimador máximo verosímil irrestringido y bajo la hipótesis H , esta dado por

$$\frac{n}{2} \log \left(1 + \frac{q}{n-p} F \right)$$

lo que en el caso t se reduce a la expresión dado anteriormente.

Usamos esto para el análisis del ejemplo de penicilina de Box, Hunter & Hunter [3]. Este ejemplo es un diseño de bloques al azar para comparar 4 diferentes métodos para la producción de penicilina. Para este ejemplo, $n = 20$, $n - p = 12$. En el cuadro abajo damos los datos relevantes, calculados a partir del tabla de ANOVA.

Hipótesis	q	F	Diff en soporte	Razón de verosimilitud
Tratamientos	3	1.24	2.7	14.8
Bloques	4	3.51	7.75	2315

Pero aquí estamos comparando modelos con mayor diferencia en complejidad, es decir, número de parámetros, entonces debemos requerir mayor diferencia en soporte para declarar una diferencia como evidencia fuerte. Edwards [4] note que se tome una diferencia en soporte de dos unidades como un buen taza de intercambio entre evidencia y complejidad cuando se compara dos modelos con un parámetro en diferencia, entonces en general se puede requerir dos unidades de soporte par cada parámetro en diferencia. En este criterio la insignificancia de tratamientos es evidente, mientras la significancia de bloques parece claro. En la teoría clásico, la prueba F del hipótesis nula de ningún efecto de los bloques da un valor - $p \approx 0.04$, que tradicionalmente se juzga como significativo. Al respecto, Box, Hunter & Nunter [3] dice: donde k es una constante positivo arbitraria. Esta definición implica que la función de verosimilitud, en isolación, solo se puede usar para hacer inferencias relativas, comparando diferentes posibles valores de θ en los mismos datos. Esto es, los proponentes de verosimilitud puro niega la posibilidad de hacer inferencias absolutas, como propone la Estadística clásica ó Estadística Bayesiana, dice que solo inferencias relativas son posibles. El requerimiento de que evidencia en conjuntos de datos independientes, acerca del mismo parámetro θ , debe ser aditiva, llega a medir la evidencia usando la función de log verosimilitud, llamado la función de soporte en Edwards [4]. El valor de θ con mayor soporte corresponde al estimador de máximo verosimilitud, pero clásicamente se ha evaluado el estimador de máximo verosimilitud, pero clásicamente se ha evaluado el estimador de máximo verosimilitud, usando sus propiedades en muestreo repetido, mientras esto no es permitido (ó tiene sentido) en la teoría de verosimilitud puro. Interpretamos la razón de verosimilitud entre dos diferentes hipótesis (el exponencial de la diferencia en soporte) directamente como una medida de la evidencia relativa entre los dos hipótesis. En Estadística clásica se niega directamente que esto tiene sentido, aunque en libros modernos no tan fuerte como antes.

Edwards en [4] propone, usando una comparación con inferencia clásica en el modelo normal con varianza conocida, usar una diferencia en soporte de 2 unidades como un criterio de “plausibilidad”. Es decir, propone que todos los valores de θ tiene diferencia en soporte comparado con el estimador máximo verosímil menor que 2, como plausibles. Si la diferencia en número de parámetros entre los dos hipótesis son mayor a uno, es necesario de alguna manera compensar más por la diferencia en complejidad entre los dos hipótesis. Porque, todo otro igual preferimos la hipótesis más simple que es consistente con los hechos.

Vamos a estudiar el criterio de diferencia en soporte (ó equivalentemente, razón de verosimilitud), usándolo en algunos modelos simples bien conocidos.

Primero el modelo normal con esperanza y varianza desconocida. Sea

$$X_1, X_2, \dots, X_n \text{ iid } N(\mu, \sigma^2)$$

La función de prueba $T_n = (x_n - \mu) / s\sqrt{n}$ tiene la distribución $tn - 1$, y da lugar a una

Función de soporte proporcional a

$$l(t) = -\frac{n}{2} \log\left(1 + \frac{t^2}{n-1}\right),$$

A menudo se confunde el contraste F general. Un analista que encuentra un valor significativo a nivel de 4% podría ir directamente a la conclusión de que había mucho más evidencia para la separación entre las medias que la realmente hay. Sin embargo, el examen de la figura 7.5.b le haría ver la realidad de que aunque es probable que haya diferencias de alguna clase entre las medias (por ejemplo, mezcla 1 y 5 probablemente tienen medias diferentes), no están bien calculadas. En concreto, si las diferencias de, por ejemplo, 5 unidades fueran de importancia económica, haría falta un experimento mucho más grande para estimarlas.

(La figura 7.5.b referida es una distribución de referencia para diferencias entre las promedias) . Usando una tasa de intercambio de dos unidades de soporte por parámetro, el análisis de verosimilitud puro da una conclusión parecida a la conclusión de Box, Hunter & Hunter 13) . La evidencia para un efecto importante de bloques es débil. El uso automático de la prueba F puede fácilmente llegar a una conclusión errónea.

Incidentalmente , la penalización de dos unidades de soporte por parámetro indicado por Edwards [4] , es más fuerte que el implicado en Akaikes criterio AIC:

$$AIC = - 2 \log (\text{verosimilitud maximizado}) - 2 q,$$

Que corresponde a una penalización de uno por parámetro. Usando este criterio bloques son significativos en el ejemplo. El criterio AIC ha sido muy popular en ciencias aplicadas, especialmente en tecnología, los últimos décadas. Es probablemente la instancia más usado de inferencia de verosimilitud pura.

4. Conclusiones y comentarios.

Hemos visto que inferencia de verosimilitud puro es un punto de vista interesante que puede dar resultado diferentes de Estadística Clásicas y en muchos casos puede ser por lo menos un complemento importante. En las referencias, especialmente [2] y [4] se puede encontrar muchos más ejemplos.

En la enseñanza de Estadística se debe presentar los diferentes puntos de vista en el conflicto acerca de inferencia Estadística, y especialmente mostrar que medidas pre-experimentales de la Estadística clásica puede ser inválidos, desde un punto de vista post-experimental. Los dos puntos de vista más importantes como alternativas a la Estadística clásica, Bayes y verosimilitud puro, ambos usa un punto de vista post-experimental. Se presenta este papel como una invitación a una discusión aquí, localmente, acerca de estos problemas.

Referencias

- (1) *James O. Berger (1980) Statistical Decision Theory: Foundations, Concepts, and Methods. Springer - Verlag.*
- (1) *James O. Berger A Robert L Wolpert (1984) The Likelihood Principle, Institute of Mathematical Statistics, Lecture Notes - Monograph Series.*
- (2) *G.E.P. Box, W. G. Hunter A J.S. Hunter Statistics for Experimenters, and Introduction to Design, Data Analysis and Model Building. John Wiley A Sons.*
- (3) *A. W.F. Edwards (1992) Likelihood. Expanded Edition. The John Hopkins University Press.*
- (4) *J.Kiefer (1977) Conditional confidence statements and confidence estimators (with discussion) J. Amer. Statist. Assoc.. 72, 789-827.*
- (5) *Hacking (1979) Logic of Statistical Inference. Cambridge University Press.*
- (6) *Kjetil Halvorsen (1997) ¿Es probabilidad un concepto suficiente para expresar incertidumbre? Apuntes de enseñanza.*
- (7) *G.A.F. Seber (1977) Linear Regresión Analysis. Jhon Wiley A Sons.*



MODELOS ARCH Y GARCH

Nicolás Chavéz Q.

En este artículo se presenta a los modelos o filtros temporales, donde los errores no tienen varianzas constantes, ni cumplen estrictamente con los supuestos de normalidad, sino más al contrario la varianza es variable, es decir existe heterocedasticidad, y se presentan deformaciones de sesgo o asimetría.

Este tipo de modelos muchas veces se presenta, con información de la vida real. En muchas ocasiones en economía se habla de sucesos condicionados o de generación de expectativas a partir de los movimientos relativos que se produjeron en el pasado. Por ejemplo, todo el mundo relaciona inmediatamente la estabilidad o la inestabilidad en los mercados financieros con su comportamiento inmediatamente anterior, produciéndose fuertes hondos en la evolución de sus variables que, después de un gran sobresalto que dura más o menos días, tienden a retomar una senda de evolución tranquila.

A cualquiera se le ocurre entonces que, en variables como éstas, el comportamiento en el momento actual responde a una expectativa generada sobre el valor de cambio producido en el momento precedente; es decir, a un valor esperado condicionado por la varianza del período anterior.

En la teoría clásica de series temporales (metodología de Box-Jenkins), el desarrollo estadístico se realiza a partir de un proceso estocástico estacionario, en media, varianza, función de auto correlación.

En torno a la confirmación de la ausencia de tendencia (determinista o aleatoria), hay un nutrido conjunto de teorías y desarrollos matemáticos centrados en la diferenciabilidad de la serie temporal y en la existencia o no de raíces unitarias a partir de los conocidos test de Dickey y Fuller, de Mackinon o de Phillips y Perron, por citar algunos. Sin embargo, el estudio de la componente de varianza constante es un fenómeno menos extendido y, no tener en cuenta una posible no constancia de este componente, puede suponer diversos problemas estadísticos cuando se estiman modelos econométricos (problemas ligados con la eficiencia de los parámetros estimados y su fuerte volatilidad ante el amplio intervalo de confianza en el que se mueven).

Determinar un patrón de comportamiento estadístico para la varianza es el cometido de los modelos Auto regresivos condicionales heterocedásticos: ARCH. Engle (1982) es el autor de una primera aproximación a la varianza condicional del tipo que describiremos más adelante. Después de estos hay una amplia familia de sofisticaciones del modelo inicial que darán nombre a los modelos GARCH, IGARCH, EARCH, TARCH, SWARCH, QS-ARCH, APARCH, FACTOR-ARCH.

En el siguiente cuadro, se presenta el desarrollo temporal de la familia de los modelos ARCH Y GARCH, así como también a sus autores correspondientes.

Principales especificaciones de la “familia arch” a lo largo del tiempo

Año	Nombre	Autor-es	Especificación de la varianza	Aportación principal
1982	ARCH	Engle	$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$	Primera especificación y desarrollo
1983	Modelos ARCH Multivar	Kraft y Engle ^{xii}	$H_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 H_{t-1}$ $\varepsilon_t = y_t + x b$	Incorporación de más variables explicativas y desarrollo de los modelos aplicando la matriz de varianzas-covarianzas (H_t)
1986	ARCH-M	Engle Lilien y Robins ^{xiii}	$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$	Modelo ARCH incorporando la desviación típica heterocedástica modelizada como explicativa
1986	GARCH y GARCH en Media	Bollerslev	$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1}$	Método generalizado sin restricciones para la estimación de los parámetros ARCH con infinitos retardos
1986	LGARCH	Bollerslev y Taylor ^{xiv}	$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 h_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$	Linealización del modelo GARCH-M
1986	MGARCH	Geweke ^{xv} y Pantula	$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\varepsilon_{t-1}^2) + \alpha_2 \ln(h_{t-1})$	Especificación de la varianza multiplicativa (linealizada con logaritmos)
1986	IGARCH	Eagle y Bollerslev ^{xvi}	$h_t = \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + (1-\alpha)h_{t-1}$	Persistencia en varianza condicional heterocedástica. Modelos integrados en varianza
1989	EGARCH	NELSON ^{xvii}	$\log(h_t) = \alpha_0 + \beta_1 \log(h_{t-1})$ $+ y \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \alpha \left[\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{2\pi} \right]$	Modelos ARCH para procesos no normales (funciones de densidad exponenciales). Carácter asimétrico de la respuesta a shocks positivos o negativos

1989	TS GARCH	Schwert ^{xviii}	$\sqrt{h_t} = \alpha_0 + \alpha_1 \sqrt{h_{t-1}} + \alpha_2 \sqrt{h_{t-1}} \varepsilon_{t-1}^2 $	Corrección de efectos asimétricos en la variaciones al alza y a la baja
1990	AGARCH NGARCH	Engle y Ng ^{xix}	$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 h_{t-1} (\varepsilon_{t-1} - c)^2$	Contraste y solución de auto-correlación entre la perturbación aleatoria y su varianza
1990	FACTOR ARCH	Engle, Ng y Rothschild ^{xx}	$H_t = \sum \beta_k \beta_t \lambda_{tk} + \Omega$	Empleo de la covarianza entre varias series temporales como explicativa de la varianza condicional heterocedástica
1992	T-GARCH	Gouricroux ^{xxi} Zakonian (1994) ^{xxii}	$\sqrt{h_t} = \alpha_0 + \alpha_1 \sqrt{h_{t-1}} + \alpha_2 \sqrt{h_{t-1}} \varepsilon_{t-1}^2 + \dots \alpha_n \sqrt{h_{t-1}} \max(0, \varepsilon_{t-1})^2$	Modelo dinámicos donde media y varianza condicionales son funciones stepwise endógenas
1993	GIR - GARCH	Glosten y otros ^{xxiii}	$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 h_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha h_{t-1} \max(0, \varepsilon_{t-1})^2$	Diferenciación del parámetro en subida y en bajada
1993	V. GARCH	Engle y Ng ^{xxiv}	$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 (\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}} + c)^2$	Similar al NGARCH, con una variación mayor en los parámetros asimétricos.
1993	A.PARCH	Ding y otros ^{xxv}	$h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{t=1}^p \alpha_t (\varepsilon_{t-1} - \delta_{t-1})^2 + \sum \beta_t h_{t-1}^2$	Se propone modelizar un valor potencial de la desviación típica que atienda al máximo de la función de autocorrelación del valor absoluto del proceso.

En el artículo seminal de los modelos ARCH, Engle cita tres situaciones que motivan y justifican la modelización de la heterocedasticidad condicional Auto regresiva (nombre por él mismo dado) Estas serían las siguientes:

1. La experiencia empírica nos lleva a contrastar períodos de amplia varianza de error seguidos de otros de varianza más pequeña. Es decir, el valor de la dispersión del error respecto a su media cambia en el pasado, por lo que es lógico pensar que un modelo que atienda en la predicción a los valores de dicha varianza en el pasado servirá para realizar estimaciones más precisas.
2. En segundo lugar, Engle expone la validez de estos modelos para determinar los criterios de mantenimiento o venta de activos financieros. Los agentes económicos deciden esta cuestión en función de la información proveniente del pasado respecto al valor medio de su rentabilidad y la volatilidad que ésta ha tenido. Con los modelos ARCH se tendrían en cuenta estas dos condicionantes.
3. El modelo de regresión ARCH puede ser una aproximación a un sistema más complejo en el que no hubiera factores de innovación tales con heterocedasticidad condicional. Los modelos estructurales admiten, en multitud de ocasiones, una especificación tipo ARCH infinito que determina con parámetros cambiantes, lo que hace a este tipo de modelos capaces de contrastar la hipótesis de permanencia estructural que supone una de las hipótesis de partida y condición necesaria para la validez del modelo econométrico tradicional..

En definitiva, la clave de estos modelos está en considerar la información pasada de la variable y su volatilidad observada como factor altamente explicativo de su comportamiento presente y, por extensión lógica, de su futuro predecible. Estadísticamente, esta conclusión se refleja en tener en cuenta la esperanza condicional (conocida y fija la información hasta el momento inmediatamente anterior) del cuadrado de una variable (la expresión de su varianza si su media es nula)

A diferencia de los modelos estadísticos clásicos con varianza homoscedástica como los gaussianos para los que la incertidumbre es siempre estática, estos modelos de varianza heteroscedástica lo que hacen es definir un modo operacional de “incertidumbre dinámica” en la forma de ráfagas de volatilidad que barren de forma recurrente el balance de opinión reinante en los mercados sobre las expectativas de rentabilidad futura.

Referencias

- Anderson, O. D (1978) Time series. Análisis and Forecasting (the Box Jenkins aproch) ; John Wiley & Son; London.*
Box. G.E. P Jenkins. G. M. (1970) Time Series Análisis. Forecasting and Control; Holden -Day; San Francisco
Davis M.H.A. (1977); Linear Eslimalion and Siocaslic Control; John Wiley & Son; London
Guerrero Víctor M. (1991); Análisis Estadístico de Series de Tiempo Económicas: Universidad Autónoma; Metropolitana; México
Hamilton J (1991) : Time Series Análisis: Princenton University Press
Novalés A. (1992); Econometria. Mc.Graw Hill.
Harvey A.C. (1981); Time Series Models; Philip Allan Publishers Limited; London
Kendall M G., M. A. Sc. D., F.B.A. (1973); Time Series; Charle Griffin 6 Company Limited; London
Narayan Bhat U. (1984) ; Elements of Appied Stochastic Prosssec, John Wiley & Son; Cañada
Pulido San Román Antonio (1989); Predicción Económica y Empresarial; Pirámide; Madrid

ESTADISTICA AL GUSTO DE CUALQUIERA



- *Cientos de niños mueren de hambre mientras transcurre una clase de matemáticas. Estudia filosofía.*
- *La gente que usa UNIX vive mas que la gente que no lo usa (entre otras cosas, suelen tener ya bastantes años y vivir en países desarrollados)*
- *Existe una fuerte correlación entre el tener los pies grandes y el saber multiplicar (por lo menos si tu muestra incluye niños y personas mayores)*
- *El consumo de helados y el numero de personas que mueren ahogadas están relacionados (cuando hace frío, la gente ni toma helados ni se baña), por lo tanto, en las piscinas deberían estar prohibidos vender helados.*



EFICIENCIA RELATIVA ASINTÓTICA

Rubén Belmonte Coloma

Bajo el supuesto de tener una muestra aleatoria X_1, X_2, \dots, X_n de una variable continua con distribución acumulada $F(X - \theta)$ donde $F(x)+F(-x) = 1 \forall x$, es decir simétrica con respecto a θ . es posible estar interesados en pruebas tales como $H_0: \theta = 0$ frente a la alternativa $H_1: \theta > 0$. Los estadísticos B^1 de la prueba del signo y W^{+2} del rango signado de Wilcoxon de carácter no paramétrico de distribución libre pueden resolver el problema. Sin embargo se desea saber cual es relativamente más eficiente.

En toda prueba estadística se debe asegurar que por un lado el procedimiento mantenga un nivel de significación por debajo de α preasignado y por otro que sea eficiente al detectar la hipótesis alternativa. Así si dos pruebas I, II tienen el mismo nivel de significancia y la prueba II tiene la función potencia superior a la función potencia de I, para el parámetro que se está evaluando en la alternativa, entonces se prefiere la prueba II. Sin embargo en estadística no paramétrica la estructura de la distribución no es lo suficientemente rígida para obtener una teoría análoga a la que se usa en la teoría paramétrica en cuanto a generar un test uniformemente más poderoso (lema de Neyman Pearson). En efecto una prueba no paramétrica rara vez es uniformemente poderosa comparada con otra.

En ausencia de una teoría óptima, se podría considerar una expresión para la función potencia de dos tests que compiten y usar propiedades relativas a ambos test. Pero, esta idea básica falla en muchas pruebas no paramétricas.

Al considerar algunos aspectos de las funciones de potencia de las pruebas del signo y Wilcoxon se ve que la función potencia para el test del signo su obtención es fácil, pero no necesariamente para el rango signado de la prueba de Wilcoxon.

Al considerar este ultimo se ve que depende del tamaño de muestra, los valores de la alternativa θ y de la forma de la distribución y del nivel de significancia lo que demanda una tabulación muy extensa como la que se obtuvo para considerar la distribución uniforme, con $\alpha=0.05$ con tres tamaños de muestra en una simulación de 1000 casos.

Cálculo empírico de la potencia en 100 corridas de datos $\alpha=0.05$

Muestra	Estadístico	Distribución Uniforme (θ/σ)				
N = 10	W	99	133	177	474	681
	B	49	101	188	303	453
N = 15	W	51	163	283	642	852
	B	53	124	230	390	590
N = 20	W	50	205	479	768	935
	B	55	133	278	487	703

Como se puede apreciar generar una tabla empírica para la normal u otra distribución, considerar para otras alternativas de tamaño de muestra y finalmente considerar otros niveles de significación incrementaría el trabajo de la construcción de la tabla para tomar una decisión que puede no ser relevante para un análisis estadístico puntual.

Otra alternativa a considerar esta basada en las propiedades de distribuciones asintóticas Si bien el problema no es tan engorroso debido a que las distribuciones límites son continuas generalmente la comparación es fácil. Sin embargo una muestra de tamaño considerable también trae problemas. En el caso de la prueba del signo y en la del rango signado de Wilcoxon a mayor muestra la potencia cae muy rápidamente en I para cualquier valor de θ en la alternativa $\theta>0$ lo que hace imposible comparar B y W para a fijo y $\theta>0$.

La comparación asintótica que se generan con hipótesis alternativas inconsistentes es resuelta por Pitman (1948). Este investigador de la estadística no paramétrica para resolver el problema de la inconsistencia, propone considerar una secuencia de alternativas que convergen al valor de la hipótesis nula. Para escoger una

¹ Sea $\Psi_i = \Psi(X_i - \theta)$ $i=1,2,\dots,n$ donde $\Psi(t)=1$, si $t>0$ $\Psi(t)=0$, si $t<0$ $B = B(\Psi_1, \Psi_2, \dots, \Psi_n) = \sum \Psi_i$

² $W^* = \sum \Psi_i R_i^*$ donde R_i^* el rango absoluto de Z_i

secuencia útil para la prueba el comportamiento de la prueba no tiene que degenerarse. Desde este punto de vista, esta comparación no depende de la significancia y de esta manera se puede escoger asintóticamente uno de las pruebas que dependen solo de las formas de la distribución.

Se formalizan estos conceptos de la siguiente manera: Consideremos el problema de probar una hipótesis nula $H_0: \theta \in \omega$ contra la alternativa $H_1: \theta \in \Omega - \omega$ donde θ es un parámetro conocido del espacio paramétrico Ω .

Sea $\{S_n\}$ $\{T_n\}$ sucesiones de estadísticos para probar H_0 frente a H_1 , donde el índice n corresponde a las observaciones n y n' es festivamente usados para la prueba sea θ^* mi elemento en el espacio alternativo $\Omega - \omega$ y denotemos por C_n y $D_{n'}$ las regiones críticas de tamaño α , $0 < \alpha < 1$ para las pruebas S_n y T_n respectivamente

$$P_{\theta} (S_n \in C_n) = \alpha \quad \forall \theta \in \bar{\omega} \quad n$$

$$P_{\theta} (T_{n'} \in D_{n'}) = \alpha \quad \forall \theta \in \bar{\omega} \quad n'$$

Sea β $0 < \beta < 1$ arbitrario pero fijo. Se define N y N' el menor valor de n y n' respectivamente para el cual $P_{\theta} (S_n \in C_n) \geq \beta \quad \forall \theta \in \bar{\omega} \quad n$ $P_{\theta} (T_{n'} \in D_{n'}) \geq \beta \quad \forall \theta \in \bar{\omega} \quad n'$

De esta manera N y N' son el número mínimo de observaciones par los cuales el nivel α basado en S_n T_n tiene una potencia de β bajo la alternativa θ^* .

En realidad N es una función $N (\alpha, \beta, \theta^* \text{ y la distribución })$ y N' también $N' (\alpha, \beta, \theta^* \text{ y la distribución })$.

Se define entonces (Eficiencia Relativa para muestra finita) $e (S T / \alpha, \beta, \theta^* \text{ y la distribución }) = N' (\alpha, \beta, \theta^* \text{ y la distribución }) / N (\alpha, \beta, \theta^* \text{ y la distribución })$ a la que llamaremos eficiencia relativa basada en el tamaño de la muestra n . Si $e (S T / \alpha, \beta, \theta^* \text{ y la distribución }) > 1$ S_n es más eficiente que T_n

Se debe comprender que $e (S T / \alpha, \beta, \theta^* \text{ y la distribución })$ es local, y lograr esta conformación es muy dificultosa.

Una definición que se adecúa más a la construcción de la eficiencia se da formalmente de la siguiente manera:

Sean $\{S_n\}$ y $\{T_n\}$ dos sucesiones de los estadísticos de prueba para probar $H_0: \theta = \theta_0$, para algún valor específico del parámetro contra una clase de alternativas H_1 de tamaño α y sea $\{\theta_i\}$ una secuencia de alternativas H_0 tal que $\lim_{i \rightarrow \infty} \theta_i = \theta_0$ y además $\beta_{S_n}(\theta_i)$ y $\beta_{T_n}(\theta_i)$ son las potencias de las pruebas basadas en S_n y T_n respectivamente para la alternativa θ_i . Sea $\{n_i\}$ y $\{n'_i\}$ sucesiones crecientes de enteros positivos tales que las dos secuencias de pruebas tienen el mismo límite de nivel α y

$$\alpha < \lim \beta_{S_n}(\theta_i) = \lim \beta_{T_n}(\theta_i) < 1$$

Entonces la **eficiencia relativa asintótica (ARE)** de $\{S_n\}$ relativo a $\{T_n\}$ es

$$ARE(S, T) = \lim_{i \rightarrow \infty} n'_i / n_i$$

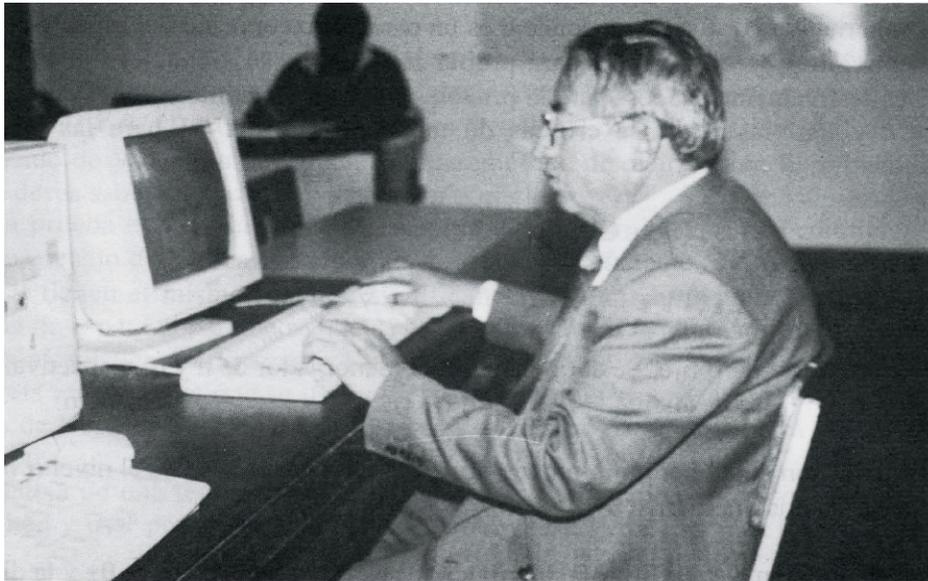
Referencias

Randles R.H. Wolfe D.A. (1991): *Introduction to the theory of Nonparametric Statistics* Krieger; Publishing Company Florida



Estadígrafos de Concentración

Luis Zapata Escobar



¿Por qué razón, en la mayoría de los países, la distribución de las personas según salario es asimétrica positiva? Una explicación posible es la siguiente: De la masa salarial, una proporción pequeña se reparte entre muchas personas que perciben salarios bajos mientras que la proporción mayor de la masa de dinero es percibida por personas con salarios altos, por ello se afirma que los salarios están mal repartidos.

Bajo esta óptica, el economista italiano Corrado Ginni fue quien introdujo el concepto de **concentración** asociado a características económicas de la población o las empresas. En el comentario anterior la masa salarial se **concentra** en un número pequeño de personas (aquellos que perciben los salarios más altos) y el problema de interés es medir e interpretar este hecho.

Las distribuciones de: personas según salario, agricultores según superficie cultivable de tierra, ciudades según tamaño de la población que alberga, empresas según capital de patrimonio o capital invertido, etc. son distribuciones que se prestan para estudiar el concepto de concentración.

El siguiente ejemplo, presenta la distribución de una muestra de 500 predios agrícolas según la extensión de tierra cultivable medida en hectáreas.

Predios agrícolas según extensión	
Extensión (has)	Nro. de predios
10 - 20	60
20 - 40	100
40 - 80	120
80 - 120	90
120- 180	70
180- 260	40
260 - 400	20
Total	500

De la extensión total de tierras cultivables de estos 500 predios, del total $T = 46000$ has. ($T = \sum t_i = \sum x_i n_i$ ver hoja de cálculo) interesa por ejemplo que: 900 están en poder de agricultores que tienen entre 10 y 20 has. 11900 has. están en poder de los agricultores que tienen predios con extensión menor a 80 has. etc.

Comparando los dos extremos de la distribución, 20 agricultores tienen en su poder 6600 has, el 14.4% casi 7 veces más de lo que poseen los 60 agricultores en el primer intervalo, equivalente a decir que el 4 % de ellos detentan en su poder 7 veces más que el 12 % de agricultores con menor extensión

Curva de Concentración o Curva de Lorentz. Para graficar esta curva se determinan las frecuencias relativas f_i y acumuladas F_i . Luego los valores relativos $g_i = t_i/T$ que expresan la proporción de la extensión de la clase i respecto del total T .

La curva de Lorentz representada en el plano cartesiano unidad, es la poligonal que se forma de unir los pares ordenados (G_i, F_i) .

En abscisas, $G_i = \Sigma g_i$ proporción acumulada del valor relativo t_i/T ($0 \leq G_i \leq 1$)

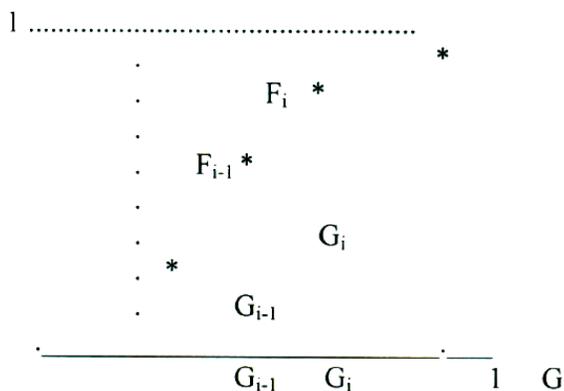
En ordenadas, $F_i = \Sigma n_i/n$ frecuencia relática acumulada ($0 \leq F_i \leq 1$)

Si la variable económica estuviese equitativamente distribuida, es decir la misma proporción de individuos detentarían en su poder la misma proporción de valor, la curva de concentración estará representada por la diagonal que une los puntos $(0, 0)$ y $(1, 1)$. Para distribuciones asimétricas positivas, la curva de concentración se sitúa por encima de la diagonal Ver gráfico.

Coefficiente de Concentración de Ginni G. La magnitud de esta medida relativa es equivalente al doble del área que encierra la curva de concentración y la diagonal.

Para calcular geoméricamente, usamos un concepto muy sencillo como calcular el área de un trapecio $A = (B+b)a/2$ (B: base mayor, b: base menor, a altura)

$$G = 2 \sum_{i=1}^k A_i = 2 \frac{1}{2} [(F_i - G_i) + (F_{i-1} - G_{i-1})](G_i - G_{i-1}) = (F_{i-1} - F_i)g_i - 1$$



El valor de este coeficiente proporciona el grado de concentración medido en porcentaje. A mayor desigualdad mayor concentración, según la siguiente escala.

Coefficiente G	Calificación
0,1 - 0,3	Baja
0,4 - 0,5	Regular
0,6 - 0,8	Alta
0,9 - 1.00	Significativamente alta.

La mediana Md. Es un estadígrafo que se define como “el valor de la variable tal que divide al total T en dos partes iguales”, es decir, la proporción de observaciones cuyo valor es menor que la mediana vale 0,5 $P(X < Md) = 0,5$ El 50% del total esta en poder de los elementos cuyo valor es menor o igual a la mediana.

Para calcular buscamos el intervalo que contiene a la mediana tal que:

$$G_{i-1} < 0,5 \leq G_i$$

Aplicando la ecuación de cálculo de la Mediana con g_i como frecuencia relativa, y G_i como frecuencias acumuladas

$$Md = L_i + (0,5 - G_{i-1})c_i / g_i$$

Ejemplo: Aplicaremos estos conceptos al ejemplo planteado al principio:

Has	Predios	x_i	$x_i n_i = t_i$	f_i	g_i	G_i	F_i
10-20	60	15	900	0,12	0,019	0,019	0,12
20-40	100	30	3000	0,20	0,065	0,084	0,32
40- 80	120	60	7200	0,24	0,156	0,240	0,56
80-120	90	100	9000	0,18	0,196	0,436	0,74
120-180	70	150	10500	0,14	0,228	0,664 *	0,88
180-260	30	220	8800	0,08	0,192	0,856	0,96
260-400	20	330	6600	0,04	0,144	1,000	1,00
Total	500		46000	1,00			

$$Md = 120 + (0,5 - 0,436)60/0,228 = 137 \text{ (has.)}$$

Interpretación: El 50% de la tierra cultivable por estos 500 propietarios esta en poder de aquellos cuyo predio tiene una extensión menor o igual a 137 hectáreas.

g_i	G_i	F_i	$F_i + F_{i-1}$	$(F_i + F_{i-1})g_i$
0,019	0,019	0,12	0,12	0,0023
0,065	0,084	0,32	0,44	0,0286
0,156	0,240	0,56	0,88	0,1373
0,196	0,436	0,74	1,30	0,2548
0,228	0,664	0,88	1,62	0,3694
0,192	0,856	0,96	1,84	0,3533
0,144	1,000	1,00	1,96	0,2822
				1.4279

El coeficiente de Ginni $G = 1,4279 - 1 = 0,4279$ que interpretamos: El nivel de concentración es regular con 49,8 % .

Para determinar la proporción de observaciones que están por debajo o por encima de la mediana, se calcula a qué fractil corresponde, despejando f de la ecuación del fractil.

$$X_f = L_i + (f + F_{i-1}) \frac{c_i}{f_i}$$

$$f = (X_f - L_i) \frac{f_i}{c_i} + F_{i-1}$$

Para este caso el fractil al que corresponde la mediana es:

$$f = (137 - 120) 0,14/60 + 0,74 = 0,779$$

Este dato explica que el 77,9% de los propietarios tienen en su poder el 50% de las tierras cultivables, mientras que el 22,2 % detenta en su poder el otro 50%.



Referencias:

CALOT, Gérard. (1999) "Curso de Estadística Descriptiva" 4º Edición Editorial Paraninfo. Madrid

FERNANDEZ C. Carlos y **FUENTES G. Felipe.** (1995) "Curso de Estadística Descriptiva. Teoría y Práctica" Editorial Ariel S.A. 1ª Edición Madrid

ZAPATA. Luis. "Curso de Estadística y Probabilidad" UMSA. 1998. La Paz. **SPURR. William.** **BONINI Charles.** (1996) "Toma de Decisiones en Administración Mediante Métodos Estadísticos" Editorial Limusa. México.

APLICACIONES

CARRERA DE ESTADÍSTICA



Lic. Nicolás Chavez



Lic. Rubén Belmonte



*Alumnos de la Carrera
VIAJE A ILO*

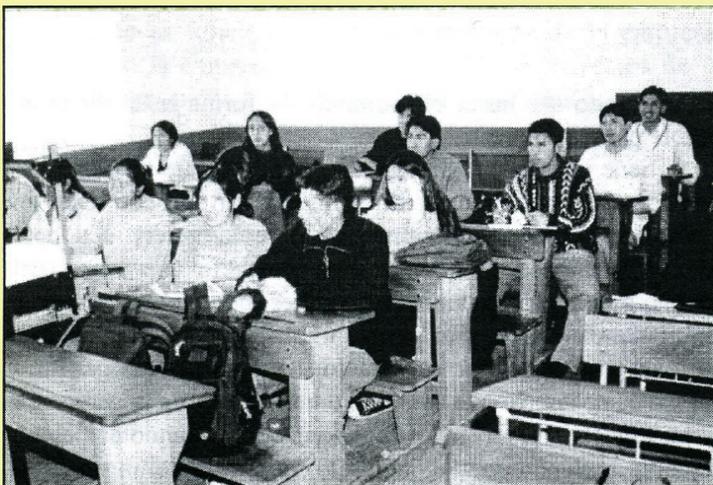
STICA UMSA LA PAZ



Lic. Anibal Angulo



Sala de Docentes



Alumnos de la Carrera

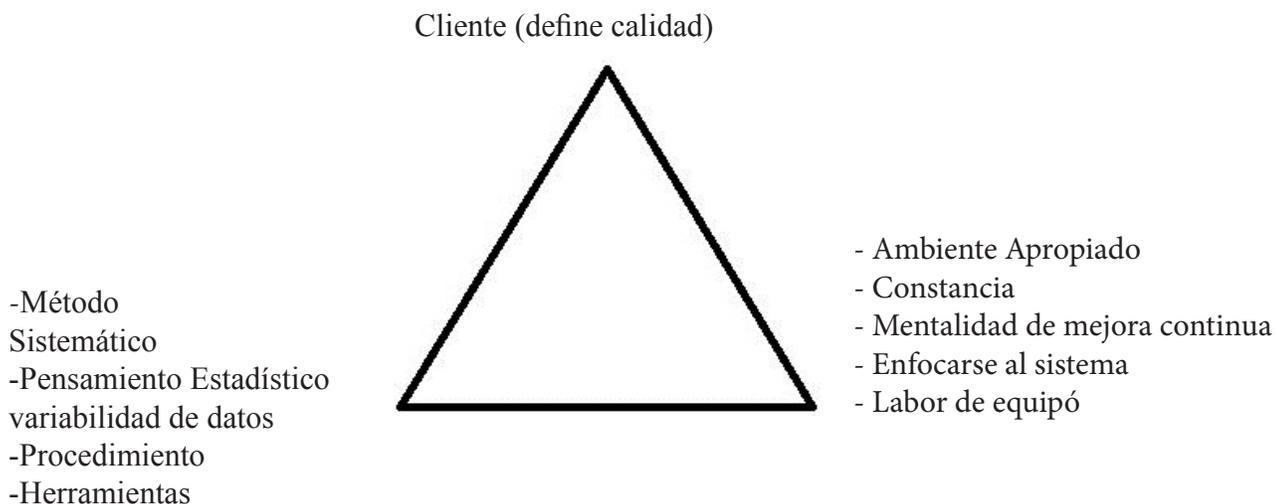
Calidad Total

José Anibal Angulo A

En la actualidad el mundo en general, están inmersos en un proceso de globalización de la economía a través de la liberalización del mercado. Esto ha dado lugar a que las empresas se encuentren ante la perspectiva de competir con sus contrapartes de otros países. Esta competencia, en un mercado más o menos libre, pone en foco de atención al cliente, que el que en última instancia, a través de su percepción del producto o servicio, decide comprar o no. La calidad percibida por el cliente se vuelve entonces un aspecto fundamental, no sólo para el crecimiento sino para la supervivencia de la empresa.

Mucho países orientales, han logrado su éxito precisamente a través de este concepto; cuyas empresas están continuamente mejorando la calidad y la productividad de sus productos y procesos. Esto ha dado como resultado un nuevo paradigma en cómo conducir los negocios, y esta paradigma a nueva forma de hacer las cosas se ha ido imponiendo a fuerza de ir ganando el mercado. A raíz de lo anterior, se ha dado en hablar mucho en la actualidad de la Calidad Total

ELEMENTOS DEL PROCESO DE CALIDAD TOTAL



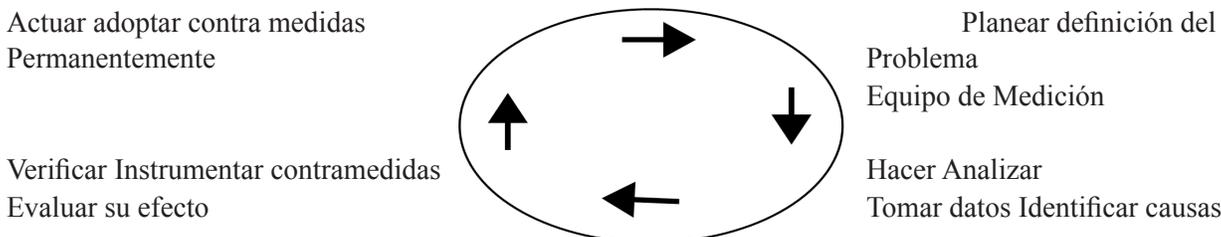
La combinación de estos dos elementos ha mostrado ser hasta el momento la forma más eficaz de satisfacer al cliente de un modo económicamente rentable para la empresa.

El triángulo muestra los elementos básicos que tiene un proceso de calidad total para que una empresa esté en posición de alcanzar o exceder las necesidades de sus clientes. En primer lugar se debe tener un ambiente apropiado, brindado por la gerencia. Esto significa esencialmente que la gerencia adopte permanentemente el propósito de satisfacer al cliente, la forma de instrumentar este propósito es a través del fomento de la mejora continua de productos y procesos, buscando constantemente saber que piensa el cliente, tanto de su producto como del ofrecido por la competencia, así como también buscar que los productos satisfagan al cliente, y que los procesos los produzcan con la menor desviación y la máxima ganancia monetaria posible. Para llevar a cabo la mejora continua es necesario que cambie la mentalidad de la gerencia a enfocarse hacia mejorar el sistema en su conjunto y no tratar de resolver los problemas encontrando culpables, ya sea al nivel operativo o gerencial. Y es precisamente al ver lo que se llama el proceso desde un punto de vista amplio, que se reconoce la importancia de la labor de equipo en la mejora continua. En la medida en que

los problemas de calidad y productividad se atacan de una manera global, se tiene más fuerza que si se trata de resolver dentro de feudos.

Pasemos ahora al otro vértice del triángulo que es el método sistemático, que es un procedimiento ordenado para atacar los problemas de calidad productividad. Consiste básicamente en tres elementos; el primero es el pensamiento estadístico que significa el aceptar el hecho de que cualquier proceso, ya sea de manufactura o de servicio, existen distintos factores de variabilidad que afectan su calidad y además, que en la medida que se reduzcan esos factores, la calidad y productividad se mejorarán. Ahora bien, para poder combatirlos se debe comenzar por medir, es decir, tener datos de una manera adecuada sobre el proceso, y no sólo eso, sino comenzar a tomar los datos como base de acción para administrarlo.

Bajo estas premisas: ambiente razonablemente apropiado y pensamiento estadístico, usar el método sistemático para la solución de problemas. Este método esta esquematizado en la figura.



Conocida también como rueda de Shewart, o círculo de Deming constan de cuatro pasos que deben ser efectuados en ese orden definir el problema a ser atacado, aquí los datos juegan un papel primordial, definir quiénes son las personas más adecuadas para atacarlo, ya sea de uno o varios departamentos; también hay que definir como se va a medir el progreso en la solución del problema; analizar el problema enunciado todas las posibles causas que lo puedan estar provocando; de aquí se identifica un conjunto de posibles causas raíz, usualmente tomando más datos o por consenso, y se proponen contramedidas para eliminar del sistema tales causas raíz; verificar si las contramedidas propuestas en el paso anterior realmente lo son, a través de su instrumentación o ensayo en el proceso; se evalúa su efecto mediante la medición del problema y si se detecta una mejoría palpable se avanza el siguiente paso; de no ser así, se regresa al paso anterior; adoptar permanentemente las contramedidas propuestas en el paso anterior realmente lo son, a través de su instrumentación o ensayo en el proceso; se evalúa su efecto mediante la medición del problema y si se detecta una mejoría palpable se avanza al siguiente paso; adoptar permanentemente las contramedidas que resultaron exitosas. Este último paso corresponde a la estandarización, algo que es fundamental, ya que evita que las causas raíz ya identificados vuelvan a provocar problemas, o sea, que un mismo problema se tenga que resolver una y otra vez. En un proceso de calidad total o de mejora continua, lo que se busca es que la gente que está encargada de los procesos constantemente esté llevando a cabo proyectos de mejora de acuerdo a las necesidades y problemas que se presentan, así como también para satisfacer las necesidades de los clientes. La calidad no es función de un departamento de la empresa, sino que se debe perseguir entre todos los que conforman la empresa. La ejecución de los proyectos de mejora es más fructífera y expedita dentro de un ambiente apropiado y usando el método sistemático.

HERRAMIENTAS ESTADISTICAS

La calidad de un producto o proceso depende de la influencia simultánea de varios factores, y la complejidad que ha alcanzado los actuales productos y procesos hace difícil que la experiencia de una persona por si sola alcance a dirimir tal influencia. Es por eso que el proceso de mejora continua de ta calidad debe basarse no sólo en la motivación de la gente y un ambiente apropiado, sino también en el usos sistemático de un método y herramientas que ayuden a identificar las oportunidades de mejora lo más pronto posible. Y es aquí donde la estadística puede, si lo dejan, jugar un papel importante. Muchos “expertos” en calidad consideran que el papel de la estadística es sólo de medir la calidad de un proceso; atribuirle ese limitado papel sería tanto cómo tenerla como una herramienta de inspección, un concepto superado por la calidad total. Lo que estos expertos no tienen claro es que a través del análisis de la evidencia estadística se pueden Descubrir

enormes oportunidades de mejora que pudieron haber pasado insospechadas por mucho tiempo. Este es un fenómeno que por increíble que parezca es cierto, la gente piensa que con su experiencia o conocimiento técnico en el área no hay algo nuevo que el uso de datos le puede ofrecer, sin embargo. El uso de datos en el accionar de los equipos de trabajo produce grandes ventajas, ya que contribuyen a definir y medir el status actual del problema, analizar y reconocer posibles fuentes del problema, y verificar si las soluciones propuestas y adoptadas tentativamente por el equipo realmente contribuyen a reducir el problema.

HERRAMIENTAS BASICAS

Las herramientas básicas (HB) constan de gráficas para desplegar información numérica, y de herramientas de análisis. Entre los gráficos tenemos: diagrama de barras, de puntos, de tallo y hojas, de may, y de cartas de control; mientras que las herramientas de análisis son los diagramas de ISHIKAWA y la estratificación. Estas herramientas de fácil aplicación han contribuido enormemente al control y mejora de la calidad y productividad.

DISEÑO DE EXPERIMENTOS (DDE)

A diferencia de la HB, esta herramienta tiene como fundamento la idea de cambiar de una manera sistemática el proceso o producto y así poder observar un evento crítico. La idea consiste en realizar, de acuerdo a un plan preestablecido en forma matemática, una serie de cambios sobre un conjunto potencial de factores o condiciones que se piensa Pueden ofertar la calidad o productividad, cada combinación de los factores define un escenario; se observa y mide el proceso o producto bajo cada uno de los escenarios; se analizan los datos de una manera estadística y se obtiene conclusiones.

Aquí, observar un evento crítico equivale a encontrar que un factor afecte significativamente la calidad o productividad. En este sentido es una herramienta práctica. El DDE no ha sido tan aplicado como la HB, pero tiene un potencial de aplicación enorme, es decir el DDE contribuye grandemente al objetivo de que tanto el proceso como el producto lleven ínter construida la calidad. A esta área enorme de aplicación se le conoce como calidad fuera de línea o ingeniería de calidad.

CONFIABILIDAD

En estudios de confiabilidad se trata de estimar la durabilidad del producto; para esto se combina el uso de DDE con lo que se llama pruebas aceleradas de vida. En una prueba de vida acelerado se somete el producto a condiciones extremas de uso, se registra los datos, y después usando un modelo se extrapolan los resultados a condiciones de uso normal. Aquí se emplea frecuentemente la estimación por máxima verosimilitud y métodos bayesianos.

ENCUESTAS POR MUESTREO.

Sirven para escuchar la voz del cliente, aspecto fundamental de la Calidad Total. Por su naturaleza son muy empleados por los departamentos de mercadotecnia. Cuando los estudios de mercado tiene una magnitud muy grande conviene emplear los diseños estratificados y por conglomerados existentes en la teoría de muestreo. Sin embargo, por la falta de recursos o de conocimiento técnico muchos estudios de mercado no se llevan a cabo con el rigor requerido, y su cobertura real es mucho menos de lo que se piensa o bien estudios técnicamente inadecuados.

ANALISIS CONJUNTO

Este tipo de estudios es bastante reciente su objetivo es cuantificar la percepción que tiene el cliente de la calidad del producto o servicio.

Aquí se combina la sicología con la DDE para medir el efecto de los distintos atributos del producto en la apreciación del cliente. Este tipo de estudios tendrá una gran importancia, ya que permitirá discriminar qué atributos de calidad son vitales en el producto o servicio.

REFERENCIAS:

Box G.E.P. Hunier IKG. y Hunter JS (1989) *Estadística para Investigadores Introducción al Análisis de Datos y construcción de modelos* Editorial Revené S.A.

ISHIKAWA (1986) *¿Qué es el control de calidad? La modalidad Japonesa.* Editorial Norma.

KUME. H. (1992) *Herramientas Estadísticas Básicas para el mejoramiento de la calidad.* Editorial Norma.

MOSTGOMERY D:C (1991) *Control Estadístico de Calidad*



PROYECTOS

EDUCACIÓN DE LAS MUJERES VS DESARROLLO HUMANO

Nilda Flores S



En todas partes el punto de partida consiste en potenciar a MUJERES y hombres, asegurar su participación en las decisiones que afectan sus vidas y permitirles aumentar sus puntos fuertes y sus activos.³

El nivel de instrucción es el componente básico del desarrollo humano que tiene efectos multiplicadores en la equidad y la competitividad del país. Estudios recientes sobre los factores determinantes del crecimiento han demostrado empíricamente que el desarrollo y la inversión en el capital humano aceleran el proceso del crecimiento económico, si la inversión se la realiza especialmente en la educación del capital humano femenino, esta aceleración será mucho más rápida.

Elevar la calidad y los niveles de educación y adecuarlos a las diversas necesidades de la sociedad y de la economía nacional debería constituir la estrategia más importante para Bolivia a fin de lograr el salto cualitativo que requiere dar en el mundo, tanto para fomentar la competitividad y el crecimiento de la productividad en el mediano y el largo plazo, como para incrementar el efecto de reducción de la pobreza y mejorar el crecimiento económico.

Las mujeres ya se hallan en la primera línea de los esfuerzos del hogar y la comunidad para salir de la pobreza y hacer frente a sus efectos. Pero con mucha frecuencia no tienen voz en la adopción de decisiones ya sea en el hogar, la comunidad, o el escenario nacional e internacional¹.

Desde esta percepción podemos plantear que poner énfasis en la educación de las mujeres, en poner fin a la discriminación contra las niñas en todos los aspectos de educación, en potenciar a las mujeres garantizando su igualdad de derechos de educación, en general en actividades que fortalezcan las capacidades que requieren para desempeñarse como ciudadanas modernas es lo que permitirá acelerar el proceso de crecimiento económico, incrementar el índice de desarrollo humano y reducir el índice de pobreza.

³ PNUD; INFORME SOBRE DESARROLLO HUMANO 1997, EDICIONES MUNDI PRENSA 1997

La educación juega un papel central aunque no exclusivo en explicar las diferencias en las diferentes dimensiones de la desigualdad de los ingresos laborales, la inserción en el mercado laboral informal y formal de las mujeres y el grado de fecundidad.

Un análisis exhaustivo sobre las grandes desigualdades del ingreso muestra que este se debe no solamente a la forma como está distribuida la educación sino también a la manera como el mercado laboral remunera la educación. Un análisis sobre las diferencias de ingreso entre el trabajador educado y el no educado que consigue su primer empleo, muestra que las diferencias tienden además a ampliarse con la edad. El capital humano adquirido con la educación formal puede enriquecerse con la experiencia, y esto ocurre a diferentes ritmos entre quienes tienen más y menos educación.

Al referirnos a las mujeres debemos resaltar que al margen de las diferencias en edad y en educación entre hombres y mujeres, éstas reciben remuneraciones por hora de trabajo que son significativamente menores a las de los hombres. La brecha supera el 30 % en nuestro país. Estas diferencias podrían interpretarse como el máximo efecto de la discriminación en contra de la mujer, dadas sus características y las ocupaciones que tienen. La menor remuneración que reciben las mujeres se debe en parte a! hecho de que las mujeres acumulan menos experiencia laboral que los hombres porque su participación es menos continuada debido a las exigencias de la maternidad y el trabajo doméstico, que la sociedad tradicionalmente les ha asignado. La discriminación puede además inducir a muchas mujeres a abandonar prematuramente los estudios o a no participar laboralmente.

Se debe hacer hincapié en la educación de la mujer puesto que una mejor educación (así sea solo básica) es necesaria para mejorar las condiciones de salud de la población, para “reducir” la natalidad y para mejorar la convivencia ciudadana, entre muchas otras razones sociales porque de ella dependen además otros beneficios.

Bolivia presenta una educación profundamente estratificada que está reproduciendo, en lugar de corregir, las desigualdades de ingreso. Desde el punto de vista de la inserción de la mujer en el mercado laboral, es importante puntualizar lo siguiente:

Un buen rendimiento de las mujeres en la fuerza laboral contribuye a una elevada participación, menor número de hijos, y un mayor nivel de instrucción de esos hijos, este es un círculo virtuoso (ver gráfico N°1)

Es importante destacar el papel crítico desempeñado por la educación de las mujeres, junto con el costo de oportunidad en su participación en el mercado laboral.

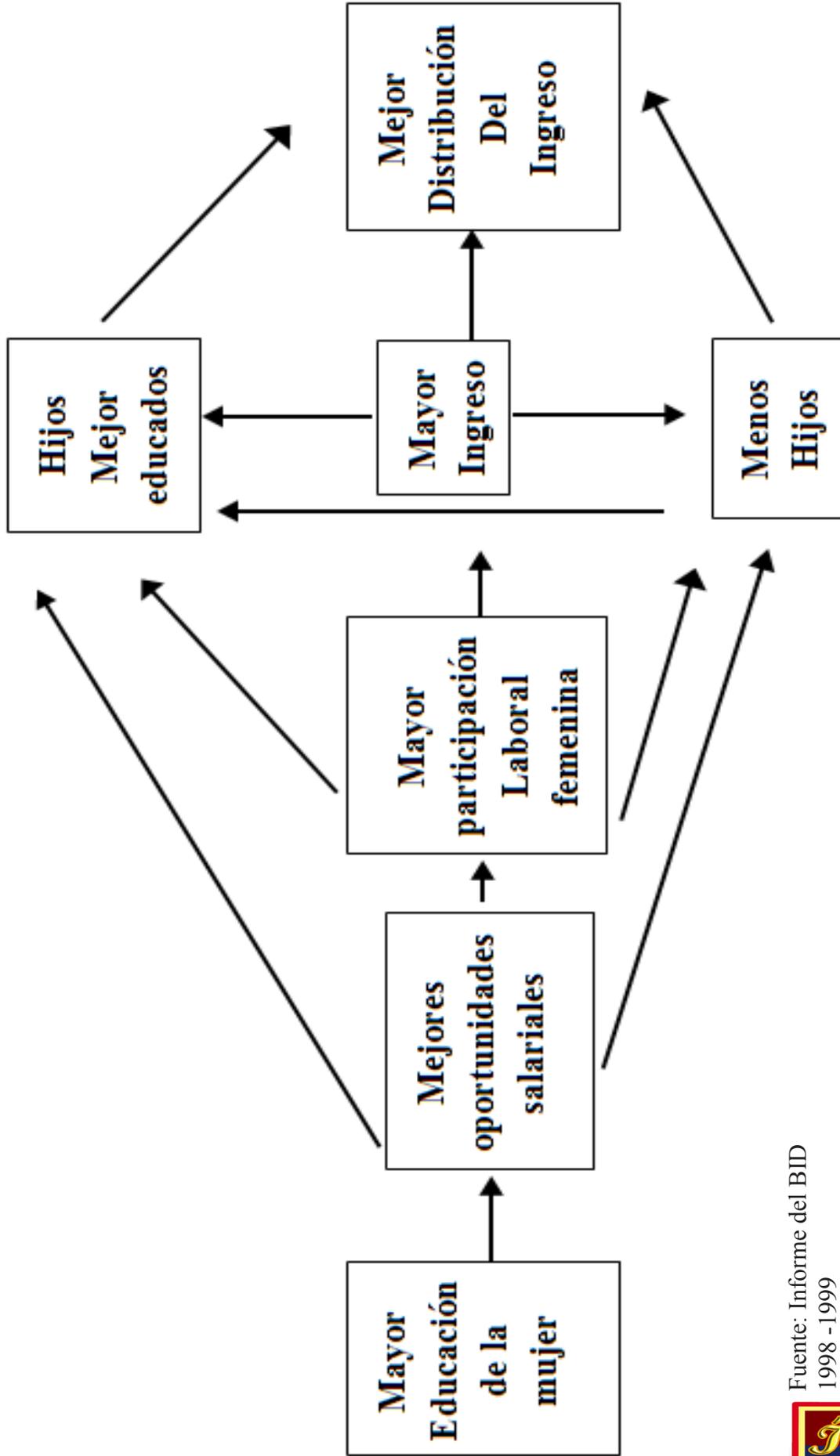
Si bien la educación y la edad de la mujer no se pueden explicar plenamente los diversos grados de desigualdad que se observan en el país, es importante tomar en cuenta que son estos factores los que podrán ayudar a reducir las desigualdades rápidamente.

La experiencia internacional, sugiere que en última instancia el progreso educacional contribuye a disminuir la desigualdad y esta disminución es más rápida si se pone énfasis en la educación de las mujeres.

Las mujeres han dejado de ser receptores pasivos de la ayuda destinada a mejorar su bienestar y son vistas, tanto por los hombres como por ellas mismas, como agentes activos de cambio: como promotores dinámicos de transformaciones sociales que pueden alterar tanto la vida de las mujeres como la de los hombres³.

³ DESARROLLO Y LIBERTAD, Amartya Sen, , Editorial Planeta S.A. 1999

BENEFICIOS DE EDUCAR A LA MUJER



Fuente: Informe del BID
1998 -1999



TÉCNICAS BAYESIANAS

Juan Carlos Flores López y Marisol Paredes

Elementos de Teoría Bayesiana

Se asume las observaciones $x = (x_1, \dots, x_n)$ han sido generados de una distribución de probabilidad $f(x/\theta)$, tal que el parámetro θ es desconocido y la función f es conocida. Este modelo es representado por $x \sim f(x/\theta)$ donde x puede ser un vector, lo mismo que θ .

Distribución a priori

Consideremos un problema de inferencia estadística en el que se van a seleccionar observaciones de una distribución cuya función de probabilidad es $f(x/\theta)$, donde θ es un parámetro de valor desconocido. Se supone que el valor desconocido del parámetro θ debe pertenecer a un espacio paramétrico Ω . Lo que se pretende es el de intentar determinar donde es probable que se encuentre el verdadero de θ en el espacio paramétrico Ω , partiendo de las observaciones de la densidad $f(x/\theta)$. Esta distribución se denomina *distribución a priori* de θ , que se denota por $\pi(\theta)$

Distribución posteriori

Supongamos que $x = (x_1, \dots, x_n)$ constituyen una muestra, donde los x_i son independientes e idénticamente distribuidas (i.i.d.), de una distribución cuya densidad es $f(x/\theta)$. Luego:

$$f(x/\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i/\theta) = L(\theta/x)$$

Cuando la función de densidad conjunta $f(x/\theta)$ de las observaciones, donde los x_i son i.i.d, se considera con una función de θ , para valores dados de x_1, \dots, x_n , se llama de verosimilitud y la demostraremos por $L(\theta/x)$. Asumimos, en resumen, para la distribución muestral $f(x/\theta)$, una distribución inicial en θ y que $\pi(\theta)$ esta disponible. Dado lo anterior, podemos construir diferentes distribuciones, llamadas:

(a) la distribución conjunta de (x, θ)

$$f(x/\theta) = f(x/\theta)\pi(\theta)$$

(b) la distribución marginal de x , también llamada la distribución predictiva

$$m(x) = \int f(x/\theta)d(\theta)$$

$$= \int f(x/\theta)\pi(\theta)d(\theta)$$

(c) la distribución posterior de θ , obtenida por la formula de Bayes

$$\pi\left(\frac{\theta}{x}\right) = \frac{f(x/\theta)\pi(\theta)}{\int f(x/\theta)\pi(\theta)d\theta} = \frac{f(x/\theta)\pi(\theta)}{m(x)}$$

notemos que $\pi(\theta/x)$ es proporcional a la distribución de x condicional en θ , es decir la función de verosimilitud, multiplicada por la distribución a priori de θ , ya que el denominador de $m(x)$ no depende de θ , puede ser considerado como una constante, así tenemos:

$$\pi(\theta/x) \propto f(x/\theta)\pi(\theta)$$

esta simple expresión encierra el núcleo de la inferencia Bayesiana.

Principio de in varianza de Jeffreys

Esta introducción introducida por Jeffreys, esta basada en considerar transformaciones uno a uno del parámetro θ , es decir una función del parámetro θ llamada ϕ : $\phi = h(\theta)$. Si realizamos transformaciones de variables, la densidad a priori $\pi(\theta)$ es equivalente, en términos de expresar la misma confianza, a la siguiente densidad a priori en ϕ :

$$\pi(\phi) = \pi(\theta) \left| \frac{d\theta}{d\phi} \right| = \pi(\theta) |h'(\theta)|^{-1}$$

Definición.- Una familia F de distribuciones de probabilidad en Θ se dice que es conjugada (o cerrada bajo muestreo) si, para cada $\pi \in F$, la distribución posteriori $\pi(\theta/x)$ también pertenece a F .

Modelo normal con varianza conocida

Dada la importancia de la distribución normal en el desarrollo de la inferencia, es necesario mostrar desde el punto de vista bayesiano. Dado $x = (x_1, \dots, x_n)$ una muestra, (i.i.d.) de una distribución normal con media θ desconocida, pero con varianza σ^2 conocida, la distribución conjugada de θ es la distribución normal. Luego sea $\pi(\theta) \sim N(\mu_0, \tau_0^2)$ donde μ_0, τ_0^2 están dados. Luego la distribución posterior también es normal, y tiene como media y varianza

$$\mu_n = \frac{\frac{1}{\tau_0^2} \mu_0 + \frac{n}{\sigma^2} \bar{x}}{\frac{1}{\tau_0^2} + \frac{n}{\sigma^2}} \quad y \quad \frac{1}{\tau_n^2} = \frac{1}{\tau_0^2} + \frac{n}{\sigma^2}$$

por otro lado la distribución normal multivariante esta dado por

$$f(x) = (2\pi)^{-2k/2} |\Sigma|^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} (x - \theta)' \Sigma^{-1} (x - \theta)\right)$$

y la función de verosimilitud para una muestra de n observaciones i.i.d. de $x_i, x_{i1}, \dots, x_{in}, i = 1, 2, \dots, k$, es:

$$f(x/\theta, \Sigma) = \prod_{r=1}^n (2\pi)^{-k/2} |\Sigma|^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} (x_r - \theta)' \Sigma^{-1} (x_r - \theta)\right) \\ = (2\pi)^{-nk/2} |\Sigma|^{-n/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{r=1}^n (x_r - \theta)' \Sigma^{-1} (x_r - \theta)\right)$$

como $\sum_{r=1}^n (x_r - \theta)' \Sigma^{-1} (x_r - \theta)$ es un escalar, tomando la traza y por propiedad de esta ultima, lo anterior se

convierte en:

$$= |\Sigma|^{-n/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \text{tr}(\Sigma^{-1} S)\right)$$

donde $S_{k \times k}$ es la matriz de “suma de cuadrados” relativo a θ .

$$S_{k \times k} = (x_r - \theta)(x_r - \theta)'$$

Definición.- un modelo jerárquico de Bayes es un modelo estocástico Bayesiano ($f(x/\theta)$, $\pi(\theta)$), donde la distribución a priori $\pi(\theta)$ esta descompuesta en distribuciones condicionales:

$$\pi_1(\theta/\theta_1), \pi_2(\theta_1/\theta_2), \dots, \pi_n(\theta_{n-1}/\theta_n)$$

y una distribución marginal $\pi_{n+1}(\theta_n)$ tal que:

$$\pi(\theta) = \int \pi_{n+1}(\theta_n) \pi_1(\theta/\theta_1) \pi_2(\theta_1/\theta_2) \dots \pi_n(\theta_{n-1}/\theta_n) d\theta_1 \dots d\theta_{n+1}$$

los parámetros θ_i son llamados hiperparametros de nivel i .



MODELOS PARA SERIES DE TIEMPO

Juan Carlos Flores L.

En este trabajo se presenta los *modelos estructurales* para el análisis de series cronológicas con observaciones provenientes de la distribución Normal, para conocer el desarrollo de los *modelos estructurales* debemos conocer previamente los modelos en la forma de espacio del estado. Los modelos en la forma de espacio del estado son aplicables en un vector de estado, este vector de estado cambia con el tiempo, entonces el *modelo de la forma de espacio* del estado esta dado de la siguiente forma:

$$y_t = z_t' \alpha_t + q_t \varepsilon_t; t=1,2,\dots,T \quad (\text{Ecuación de observación})$$

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + R_t \eta_t; t=1,2,\dots,T \quad (\text{Ecuación de transición o evolución})$$

- donde
- y_t : Es la observación de la serie cronológica.
 - α_t : Vector de estado, en general no observable de (px I)
 - z_t : vector conocido de (px1).
 - q_t : Escalar varianza del error
 - T_t : Matriz de (pxp)
 - R_t : Matriz de (pxu)
 - ε_t : Ruido Blanco (escalar)
 - η_t : Ruido blanco de (ux I)

Donde ε_t, η_t son no correlacionados entre ellos. Además z_t, T_t, R_t se suponen conocidos, determinísticos que posiblemente depende de parámetros, los cuales también se suponen conocidos.

Una vez que se conoce los modelos en la forma de espacio del estado, también se debe conocer y comprender *los filtros de kalman*. que se utiliza como herramienta, en el proceso de estimación de los hiperparametros, del *modelo estructural*. El algoritmo iterativo (*filtro de kalman*) se obtiene un vector de estado α_1 bajo un conjunto de infomación H_1 distribuido normalmente con media m_1 y varianza p_1 . De aquí se desprende que m_1 es el estimador α_1 condicional en H_1 , p_1 es la varianza asociada a este estimador. Se observa además que esta varianza no depende de las observaciones. Para el algoritmo iterativo se considera la información de α_0 condicional en H_0 (información inicial), dada por $\alpha_0 / H_0 \sim N(m_0; p_0)$ no correlacionados con ε_t, η_t para todo t.

Entonces el *FILTRO DE KALMAN* podemos mostrar esquemáticamente como

la predicción es

$$\alpha_0 / H_0 \sim N(m_0; p_0) \xrightarrow{\text{F.K.}} \alpha_1 / H_1 \sim N(m_1; p_1)$$

$$y_t(k) = Z'_{t+k} m_t(k)$$

y el error de predicción sera

$$e_t(k) = y_{t+k} - y_t(k)$$

$v_t(k)$ con $k=1$ es el error de predicción a un paso, entonces

$$\alpha_{t+k} / H_t \sim N(m_t(k); P_t(k))$$

El modelo estructural esta constituido por el modelo local constante, modelo local lineal, el modelo local constante con estacionalidad, y agregando un efecto estacional al *modelo local lineal* se obtiene el *modelo estructural básico*. Si la estacionalidad tiene periodo s. este modelo está definido por

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \varepsilon_t; t=1,2,\dots,T.$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \delta_t$$

$$\sum \gamma_{t-i} = \omega_t$$

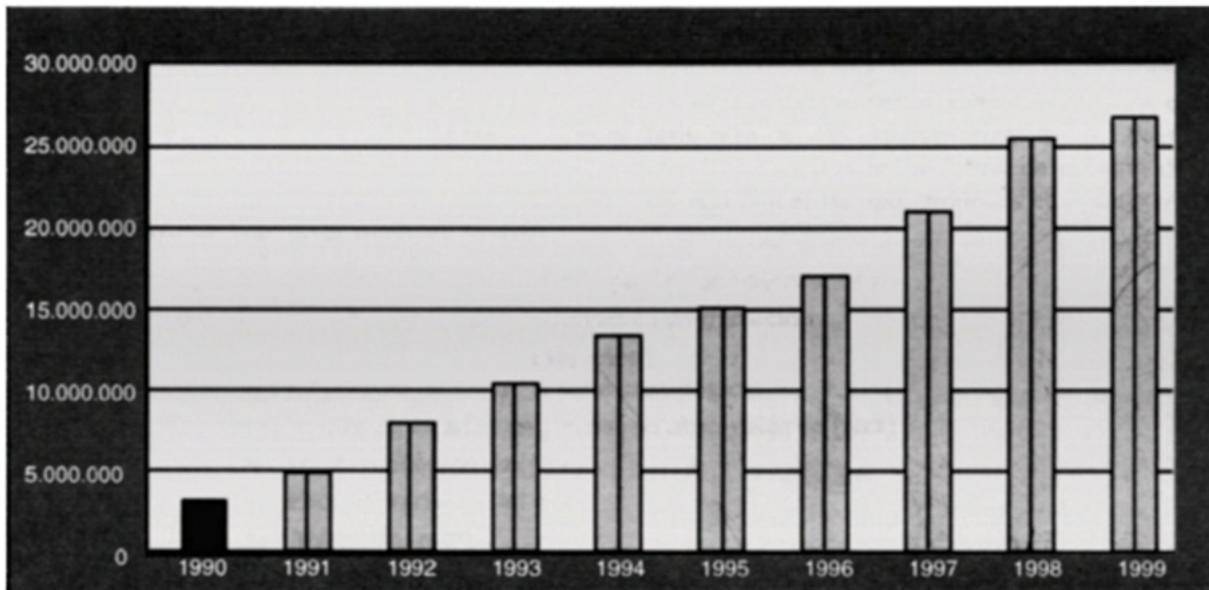
La tendencia es igual al nivel mas la pendiente.

Donde y_t es la observación al tiempo t, μ_t es el nivel al tiempo t, β_t es la pendiente de esta tendencia, y γ_t es el efecto estacional al tiempo t. Los procesos $\varepsilon_t, \eta_t, \delta_t$ y ω_t son ruidos blancos no correlacionados, normales y con varianza $\sigma^2_\varepsilon, \sigma^2_\eta, \sigma^2_\delta, \sigma^2_\omega$.



COMENTARIOS

¿QUÉ PODEMOS ESPERAR DEL CENSO 2001?



En el contexto internacional Bolivia es considerada como un país de escasa tradición censal. Durante el siglo XX solamente se levantaron cuatro censos nacionales de población y tres de vivienda a intervalos irregulares. El primer censo nacional de población se levantó en 1900, el segundo en 1950, el tercero en 1976 y el último en 1992. Los intervalos inter censales se han reducido notablemente desde 50 años, que corresponde a los censos de 1900 y 1950, a 26 años entre los censos de 1950 y 1976 y a cerca de 16 años entre los censos de 1976 y 1992.

Los censos nacionales de población, particularmente desde 1976, se han constituido en las principales y, en algunos casos, la única, fuente de datos básicos sobre los aspectos demográficos, económicos y sociales de la población boliviana por la falta de registros administrativos adecuados. Los registros administrativos sobre el movimiento de la población, es decir, básicamente las estadísticas vitales que comprenden los registros de nacimientos vivos y muertes, no se procesan ni publican desde hace cerca de 25 años. Tampoco existen registros administrativos en materia de vivienda y los datos sobre analfabetismo y asistencia escolar, para citar algunos ejemplos, provienen exclusivamente de censos y encuestas por muestreo. Por consiguiente, la utilidad de los censos nacionales en Bolivia es remarcable por las deficiencias o inexistencia de registros administrativos del país. Sin embargo, no obstante la gran utilidad de los datos censales, el operativo de la recolección de los datos tiene un alto costo económico.

El propósito de este artículo es, en primer lugar, describir brevemente la contribución y limitaciones de los últimos dos censos nacionales, es decir, los censos de 1976 y 1992, al conocimiento de la realidad nacional; segundo, de acuerdo a la información disponible, examinar la labor preparatoria del Censo 2001 y, por último, formular algunas sugerencias para un próximo censo nacional de población.

La contribución y limitaciones de los censos nacionales de 1976 y 1992

Censo de 1976

Sin duda, la mayor contribución al conocimiento de las características demográficas, económicas y sociales de la población nacional fue hecha por el Censo de 1976. Hasta antes de la divulgación de los resultados del Censo de 1976, se estimaba que la población del país alcanzaba a 5.6 millones de habitantes a mediados de 1975, es decir, un año antes del censo; no se conocía el tamaño actualizado de la distribución de la población por departamentos ni se disponía de información clasificada por áreas urbano-rural para los estudios demográficos y económico sociales de la población boliviana; antes del Censo de 1976 se caracterizaba a la

población nacional por su tasa de analfabetismo cercana al 70 por ciento, entre los mayores de 15 años, y por su elevada proporción de trabajadores agrícolas en la población económicamente activa.

Los principales resultados del Censo de 1976 mostraron, primero, que la estimación de la población del país hacia 1975, basada en el Censo Demográfico de 1950, tenía casi un 20 por ciento de error por exceso; segundo, el Censo de 1976 mostró que la desigual distribución de la población nacional por departamentos tendía a reducirse por el mayor crecimiento de la población de los departamentos de la región oriental del país, en particular, por el acelerado crecimiento de la población del departamento de Santa Cruz; tercero, por la adopción de un criterio demográfico para la clasificación urbano-rural de los datos, el Censo de 1976 proporcionó una base estadística sólida para los estudios demográficos, económicos y sociales al nivel urbano-rural y mostró que el porcentaje de población urbana, como proporción de la población del país había aumentado significativamente con relación a 1950; cuarto, con datos actualizados relativos a la educación, el Censo de 1976 mostró que el analfabetismo de la población mayor de 15 años se había reducido a la mitad del porcentaje de analfabetos de 1950 y que la población activa ‘dedicada a labores agrícolas había disminuido desde aproximadamente 70 por ciento en 1950 a cerca de 50 por ciento en 1976. Además, el Censo de 1976 fortaleció al Instituto Nacional de Estadística, dando origen al Sistema Nacional de Información Estadística, y proporcionó la información necesaria para la ejecución de numerosos proyectos de investigación sociodemográfica. Igualmente, en materia de vivienda, los resultados del Censo de 1976 proporcionaron información útil para el estudio de las condiciones habitacionales de la población del país. Diferentes autores utilizaron los datos censales de vivienda para señalar la carencia de servicios básicos en las viviendas particulares tales como el servicio de agua, la disponibilidad de servicio higiénico, energía eléctrica, forma de tenencia de la vivienda y otros.

Sin embargo, con posterioridad al empadronamiento censal se observó que los datos censales tenían importantes limitaciones. En primer lugar, el Censo de 1976 fue realizado sin una definición precisa de los límites de las unidades territoriales político administrativas del país. Esto es particularmente evidente en el caso de los departamentos de Santa Cruz, Beni y Pando. Una provincia de Santa Cruz y todas las provincias de Beni y Pando no tienen cantones sino solamente “zonas censales” establecidas para fines del empadronamiento. Por otra parte, otra seria limitación en la calidad de los datos del Censo de 1976 fue la subestimación de la población femenina económicamente activa. En efecto, en cifras absolutas se observa una disminución de la población activa femenina de casi 580,000 mujeres en 1950, a cerca de 338,000 mujeres en 1976. La causa aparente para este error es que, particularmente en el área rural, las mujeres que participan en la actividad productiva fueron empadronadas solamente como amas de casa.

Censo de 1992

El Censo de 1992 le dio continuidad al levantamiento de censos nacionales en las últimas décadas y consolidó al Instituto Nacional de Estadística como la entidad ejecutora de los operativos censales. Asimismo, en forma coherente con la Encuesta Nacional de Población y Vivienda de 1988 mostró el notable crecimiento de la población urbana del país.

Sin embargo, dados los grandes avances logrados en el conocimiento de las características principales de la población boliviana con el Censo de 1976, lo que era de esperar del Censo de 1992 es que se superen las limitaciones de 1976. En 1992 se esperaba que el empadronamiento se realice en base a una división político-administrativa precisa del territorio nacional en coordinación con el Instituto Geográfico Militar, hecho que no ocurrió. Los resultados del censo ya no se publicaron a nivel de cantones pero la promulgación de la Ley 1551 de Participación Popular, que dio vigencia a las secciones municipales de provincia, mostró las serias imprecisiones de la división político-administrativa del país, lo que, en última instancia, afecta a los datos desagregados del censo.

La captación de los datos sobre el tipo de actividad de las mujeres mejoró notablemente y la población activa femenina aumentó significativamente. Sin embargo, en el Censo de 1992 surgieron otro tipo de serias limitaciones que afectan la calidad de los datos.

Un primer punto cuestionable del Censo de 1992 es el cambio del momento censal. El Censo de 1992 nació de la exitosa ejecución de la Encuesta Nacional de Población y Vivienda de 1988. En principio, el censo debía realizarse en septiembre de 1991 pero fue postergado hasta junio de 1992, cambiando el momento censal que se había mantenido en el mes de septiembre desde el Primer Censo Decenal de 1900.

El Censo Demográfico de 1950 se realizó el 5 de septiembre y el Censo Nacional de Población y Vivienda de 1976 el 29 de septiembre. La Encuesta Nacional de Población y Vivienda de 1988 se realizó tomando como referencia temporal el I* de octubre, esto es, prácticamente, la fecha del Censo de 1976. La práctica de los países con larga tradición censal aconseja mantener una periodicidad definida para el levantamiento de censos de población y habitación, esto es, levantar censos a intervalos regulares y en lo posible en la misma fecha. El ejemplo más conocido es el de Estados Unidos, donde, desde 1790, cada 10 años se realiza un censo nacional de población y vivienda en abril. El mantener la misma fecha, o aproximadamente la misma, como en el caso de Bolivia hasta 1976, como momento de referencia para los datos censales tiene el propósito de empadronar a la población en el lugar donde vive habitualmente, a fin de que la información censal refleje de la manera más aproximada la distribución territorial real de la población, evitando las variaciones estacionales causadas tanto por la migración interna e internacional temporal. El cambio de la fecha del empadronamiento en 1992, por las declaraciones de las autoridades municipales de los municipios del sur del país, causó una subestimación de la población debido a que, en la época en que se levantó el Censo de 1992, un número significativo de personas se encontraba temporalmente en el norte de Argentina. Esta subestimación del tamaño de la población por la ausencia temporal de las personas es inevitable porque el Censo de 1992, tal como el Censo 2001, es un censo de hecho, es decir, empadronan solamente a las personas presentes en el territorio nacional en el momento del censo. La pregunta de residencia habitual se hace a las personas censadas, no a las que están fuera del país. La consecuencia de este error fue el perjuicio que sufren los municipios mencionados en la asignación de recursos que les transfiere el Gobierno Central como efecto de la Ley de Participación Popular, ya que el monto de las transferencias se define de acuerdo a la población censada de hecho en 1992.

Otro error serio del Censo de 1992 es la significativa omisión de la población rural. Aunque esto se explica por la resistencia de las organizaciones campesinas al empadronamiento, no existe un informe oficial al respecto. Sólo extraoficialmente se sabe que la omisión del Censo de 1992 fue del IS por ciento. Si esto es así, la omisión censal de la población rural sería mayor porque, en general, el porcentaje de omisión de la población urbana suele ser menor con respecto al porcentaje de omisión de la población rural. Existen al menos dos indicadores al respecto. Por una parte, la tasa media de crecimiento anual de la población rural entre 1976 y 1992 es casi nula y no existe una explicación convincente del valor de este indicador, exceptuando la omisión censal. Por otra parte, cuatro de las cinco provincias del departamento de Pando, que tienen solamente población rural, tienen tasas de crecimiento anual negativas entre 1976 y 1992. El análisis de este indicador en el Volumen 9 de los Resultados Finales del Censo de 1992, que se refiere al departamento de Pando, no menciona para nada la posibilidad de la omisión censal ni las posibles causas del crecimiento negativo de la población de las cuatro provincias pandinas.

Existen otros serios errores del Censo de 1992 en el procesamiento y publicación de los resultados. Un error que pone en duda la calidad de los datos es la inconsistencia interna de los datos de la población por departamentos. Las cifras publicadas como resultados finales a nivel nacional no coinciden con la suma de las cifras publicadas a nivel departamental. En efecto, en el caso del departamento de Santa Cruz, según el volumen nacional, la población censada alcanza a 1.364.389 habitantes pero según el volumen 7 de los resultados finales la población total del departamento es de 1,359,383; en el caso de la población censada del departamento de Potosí la publicación nacional muestra la cifra de 645,889 habitantes y la publicación departamental 645,370 habitantes. Aunque estas cifras son poco significativas con respecto a la población total del país, constituyen una clara evidencia de error en el procesamiento de los datos censales.

En el mismo sentido, se pueden mencionar el elevado porcentaje de casos sin información en algunas características de la población económicamente activa y la tasa de mortalidad infantil sin base en los datos del censo. Los porcentajes de casos sin especificar están por encima del 10 por ciento en las características económicas principales. Por ejemplo, los casos no especificados de la categoría ocupacional alcanzan al 20 por ciento, lo que significa en cifras absolutas algo más de medio millón de personas económicamente activas: los casos sin especificar ocupación principal alcanzan al 11 por ciento y los casos ignorados de la rama de actividad económica prácticamente al mismo porcentaje.

Con relación a la estimación de la mortalidad infantil, que se presenta en la Sección I: Comentarios del volumen nacional, no se menciona la información básica en que se basa el indicador. Con los datos publicados sobre hijos nacidos e hijos sobrevivientes y utilizando una técnica indirecta, la mortalidad infantil en el país alcanzaría aproximadamente a 65 por mil. La mortalidad infantil se refiere a las muertes de niños y niñas

menores de un año y su nivel se estima dividiendo las muertes de menores de un año entre el total de nacimientos vivos. Ahora bien, con los datos de muertes de menores de un año ocurridas de enero a diciembre de 1991 y publicados en el cuadro PP-21 (39.445 muertes) y el número de hijos nacidos vivos el año anterior al censo del cuadro PP-18 (216.318), la mortalidad infantil a nivel nacional llegaría a 182 por mil. Lo que no se explica, al menos no se conoce ningún documento oficial del censo al respecto, es porqué en los comentarios del censo se presenta la cifra de 75 por mil como la tasa de mortalidad infantil del país.

Otro serio problema de la información estadística que publica el Instituto Nacional de Estadística es la incoherencia de datos basados en los censos y las encuestas ínter censales que realiza ocasionalmente, liste es el caso de los datos que se refieren a la población económicamente activa. Según la proyección de la población activa del país, elaborada en base al Censo de 1992 y publicada en enero de 1999. la fuerza de trabajo nacional en el año 2000 alcanza a 3.092.845 personas: sin embargo, según la Encuesta Nacional de Empleo I. realizada en junio de 1996. la fuerza de trabajo del país alcanza a 3.627,637 personas y según la Encuesta Nacional de Empleo II. de noviembre de 1996. la población activa nacional llega a 3.740,703 personas, sin mencionar la encuesta Nacional de Empleo III que proporciona una cifra similar. La cuestión inquietante para el usuario de estos datos estadísticos es: ¿cuál es la información confiable? La estimación que proviene del censo o la que proviene de las encuestas por muestreo?

La labor preparatoria del Censo 2001

Las actividades preparatorias del Censo Nacional de Población y Vivienda 2001, en adelante Censo 2001. que se examinan en este artículo son el plan de empadronamiento, la elaboración del plan de tabulaciones y la definición del contenido y diseño del cuestionario censal.

El plan de empadronamiento

El plan de empadronamiento de un censo necesita una base geográfica precisa, bien determinada, esto es. el territorio definido para la cobertura del censo que, en este caso es el territorio de la república. La base geográfica para el empadronamiento a nivel nacional es la división político-administrativa del país. Ahora bien, es la división político-administrativa actual del territorio nacional lo suficientemente precisa para los fines del Censo 2001? Desde mi punto de vista, definitivamente no. Para empezar, no existe un límite claramente definido entre los departamentos de Beni y Cochabamba. Igualmente, sin andar muy lejos, no están claramente definidas las jurisdicciones territoriales de los municipios de La Paz, la sede del gobierno nacional, y El Alto; de modo similar, existen problemas de límites entre los municipios de Curahuara de Carangas y Turco en el departamento de Oruro. entre Pucarani y Puerto Pérez en el departamento de La Paz, para señalar algunos casos. El problema de esta indefinición de límites entre las unidades territoriales del país es que puede invalidar totalmente los resultados desagregados del censo.

Estarán superados estos problemas limítrofes para obtener datos censales desagregados a nivel departamental, provincial y municipal? No se sabe. Al menos, considerando que la definición de la división política administrativa del país no es competencia del Instituto Nacional de Estadística, es razonable esperar que se hayan creado los mecanismos de coordinación apropiados con el Instituto Geográfico Militar y el Congreso Nacional. ¿Y sino?

Por otra parte, según información de prensa el empadronamiento del censo será de un solo día. presumiblemente con feriado nacional, en el mes de mayo. Dadas las difíciles condiciones que atraviesa el país, hasta qué punto es conveniente levantar el censo paralizando la economía nacional y arriesgando la cobertura del empadronamiento en tan breve tiempo?

El cuestionario censal

Durante la labor preparatoria del Censo 2001 se ha dado mucho énfasis a la boleta censal, el cuestionario censal, el instrumento para la recolección de datos. Muy poco, casi nada, se ha dicho sobre la prioridad que deben tener las necesidades de información estadística en la definición del contenido del cuestionario censal. En lo que se refiere a vivienda y servicios básicos, en varias reuniones entre técnicos del INE y del Ministerio de Vivienda, sobre los temas del sector que investigaría el Censo 2001, los técnicos que administran el censo

admitieron que no tenían definidas las prioridades sobre datos de vivienda y servicios básicos. Por otra parte, los requerimientos de información del Ministerio no fueron tomados en cuenta ni para los censos experimentales. Por consiguiente, ¿qué necesidades nacionales de información en materia de vivienda y servicios básicos satisfará el Censo 2001? Aunque existen recomendaciones de las Naciones Unidas sobre los cuadros prioritarios y de otros temas útiles, la falta de un plan en función de las necesidades nacionales significa, en general, que no se sabe lo que se quiere. Entonces, se cae en el error de incluir preguntas que recogen información innecesaria. Por ejemplo, en el Censo de 1992, para los hogares que tenían inodoro, water, letrina o excusado, se recogió información sobre si tenían el servicio con descarga instantánea de agua o sin descarga. Hasta donde se sabe, nadie utilizó esa información, aunque fue procesada y publicada.

Con relación al contenido y diseño del cuestionario censal en materia de población se puede señalar, en primer lugar, que el contenido del cuestionario censal recoge los temas que se han venido investigando desde 1976 y, por lo tanto, el Censo 2001 actualizará los indicadores demográficos, económicos y sociales de la población del país.

Sin embargo, el diseño del cuestionario censal es sumamente sofisticado. El formato del cuestionario es similar a un folleto y la forma de anotar las respuestas seguramente requiere más tiempo del que se empleó en los censos de 1976 y 1992. Desafortunadamente, existe poca información sobre la experiencia de los censos experimentales. En una reunión técnica sobre el cuestionario censal se dijo que en el censo experimental de Puerto Quijarro se emplearon 40 minutos para el llenado de un cuestionario, tiempo que es muy largo si se considera que el censo será de un solo día. Esto explica porqué en el Censo 2001 se requerirán cerca de 130,000 empadronadores, esto es, el doble del número que se empleó en 1992, pero sin que se haya duplicado la población. Un número tan grande de personal de campo, en general, crea problemas en la capacitación y una capacitación inadecuada invariablemente conduce a malos resultados. Por tanto, el cuestionario censal parece innecesariamente sofisticado para los resultados que la población espera del Censo 2001.

En tal sentido, desde mi punto de vista, la información más importante que debe recoger el Censo 2001 es el número de habitantes por departamentos, provincias y, sobre todo, por municipios. En esta ocasión, no interesa tanto saber cómo somos sino cuántos somos. Para tal fin, el cuestionario censal debería ser lo más sencillo posible. Inclusive, me animo a decir que debían utilizarse dos cuestionarios diferentes: un cuestionario corto, orientado a la población rural, con pocas preguntas, y con el solo propósito de empadronar a toda la población reduciendo la omisión censal al mínimo posible; y un cuestionario largo, que incluya el contenido del cuestionario corto y que contenga además los temas tradicionales de los censos para fines de la comparabilidad internacional e intertemporal de los datos. El uso de dos cuestionarios en los censos de población está experimentándose ya en algunos países de América Latina y en los Estados Unidos es ya una larga tradición que, con un uso apropiado del muestreo en el empadronamiento, ahorra tiempo y recursos económicos.

El alto costo de oportunidad de los censos

Uno de los problemas que dificulta la realización de los censos nacionales de población y vivienda en América Latina es el alto costo del operativo censal. Este alto costo se debe no sólo al costo directo del censo sino a la paralización de la economía que se acostumbra hacer el día del empadronamiento censal.

En el campo de la economía, el costo de oportunidad de un bien o servicio es la cantidad de otros bienes o servicios a la que se debe renunciar para obtenerlo. En este sentido, el costo de oportunidad del Censo 2001 no es sólo el costo directo del operativo censal sino también el valor del producto de la actividad económica del país al que se renunciará para obtener los datos censales por efecto de la creación de un feriado nacional por decreto para el día del empadronamiento del censo. Entonces, para estimar el costo de oportunidad del Censo 2001 se puede tomar el producto interno bruto (PIB) nacional del año 2001 y dividir su valor entre los 365 días del año, lo que daría como resultado el producto interno bruto por día. Como quiera que el PIB del año 2001 aún no está disponible, se puede utilizar el PIB del año 1999 como aproximación, sin correr el riesgo de cometer un significativo error, dado el bajo crecimiento de la economía nacional. El resultado es un valor estimado del PIB por día, el mismo que representa el valor de los bienes y servicios que se dejarán de producir para facilitar el empadronamiento censal. Con el valor estimado del PIB del año 1999, que alcanza a Sus. 8,372.3 millones, el PIB por día estimado que se perderá el día del censo alcanza a poco menos de Sus 23 millones; por lo tanto, el costo de oportunidad del Censo 2001 alcanza a Sus. 35 millones, esto es, Sus. 12 millones como costo del operativo y Sus 23 millones por parar la economía del país el día del censo.

En un país donde la escasez de recursos financieros es bastante aguda, se pueden formular al menos dos interrogantes sobre la realización de censos de población con esa costumbre de declarar feriado nacional el día del censo:

1. ¿Se justifica pagar un costo tan alto para obtener información estadística?
2. ¿No existe alternativa a esta forma de empadronamiento?

La respuesta a la primera pregunta, desde mi punto de vista, es no; y mi respuesta a la segunda pregunta es sí. El propósito de esta sección final del artículo es explicar porqué no y porqué sí.

En mi opinión, no se justifica pagar un costo tan alto para el empadronamiento censal. En 1988 el INE ejecutó exitosamente la Encuesta Nacional de Población y Vivienda, misma que permitió estimar razonablemente el tamaño de la población, obtener indicadores demográficos, de educación, vivienda y de la fuerza de trabajo, sin paralizar la economía del país. La metodología de esta encuesta permite recoger la información en varios días, lo que asegura una buena cobertura del trabajo de campo. Por otra parte, no requiere un personal numeroso de empadronadores, aspecto que favorece la capacitación del personal de campo, y asegura una mejor calidad de los datos.

En el momento actual, se debería reflexionar profundamente sobre la importancia del censo como proyecto de interés nacional, no como un logro personal, ni siquiera institucional, ni siquiera gubernamental. ¿Es esto esperar mucho del Censo 2001?



UN NUEVO PRODUCTO SE LANZA AL MERCADO: VITAL EMBOL S.A.

EMBOTELLADORAS BOLIVIANAS UNIDAD S.A.

Los constantes cambios de tendencias y hábitos de consumo, exigen a las empresas dinamizar su oferta. EMBOL S.A. conoce muy bien de esto y en ese dinamismo uno de los factores que nos permiten ser líderes en Bolivia desde hace varios años. Dinamismo que nos ha llevado este año a realizar el lanzamiento de Coca - Cola Light y Fresca, además el re-lanzamiento de nuestros productos Simba, Mineragua y Agua Vital: este último con un éxito rotundo debido a la nueva "Imagen y Campaña Publicitaria** a un trabajo de Marketing profesional y lo más importante por su calidad, porque tenemos un gran equipo de trabajadores que hacen posible un producto sano y saludable, porque tenemos la planta más moderna del país en cuanto a tecnología, además de tener profesionales altamente calificados, porque el agua que utilizamos proviene de los nevados que vigilan día a día esta hermosa ciudad de La Paz, porque seguimos invirtiendo, porque siempre hemos confiado y confiamos en Bolivia en definitiva porque definitivamente EL AGUA ES VITAL, y ¿Sabes porqué el agua es Vital? Por que, el 75% del cuerpo es agua, porque te hidrata, porque te ayuda a controlar tu peso porque te refresca, porque Vital antes tenía el 6% de participación el mercado de agua natural, ahora tenemos el 37% y somos líderes, porque cuando nos proponemos PODEMOS.



Un poco de humor estadístico

Comer pepinillos es desastroso para tu salud. En un reciente estudio, se ha encontrado que todas aquellas personas que comieron pepinillos en 1849 han muerto. Ahora, que si los pepinillos son malos, imagínate los hospitales... todo el mundo sabe que tus probabilidades de morir en un hospital son mucho mayores que las de morir en cualquier otro sitio. El número de matrimonios es el doble que el de divorcios; por lo tanto, uno de cada dos matrimonios acaba en divorcio. La tasa de natalidad es el doble que la tasa de mortalidad; por lo tanto, una de cada dos personas es inmortal. Cuando ocurre un incendio, el número de bomberos suele ser mayor cuanto mayor es el daño causado por el fuego. Por tanto, deben ser los bomberos los que producen los destrozos. El año pasado, cerca de 800.000 personas tuvieron que renovar su carnet de identidad en Bolivia. En el mismo tiempo, 500 personas se fueron de vacaciones a Las Vegas. Por lo tanto, renovar el carnet es 1.600 veces más popular que irse a Las Vegas. En un partido de béisbol, el equipo que pierde es casi siempre el que más pitchers han usado. Por lo tanto, los managers no deberían cambiar al pitcher por muy cansado que pueda estar. La ciudad del Vaticano tiene dos Papas por kilómetro cuadrado. Masticar chicle evita la artritis. Si, de verdad: a ver cuando has visto un viejecito artrítico comiendo chicle. Y esta la historia de ese político prometiendo que si saliese elegido iba a subir todos los sueldos, de forma que nadie cobrase por debajo de la media nacional. Se acaba de descubrir que las investigaciones en biología le producen cáncer a las ratas.

