

EL SEGURO OBLIGATORIO DE ENFERMEDAD EN 1952 (*)

ESTUDIO ESTADISTICO, CON ALGUNAS CONSIDERACIONES
DE CARACTER ECONOMICO Y FINANCIERO

I.—OBJETO Y CONTENIDO

1. 1.º—LAS ESTADÍSTICAS EN EL SEGURO DE ENFERMEDAD

Los factores que han determinado el desarrollo del Seguro Obligatorio de Enfermedad han sido, principalmente, los que impidieron realizar un estudio de este Seguro para el conjunto de las Entidades

(*) Nuestra profesión, junto con la formación económico-estadística recibida, nos han hecho sentir honda preocupación por los problemas económico-financieros del sistema español de Seguros Sociales. Por ello, nuestro primer estudio sobre la Seguridad Social, fué, precisamente, sobre sus efectos financieros y económicos —*Anales de Economía*, núm 39, año 1950—. En el presente, si bien existe una evidente internacionalidad económico-financiera, ésta se presenta como corolario de los resultados estadísticos.

En el curso de la realización de este trabajo, fué creada la Asesoría Económica Financiera de la Jefatura Nacional del Seguro Obligatorio de Enfermedad, que venía a llenar la laguna existente en la estructuración del Organismo rector del Seguro, puesto que, falta de elementos, no había podido cumplir una finalidad similar la Secretaría Técnica de dicha Jefatura. Aun cuando la labor encomendada a esta Asesoría no requiera el instrumental técnico-científico de nuestra investigación, creemos que los resultados obtenidos —puestos previamente en conocimiento de las autoridades del Ministerio de Trabajo— podrán servirle de punto de referencia.

En cuanto recogemos el fruto de nuestra experiencia profesional, este trabajo es también obra de la Sección del Seguro de Enfermedad de la Inspección Técnica de Previsión, por lo que doy las gracias a mis compañeros, así como al personal administrativo, por su colaboración, y al delineante-proyectista señor Bajón a cuyo cargo ha corrido la representación gráfica.

a las que fué confiada su gestión, si bien algunas de éstas han realizado meritorios esfuerzos en este sentido.

Distintas etapas pueden señalarse en dicho desarrollo, habiéndose iniciado, precisamente, en el actual año de 1954 una nueva que incluso se verá modificada en el siguiente ejercicio al entrar en vigor nuevas normas para la gestión de este Seguro.

Las etapas que pueden marcarse son tres principalmente: una de iniciación que abarca de 1944 a 1949; una segunda de acoplamiento, que termina en 1953, y la tercera de perfeccionamiento o reajuste que es la actualmente en curso.

Es en la segunda de estas etapas cuando empiezan a perfilarse las características económicas y financieras del Seguro Social que nos ocupa, y un estudio de este carácter ha de partir de los datos correspondientes al mismo período. Más, ¿existen los datos?

Según decíamos anteriormente, no conocemos haya salido a la luz pública ninguna recopilación de datos que afecte a la totalidad de las Entidades que practican este Seguro. Es más, podemos afirmar, sin temor a equivocarnos, que en el supuesto de que se hubiera realizado no podría aceptarse como un reflejo exacto de la realidad. Las estadísticas que pueden formarse han de ser sobre la base de datos contables en los que, por no seguirse un criterio uniforme, no existe la homogeneidad requerida, pues si bien la titulación de las cuentas es análoga no se corresponden los contenidos.

Ante este planteamiento del problema, surge la cuestión: sobre la base de los datos existentes, ¿era conveniente realizar una estadística general de las primas recaudadas y prestaciones concedidas por la totalidad de las Entidades?; ¿se correspondería el trabajo realizado con los resultados conseguidos? Sólo cabía una tercera solución, prácticamente irrealizable, y era «rehacer» los datos facilitados por las Entidades Colaboradoras.

Luego, si cualquiera que fuese el camino elegido, habíamos de llegar tan solo a una estimación de los valores buscados, la aplicación de los métodos modernos de la investigación estadística a los datos relativos al Seguro de Enfermedad representaba la ventaja de un menor esfuerzo en la tarea y de una mayor objetividad en las conclusiones.

De acuerdo con esto hacemos, a continuación, una breve referencia a los principales conceptos que hemos de manejar, lo cual no quiere decir que la exposición de nuestro trabajo esté impregnada de tecnicismos estadísticos.

I. 2.º—LA INVESTIGACIÓN ESTADÍSTICA Y SU APLICACIÓN
AL SEGURO DE ENFERMEDAD

La investigación estadística abarca un campo muy extenso y está relacionada con la recogida, tabulación y reducción de los datos, el análisis de los resultados y las previsiones que puedan establecerse a partir de ellos.

Este método de investigación es especialmente apto para el estudio de los fenómenos aleatorios o de azar, en los que desconocemos las leyes por las que se rigen, ya que se producen fluctuaciones aleatorias de los resultados, debido a la complejidad de causas que influyen en aquéllos, de tal forma que no es posible hacer predicciones de tipo individual. En otros casos, si bien se conocen las leyes que rigen los fenómenos observados, la acción incontrolable de pequeños factores perturbadores dan lugar a desviaciones irregulares respecto al valor esperado, con lo que el verdadero resultado viene a corresponder también a un proceso aleatorio.

Ahora bien, si nosotros, en lugar de considerar los experimentos individuales, abarcamos la total sucesión de los experimentos aleatorios de que se trate, tenemos que, en lugar de la irregularidad observada para los resultados individuales, los resultados promedios muestran una sorprendente regularidad, siempre que se considere una sucesión suficientemente grande de experimentos aleatorios. El suceso investigado se presenta con una cierta *frecuencia*, que tiende a *estabilizarse* a medida que aumentamos el número de experimentos. Esta *regularidad estadística* constituye la base empírica de la teoría estadística.

A la regularidad observada en los datos se asocia un modelo matemático, el cual se supone es seguido por el conjunto de los hechos empíricos que constituyen los datos. Así se dice que los datos

se distribuyen según una distribución «normal», «ji» de Pearson, «t» de Student, etc. De estas distribuciones la más importante, por sus aplicaciones en la teoría estadística, es la primera, denominada gráficamente, en atención a su forma y al nombre de uno de sus principales divulgadores, «campana de Gauss».

Mas la hipótesis a que supone la adopción de uno de estos modelos matemáticos, requiere ser comprobada experimentalmente. Ello hace necesario analizar ciertos datos observables, que constituyen una fracción del conjunto o colectivo a estudiar. Este conjunto parcial de datos se conoce con el nombre de *muestra*, denominándose *muestreo* al proceso seguido en la selección de aquélla. Los dos grandes tipos de muestreo que existen son el opinático y el probabilístico, que responden a un criterio subjetivo y objetivo, respectivamente.

Por otra parte, según indicábamos, como labor previa el análisis estadístico propiamente dicho, ha de procederse a la reducción de los datos.

El resultado de cada observación comprende una o varias características, que dan lugar a una o varias series de datos estadísticos relativas al fenómeno considerado.

Para mejor observar la variación en los valores que toman dichas características se fijan *intervalos de clase*, considerándose el valor central, o *marcas de clase*, como representativo del intervalo elegido.

Se denomina *frecuencia* al número de veces que toma un mismo valor una característica. La serie de frecuencias, tabuladas según el intervalo de clase, recibe el nombre de *distribución de frecuencia*, es decir, se transforma en una serie de observaciones agrupadas con arreglo a intervalos de clase.

Las distribuciones de frecuencias vienen definidas, fundamentalmente, por dos magnitudes o parámetros: una medida de *posición* y una medida de *dispersión*. La primera nos representa la tendencia central que existe en la agrupación de datos, siendo la más utilizada la conocida *media aritmética* (1). Las medidas de dispersión miden el grado de concentración de los datos alrededor de la tendencia central;

(1) La media aritmética en una distribución de frecuencias, es igual a la suma de los productos parciales del valor representativo de la marca de clase por la frecuencia correspondiente, dividida por el número de datos.

nosotros utilizaremos de estas medidas la *desviación típica* o desviación respecto a la media aritmética (2).

Como aplicación práctica al caso que nos ocupa vamos a estudiar el colectivo formado por las 183 Entidades —incluida la Caja Nacional— que estaban autorizadas para practicar el Seguro de Enfermedad a fines del año 1952.

De este grupo se han eliminado trece por las siguientes circunstancias: por carecerse total o parcialmente de los datos correspondientes, no haber funcionado durante el ejercicio o estar en período de liquidación. En consecuencia el colectivo estudiado se reduce a 170 entidades.

Las características estudiadas de cada uno de estos individuos del colectivo —es decir, de cada Entidad—, al igual que en el caso de seres humanos podría hacerse con la estatura, peso, color del pelo, etcétera, son las primas recaudadas, bonificaciones concedidas y cada una de las prestaciones otorgadas.

Desconocemos las leyes que rigen la variación en el coste de las prestaciones en cada Entidad, así como también la distribución de los salarios que determinan primas medias distintas. Por ello decimos que se trata de fenómenos aleatorios.

Únicamente en un caso debería darse una relación fija entre número de asegurados y coste de prestaciones, y es en el de prestaciones sanitarias, ya que los honorarios del personal sanitario se determinan según una cantidad fija por asegurado, cualquiera que sea el salario por el que se cotiza. Sin embargo, la falta de unidad de criterio en

(2) Se llama *varianza* a un cociente en el que el numerador es la suma de los productos parciales de las diferencias entre el valor de la marca de clase y la media aritmética elevada al cuadrado por la frecuencia correspondiente, y el denominador, el número de datos. O sea,

$$\text{varianza} = \frac{(X_i - \bar{X})^2 F}{n}$$

siendo X_i el valor de las marcas de clase, \bar{X} la media aritmética, F la frecuencia correspondiente y n el número de datos. —Cuando se trata de estimar la varianza de la población mediante los datos de una muestra, el divisor se transforma en $n - 1$, y el valor así hallado se denomina «estimación insesgada» de la varianza—. La Raíz cuadrada de la varianza es la *desviación típica*.

la contabilización de algunas partidas —cargos por honorarios de personal afecto a Instituciones asistenciales, transfusiones de sangre, material radiográfico, etc.—, debido a la carencia de normas contables, actúa a modo de factor perturbador incontrolable que transforma en aleatorio el proceso de formación del coste de estas prestaciones.

También en las «detracciones de primas» —gastos de administración, cuota de inspección sanitaria y contribución al Plan de Instalaciones— parece debería existir una relación de tipo funcional; sin embargo como la base sobre la que se calculan los correspondientes porcentajes —las primas— no varía uniformemente, resulta un fenómeno aleatorio, cuyo carácter es acentuado por el hecho de que el porcentaje de gastos de administración varía según el ámbito de la Entidad Colaboradora.

Las demás características del colectivo estudiado —primas, aportaciones maternidad, prestaciones económicas, farmacia y establecimiento asistenciales— son claros ejemplos de fenómenos aleatorios.

Del conjunto de Entidades que constituyen la población o colectivo a estudiar, elegiremos unas cuantas con lo que en cada caso tenemos un «resultado de observación» que comprende varias características. Es decir, que utilizaremos la técnica del muestreo de que hablamos anteriormente.

Como en el muestreo ha de tenerse en cuenta el principio de la economicidad, sin perder por ello la garantía de una elevada probabilidad de certeza, se pesaron las dos alternativas: tomar varias muestras u operar sobre una sola. El elegir la primera, representaba un costo —en trabajo y tiempo— tanto o más elevado que el de tratar la población madre. El pronunciarse por la segunda, suponía el problema de elegir el tamaño de la muestra —desconocidas las características de la población— de modo que resultara al propio tiempo representativa y económica. En su consecuencia nos decidimos por un sistema mixto.

Toda vez que sabíamos cuáles eran las Entidades más importantes en cuanto al volumen de primas recaudadas, se eligieron las mismas como muestra opinática que nos permitiera establecer algunas hipótesis sobre los parámetros desconocidos. Estas hipótesis habían de ser contrastadas posteriormente mediante una muestra aleatoria, según se explica más adelante.

1. 3.º—LOS DATOS UTILIZADOS

Teniendo en cuenta las distintas etapas ya apuntadas, y toda vez que los resultados de 1953 no eran conocidos en su totalidad, se eligió el de 1952 como el más próximo «normal», por lo cual los valores medios con los que hemos operado pueden considerarse representativos del período 1949-53.

En efecto, ninguna alteración sustancial en la estructura del Seguro tuvo lugar en dicho año, pues no puede considerarse como tal el cambio del sistema de cotización de trimestral a mensual; como en virtud del mismo, la recaudación de las Entidades en dicho año de 1952 correspondía a catorce meses, se han tenido en cuenta para los cálculos de la prima media solamente las primas «devengadas, del ejercicio.

La tarjeta renovable de asistencia, no entró en vigor hasta 1953, con lo que la favorable repercusión que en la disminución del coste del Seguro podía tener, no se produjo hasta la mitad de ese año. Sus efectos, parece ser habrían sido cifrados con excesivo optimismos en lugar del millón de beneficiarios indebidos que pensaba eliminarse (3), la cifra no llegó a la mitad, según puede apreciarse en los siguientes datos sobre asegurados y beneficiarios facilitados por el Instituto Nacional de Previsión (4) relativos a todo el Seguro.

AÑO	Asegurados	Beneficiarios	Beneficiarios por asegurado
1949.....	3.131.501	8.379.853	2,67
1950.....	3.064.641	8.180.636	2,66
1951.....	3.145.194	8.402.395	2,67
1952.....	3.297.287	8.766.544	2,65
1953.....	3.444.928	8.707.754	2,52

(3) Informe sobre las actividades y resultados de la gestión del Instituto Nacional de Previsión, presentado por su Director General, Publicación Instituto Nacional de Previsión, Madrid, 1953, página 127.

(4) *Boletín de Estadística*, núm. 113, mayo 1954. La media de 1953 y el número de beneficiarios por asegurado han sido calculados.

Si la baja efectiva en el número de beneficiarios de 1952 a 1953 hubiera sido del millón previsto, la media de beneficiarios por asegurado se hubiese reducido a 2,35, en lugar de a 2,52.

En cuanto a la siniestralidad, no se produjo la epidemia de gripe de otros años.

Fué, además, un año de normalidad económica, y aun de prosperidad, pues la cifra media mensual de parados ha sido la mínima de los años de la postguerra 1939 a 1954. A ellos se une la estabilidad monetaria, que se aprecia en la pequeña variación del índice de precios, de 423,5 en 1951 a 427,1 en 1952, mientras que en 1953 se eleva a 457,5. Tampoco se producen aumentos de salarios.

De las 170 Entidades que dijimos constituían el colectivo o población, se conocían los siguientes datos: número de asegurados de cada una en primero de enero de dos años consecutivos —en nuestro caso de 1952 y 1953— y cuenta de liquidación y balance del ejercicio 1952 —el elegido por nosotros—, documentos en los que se reflejan los ingresos por cuotas y aportaciones de maternidad y los pagos en concepto de prestaciones: económicas —indemnización por enfermedad y maternidad—, sanitarias —emolumentos personal sanitario—, farmacéuticas y asistenciales —consultas en ambulatorios y estancias en residencias sanitarias—. Las prestaciones asistenciales constituyen en realidad dos clases independientes, ya que los gastos de entretenimiento de los ambulatorios es función del número total de los asegurados, mientras que el coste de las hospitalizaciones depende del número de beneficiarios que han precisado internamiento en residencia sanitaria; mas dado que contablemente no han hecho esta distinción todas las Entidades, se ha optado por considerarlas conjuntamente dada la forma en que se presentan los datos.

Estas distintas características son objeto de un tratamiento estadístico independiente.

El importe de los ingresos y gastos de cada Entidad se ha dividido entre el número de asegurados para obtener la media por Entidad, tanto en ingresos como en los distintos capítulos de gastos.

Como no se conoce la evolución en el número de asegurados de cada Entidad, sino solamente la total del seguro —según datos faci-

litados por el Instituto Nacional de Previsión (5)— en la que se aprecia una progresión creciente, se ha considerado que en todas aquéllas ha seguido la misma tendencia y según una progresión aritmética en la que el primer término es el número de asegurados en primero de enero de 1952 y el último el número existente en primero de enero de 1953. Sobre esta base se ha calculado la media mensual de asegurados por Entidad.

II.—EL MUESTREO

2. 1.º—LA SOBREVISIÓN PILOTO

Según es aconsejado, antes de realizar la sobrevisión muestral planeada, se hizo un tanteo previo a fin de conjeturar la media y desviación típica de la población. Este tanteo previo tuvo lugar a través de una muestra opinática basada en el conocimiento que tenemos del colectivo o población.

En efecto, sabiendo que entre un reducido número de Entidades incluían un porcentaje elevado de la población asegurada, se suponía que sobre los datos de éstas podría obtenerse una estimación muy aproximada del verdadero valor de los parámetros interesados.

A tal fin se eligieron veintiuna Entidades que incluían el 78 por 100 de la población asegurada. Para conseguir una mayor representabilidad, en este número de Entidades se incluyeron también algunas que, si bien por el volumen de primas recaudadas no ocupaban los primeros lugares, si lo eran por agrupar a una población homogénea y que tiene gran importancia en el campo profesional. Este es el caso de las Entidades Colaboradoras que agrupan trabajadores de la industria textil, minerosiderúrgica y de la construcción.

O sea que se tomaron las dieciocho Entidades que recaudaban más de 20 millones de primas al año —entre las que se encuentran

(5) Datos recogidos en el *Boletín de Estadística*, publicación mensual del Instituto Nacional de Estadística.

dos que tienen la consideración de cajas de empresa— completándose con otras tres cajas de empresa.

Los valores medios correspondientes a cada una de estas Entidades constituyen siete series representativas de distintas características de la población.

En el caso de «primas» y «Prestaciones farmacéuticas» no se han utilizados los veintiún valores obtenidos, sino sólo veinte, dado que uno en cada caso se ha estimado como excepcional, y podría alterar sustancialmente el verdadero valor de los parámetros cuya hipótesis se pretende establecer; estos valores son: 867,51 en primas y 338,89 en prestaciones farmacéuticas. En «Bonificación maternidad» por el mismo motivo, se han eliminado los valores 19,36 y 22,48; se carece de datos para una, y en otra se ha tomado la media de los años 1950 a 1952 por no ser posible discriminar la parte correspondiente al último ejercicio. Análogamente en «detracciones de primas» se ha prescindido del valor correspondiente a una Entidad ya que, dado la elevada prima media que recauda, resultaba para esta última serie una valor altamente significativo, el de 178,92 pesetas por asegurado y año, correspondiente a la elevada prima media de 867,51.

Los datos representan ingreso y gasto medio por asegurado al año y en pesetas, con excepción del índice de prestaciones económicas que refleja el tanto por ciento que supone el gasto medio, por este concepto, con relación a la prima media por asegurado; ha sido calculado así con objeto de evitar las desviaciones que supondría la mayor indemnización económica en el caso de mayor salario, ya que ésta supone el 50 por 100 de aquél, según es sabido.

En algunos casos ha sido preciso «depurar los datos» con objeto de extraer la información deseada y conseguir la mayor homogeneidad posible con los datos correspondientes a las restantes Entidades. Por ello quizá se haya introducido algún error al no haber sabido interpretar acertadamente lo que se quería reflejar en la cuenta de liquidación manejada.

En los gastos no se han incluido las prestaciones especiales —prótesis, ortopedia—, ni las graciabes, no habiéndose computado tampoco para el cálculo del coste de prestaciones las amortizaciones de activos de carácter sanitario, ya que la carencia de normas concretas

ha dado lugar a que cada Entidad haya seguido un criterio distinto, tanto en lo referente a la cuantía amortizada como a los plazos a realizarla.

Como ya queda indicado (6), se considerarán en «prestaciones asistenciales» el coste de ambulatorios y clínicas.

En «detracciones de primas se comprende el canon de inspección sanitaria, la contribución al Plan Nacional de Instalaciones y el margen autorizado para gastos de administración. No se ha incluido el importe de las reservas reglamentarias por haber sido eximidas las Entidades de su constitución para este ejercicio.

Los valores medios hallados son los siguientes:

Entidades	INGRESOS		PRESTACIONES				Detracciones
	Primas	Bonific. Matern.	Económicas (Índice)	Sanitarias	Farmacéuticas	Asistenciales	
1	564,97	10,58	13,05	158,92	235,28	50,71	113,02
2	573,83	8,76	16,17	157,29	215,70	57,16	116,36
3	525,94	7,40	15,95	154,71	178,03	41,27	108,49
4	586,39	9,23	16,40	196,53	212,72	61,26	125,39
5	574,48	13,49	13,78	143,42	196,00	67,70	117,78
6	494,51	10,88	11,88	153,17	225,22	54,99	107,38
7	532,88	8,96	11,34	172,03	195,87	46,89	109,28
8	720,46	9,54	18,25	191,00	227,45	59,51	112,33
9	604,61	6,29	10,29	186,00	222,69	89,47	84,00
10	668,64	4,34	15,90	142,14	222,25	87,17	118,18
11	586,43	9,23	21,07	148,62	166,33	45,83	132,78
12	527,16	19,36	15,68	146,59	187,80	56,92	92,54
13	556,58	7,26	15,19	150,07	223,09	54,87	126,81
14	867,51	9,15	8,07	192,34	224,23	51,82	178,92
15	573,36	9,88	13,37	154,01	213,16	59,07	127,44
16	736,67	13,59	17,05	170,92	338,89	61,90	141,42
17	694,47	9,24	21,03	146,87	249,14	78,13	101,98
18	654,02	4,78	15,97	171,96	253,19	71,43	96,68
19	600,11	14,59	13,80	110,45	148,41	48,13	99,12
20	646,45	—	16,63	180,33	265,98	34,81	81,80
21	493,61	22,48	10,93	154,44	212,15	45,12	83,15

(6) Ver página 7.

Estos datos se han agrupado en tablas de frecuencia, con objeto de estudiar las distribuciones correspondientes. Como; según indicamos, (7) las distribuciones de frecuencias vienen definidas, al menos, por dos parámetros —la media y la desviación típica— hemos hallado los mismos para cada una de las distribuciones resultantes, según se indica a continuación.

2. 1.º 1).—PRIMAS O CUOTAS. (Ver gráfico núm. 1.)

Agrupados los datos obtenidos en intervalos, tenemos la siguiente distribución:

INTERVALOS — (Pesetas)	Marcas de clase	Frecuencias Entidades
485-515.....	500	2
515-545.....	530	3
545-575.....	560	5
575-605.....	590	4
605-635.....	620	0
635-665.....	650	2
665-695.....	680	2
695-725.....	710	1
725-755.....	740	1
		20

El valor medio obtenido es de 593,00 pesetas.
Para la desviación típica resulta 67,38.

(7) Ver página 4.

Primas

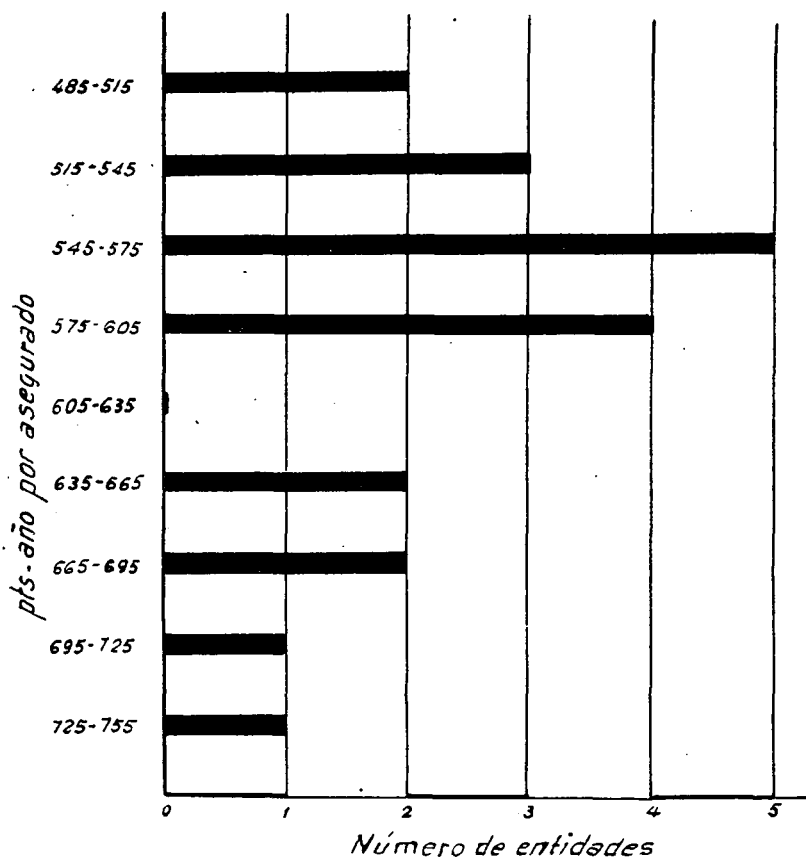


GRÁFICO NÚM. 1

2. 1.º 2).—BONIFICACIÓN MATERNIDAD (8).

La distribución obtenida para estos datos es la que se indica seguidamente:

INTERVALOS — (Pesetas)	Marcas de clase	Frecuencias Entidades
4- 6.....	5	2
6- 8.....	7	3
8-10.....	9	8
10-12.....	11	2
12-14.....	13	2
14-16.....	15	1
		18

Se obtiene un valor medio igual a 9,222 pesetas, y la desviación típica de 2,57.

2. 1.º 3).—PRESTACIONES ECONÓMICAS. (Ver gráfico núm. 2.)

La distribución de frecuencias de estos datos, con arreglo a los intervalos elegidos, es la siguiente:

INTERVALOS — (Tanto por 100)	Marcas de clase	Frecuencias Entidades
7-10.....	8,5	1
10-13.....	11,5	4
13-16.....	14,5	9
16-19.....	17,5	5
19-22.....	20,5	2
		21

Los valores resultantes para los parámetros de la distribución son: 14,928 en la media aritmética y 2,96 en la desviación típica.

(8) No se ha formado el gráfico correspondiente por no representar a la distribución de esta característica.

Prestaciones Económicas

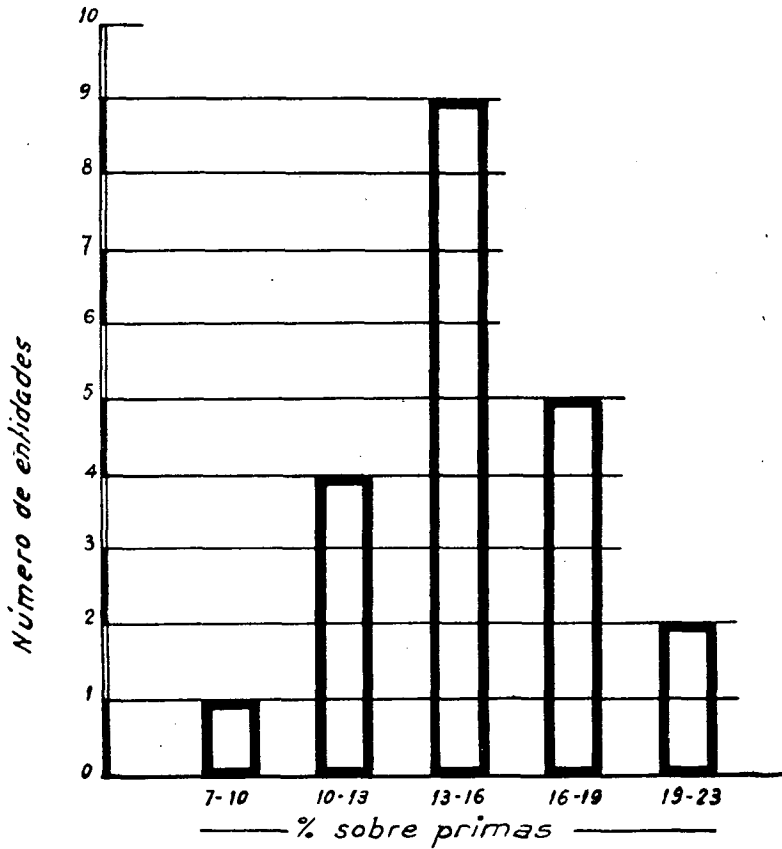


GRÁFICO NÚM. 2

2. 1.º 4).—PRESTACIONES SANITARIAS. (Ver gráfico núm. 3.)

La distribución que tenemos en este caso es la que a continuación se indica:

INTERVALOS (Pesetas)	Marcas de clase	Frecuencias Entidades
110-130.....	120	1
130-150.....	140	6
150-170.....	160	9
170-190.....	180	2
190-210.....	200	3
		21

En esta distribución resulta un valor medio de 160,00 pesetas y una desviación típica de 21,19.

2. 1.º 5).—PRESTACIONES FARMACÉUTICAS. (Ver gráfico núm. 4.)

INTERVALOS (Pesetas)	Marcas de clase	Frecuencias Entidades
145-165.....	155	1
165-185.....	175	2
185-205.....	195	4
205-225.....	215	7
225-245.....	235	3
245-265.....	255	2
265-285.....	275	1
		20

Resulta para la media aritmética 214,00 pesetas y 28,61 para la desviación típica.

Prestaciones Sanitarias

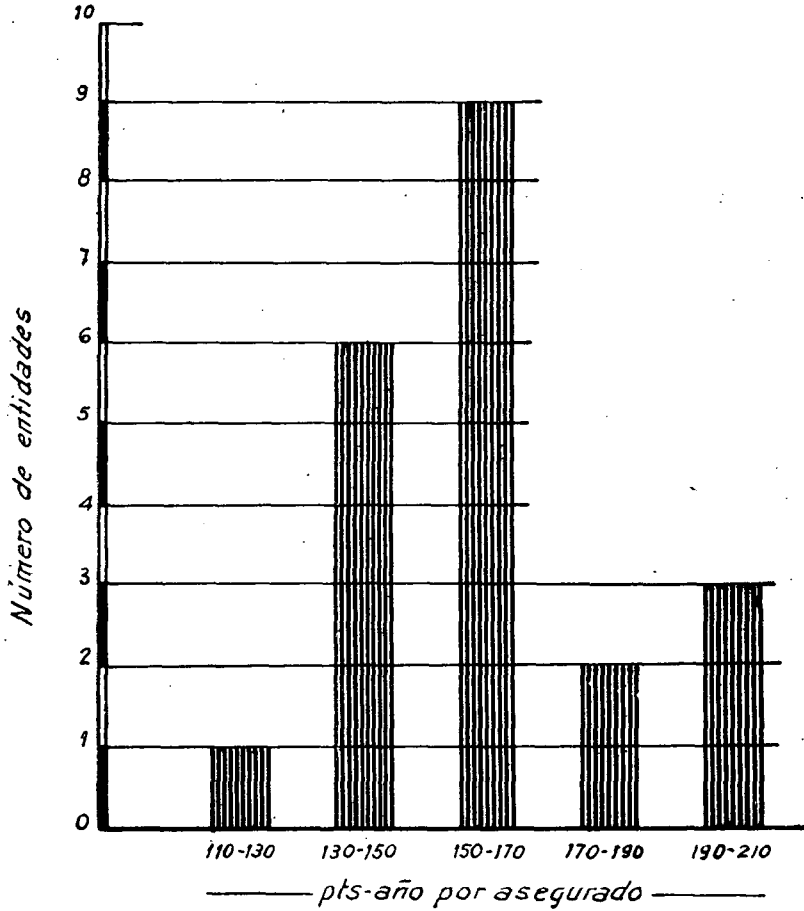


GRÁFICO NÚM. 3

Prestaciones Farmacéuticas

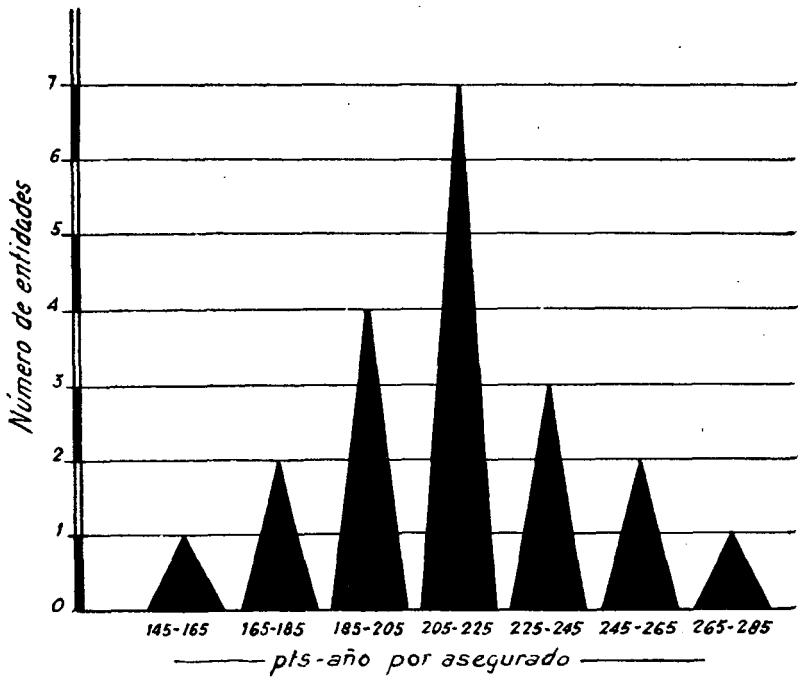


GRÁFICO NÚM. 4

2. 1.º 6).—ESTABLECIMIENTOS ASISTENCIALES. (Ver gráfico núm. 5).

La distribución de frecuencias obtenida según los intervalos elegidos es:

INTERVALOS (Pesetas)	Marcas de clase	Frecuencias Entidades
30-40.....	35	1
40-50.....	45	5
50-60.....	55	8
60-70.....	65	3
70-80.....	75	2
80-90.....	85	2
		21

La media aritmética queda representada por el valor 57,857 y la desviación típica por el de 13,11.

2. 1.º 7).—DETRACCIONES DE PRIMA (8 bis).

Agrupados los datos correspondientes con arreglo a los intervalos elegidos, resulta la siguiente distribución:

INTERVALOS (Pesetas)	Marcas de clase	Frecuencias Entidades
80- 90.....	85	3
90-100.....	95	3
100-110.....	105	5
110-120.....	115	4
120-130.....	125	3
130-140.....	135	1
140-150.....	145	1
		20

El valor obtenido para la media aritmética es de 109,00 pesetas, y el de la desviación típica 16,24.

(8 bis) No se ha formado el gráfico correspondiente por no representar a la distribución de esta característica.

Establecimientos Asistenciales

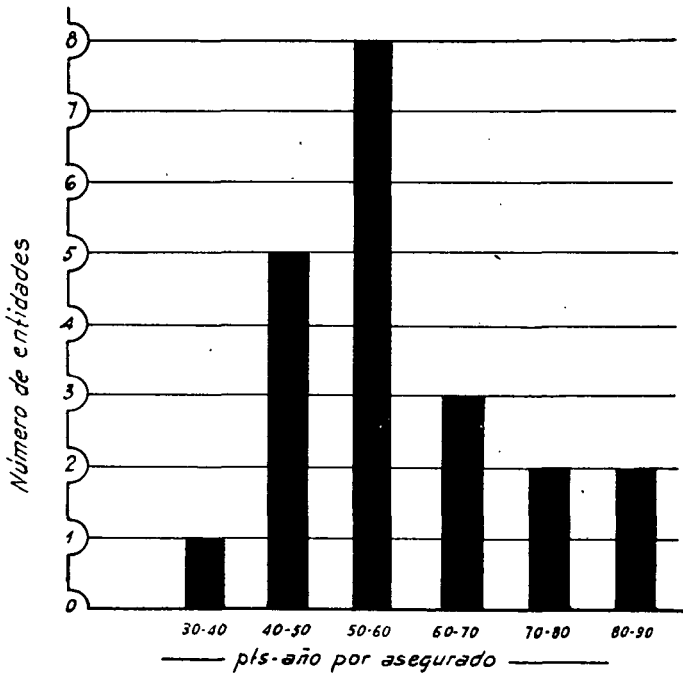


GRÁFICO NÚM. 5

2. 2.º—DISTRIBUCIÓN A LA QUE SE AJUSTAN LOS DATOS.

Al examinar las siete tablas de frecuencia que han sido formadas y los gráficos correspondientes, se puede observar en todas ellas una regularidad en la distribución del número de Entidades, de tal forma que hay un intervalo —aproximadamente el central— al que corresponde una «frecuencia» mayor, hasta el cual crecen los valores que le preceden y disminuyen los que le siguen. Esta regularidad corresponde al tipo de distribución que se ha venido a llamar «normal», o sea a aquel cuya representación gráfica en línea continua toma la forma aproximada de una campana.

Pues bien, esta primera impresión puede ser confirmada en el análisis estadístico, aplicando el *test*, debido al americano Fisher, llamado «método de los cumulantes» (9).

Consiste, en esencia, este método en calcular dos nuevos parámetros definidores de la distribución, los llamados coeficientes de deformación o asimetría y de apuntamiento. El primero, como su nombre indica, mide si la distribución es simétrica, es decir, si a ambos lados de la tendencia central —el intervalo al que corresponde la máxima frecuencia— la distribución de las frecuencias es la misma. El segundo da a conocer si a los valores centrales —tendencia central como hemos dicho— les corresponden más o menos frecuencia, es decir, más o menos Entidades, en nuestro caso; o sea que la «campana de Gauss» será más «apuntada» o «más achatada».

Estas magnitudes o parámetros —el coeficiente de asimetría y el de apuntamiento— se ponen en relación con su desviación típica y si no exceden en dos veces ésta, se puede decir —con una probabili-

(9) Este método consiste en hallar los coeficientes de deformación y exceso a partir de las estimaciones insesgadas para los cumulantes. Puestos en relación dichos coeficientes con sus respectivas desviaciones típicas, el resultado no debe ser superior a dos en valor absoluto para poder aceptar la hipótesis de normalidad. Es decir, que si fuera cualquiera de los coeficientes de deformación y exceso dos veces superior a su desviación típica, había ocurrido un suceso de probabilidad 5 por 100 —un suceso raro—, por lo que rechazábamos la hipótesis de normalidad, precisamente con ese riesgo del 5 por 100.

dad de acertar del 95 por 100— que la distribución es de tipo «normal».

La conclusión a que llegamos nosotros, por la aplicación del *test* de referencia, es la de que los datos correspondientes a las siete distribuciones que venimos estudiando —primas, bonificación maternidad, prestaciones económicas, etc.— se distribuyen según una «normal»; es decir, tienen tendencia en su representación gráfica a dibujar las siluetas de una campana. Ello nos permitirá, posteriormente, aplicar otros *test* elaborados en métodos estadísticos para contrastar hipótesis relativas a distribuciones normales.

2. 3.º—TAMAÑO DE LA MUESTRA.

A través del tanteo previo realizado —sobrevisión «piloto» se denomina en la técnica del muestreo— hemos logrado una estimación de los parámetros buscados de la población, o sea de la media aritmética y la desviación típica de cada una de las distribuciones.

Ahora tenemos que cubrir otra etapa y es la del contraste de la hipótesis establecida sobre los valores presuntos de la media y desviación.

Esto se realiza tomando una «muestra» de la población, pero no una muestra opinática o subjetiva, sino una muestra probabilística, objetiva o de azar, de tal forma que no sea el conocimiento que tenemos de la población el que influya en la elección de las Entidades, sino el «aleas».

Dentro de esta clase de muestreo probabilístico se conocen distintos tipos, habiéndonos decidido por el más simple, y que es el «irrestrictamente aleatorio» (10).

(10) Pudiera parecer, por los resultados obtenidos en la parte tercera, que no constituyen todas las Entidades una población uniforme, sino que existen, en cuanto a los ingresos y a los gastos, ciertas tendencias que permitirían una agrupación más homogénea y haría más apropiado el muestreo estratificado aleatorio. Mas como nosotros pretendemos hallar un valor medio nacional para los ingresos y gastos, y en éste influye de una manera decisiva el número de asegurados que agrupa cada Entidad, al establecer estratos y aparecer como más numerosas precisamente las Entidades que cuentan con menor número de

Queda por determinar el tamaño mínimo de la muestra, de forma que sea suficientemente representativa de la población a la que se refiere.

Para ello hemos de fijar previamente el «coeficiente de confianza» que lo hacemos igual a 0,95 —la «certeza» sería la unidad—, y que nos indica la probabilidad bajo la cual sentamos nuestras conclusiones, siendo en nuestro caso, según el coeficiente elegido, del 95 por 100.

También ha de fijarse el «error permisible», es decir, el error con el que nosotros estemos dispuestos a aceptar los valores que resultan para la media y desviación a través de la muestra, como expresión de los parámetros de cada una de las distribuciones correspondientes: primas, bonificación maternidad, prestaciones económicas, sanitarias, etcétera. Este error lo hacemos equivalente, aproximadamente, al 5 por 100 del valor medio de en cada caso.

Una vez fijado el coeficiente de confianza y el error permisible, no queda más que aplicar la fórmula deducida para hallar el tamaño de la muestra de una población finita (11), puesto que los demás datos ya los conocemos. A continuación se indica el tamaño que resulta para cada una de las distribuciones, así como el error fijado:

DISTRIBUCION	Error permisible	Tamaño de la muestra
Primas.....	29	19
B. Maternidad.....	1	23
P. Económicas.....	3 por 100	29
P. Sanitarias.....	8	25
Farmacia.....	10	27
E. Asistenciales.....	4	34
Detracciones.....	5	33

asegurados, se perdería la visión de conjunto deseada. Por otra parte, se plantea el problema costoso de estimar los parámetros de los estratos.

(11) La fórmula que nos da el tamaño de la población parcial que ha de constituir la muestra, es la siguiente:

$$n = \frac{v K^2 \sigma^2}{K^2 \sigma^2 + (v-1) E^2} \left\{ \begin{array}{l} v = \text{magnitud del colectivo.} \\ K = \text{constante; en n/caso} = 2 \\ E = \text{error permisible} \\ \sigma = \text{desviación típica} \end{array} \right.$$

De los resultados obtenidos adoptamos como tamaño representativo de la muestra el de 30, ya que si bien para el caso de asistencia en establecimientos sanitarios y en el de detracciones resulta una muestra mínima superior a esta cifra, hemos estimado que dadas las características especiales bajo las que se presentan los datos correspondientes a ambas características —tanto en una como en otra se podrían establecer grupos diferenciados con valores medios que difieren bastante del que pudiéramos considerar como «general»—, no merece sacrificar la economicidad en el muestreo adoptando un tamaño de muestra muy superior al necesario para el conjunto de las características.

2. 4.º—LA MUESTRA ALEATORIA

Adoptando como tamaño general de la muestra 30 Entidades, hemos procedido a elegir este número al azar dentro de la total población de 170 que consideramos.

Los valores medios obtenidos para ingresos y prestaciones en cada una de estas Entidades, son los siguientes:

Entidades	INGRESOS		PRESTACIONES				Detracciones
	Primas	Bonific. Matern.	Económicas (Índice)	Sanitarias	Farmacéuticas	Asistenciales	
1	560,66	8,16	14,84	155,20	187,30	42,89	103,47
2	528,43	5,15	14,40	165,55	205,33	56,68	83,53
3	618,74	4,36	14,54	165,18	210,74	34,69	128,03
4	586,39	9,23	16,40	196,53	212,72	61,26	125,39
5	584,80	5,98	13,29	169,75	212,86	61,13	89,20
6	675,38	10,21	14,95	179,82	262,78	58,80	114,54
7	631,35	5,67	21,38	164,65	219,35	25,79	99,81
8	542,82	9,19	12,83	163,88	194,73	26,95	115,18
9	656,81	10,23	18,61	155,93	213,05	62,88	117,27
10	629,00	9,08	9,10	159,80	253,87	73,51	93,94
11	619,83	14,10	9,35	170,65	249,62	53,40	112,98
12	536,43	4,76	16,99	184,71	188,56	56,64	111,13

EL SEGURO OBLIGATORIO DE ENFERMEDAD EN 1952

Entidades	INGRESOS		PRESTACIONES				Deducciones
	Primas	Bonific. Matern.	Económicas (Índice)	Sanitarias	Farmacéuticas	Asistenciales	
13	600,14	4,85	13,67	163,16	197,82	36,26	87,01
14	643,62	7,91	21,23	142,00	215,09	39,61	129,97
15	616,36	6,58	15,22	155,09	129,97	59,51	108,45
16	550,61	10,56	14,43	164,06	201,67	30,15	113,35
17	750,91	—	17,30	159,73	297,42	39,37	86,35
18	584,25	5,68	14,64	214,56	195,20	28,46	90,70
19	554,47	11,08	13,43	160,76	138,27	92,49	81,31
20	710,78	—	16,65	164,79	186,63	49,92	95,44
21	511,61	9,38	20,40	162,10	242,51	143,46	77,65
22	552,78	10,99	14,29	122,36	132,25	59,38	96,40
23	935,32	12,66	15,46	150,76	312,13	107,66	119,26
24	517,65	5,15	18,87	144,38	253,25	48,58	85,30
25	449,52	4,77	20,09	144,12	219,01	17,90	82,04
26	513,18	11,05	7,66	150,42	207,36	54,46	72,77
27	526,10	7,74	12,87	135,64	190,79	26,00	82,48
28	670,28	7,50	12,91	188,70	241,12	39,15	137,40
29	651,70	5,97	9,73	171,28	214,44	70,03	130,49
30	654,02	4,97	15,97	171,96	253,19	71,43	96,68

Considerando el ámbito de actuación de las mismas, la clasificación es la siguiente:

Número de Entidades	Ámbito
5	Nacional
7	Interprovincial
12	Provincial
5	Caja de Empresa

2. 5.º—PROCEDIMIENTO DE MUESTREO UTILIZADO

El procedimiento de muestreo elegido es el irrestrictamente aleatorio, o sea aquel en el que la elección de los individuos de la muestra se realiza al azar —por sorteo— de entre toda la población, no entrando nuevamente en suerte los que resulten elegidos. Es el más sencillo e incluso el más apropiado a nuestro caso (12).

Las treinta Entidades así elegidas nos han de valer para determinar, por una parte, y en términos de probabilidad, los intervalos en que están comprendidos los parámetros —media y desviación típica— de la población. También nos servirán para contrastar la hipótesis establecida sobre el valor de estos parámetros a través de las «sobrevisión piloto».

A tal fin, los resultados obtenidos para las distintas características estudiadas de la población, se han agrupado en tablas de frecuencia, tomando la misma amplitud de intervalo que para el caso de la sobrevisión piloto, hallándose la media y desviación típica correspondientes.

Los resultados obtenidos son los que a continuación se detallan:

2. 5.º 1).—PRIMAS O CUOTAS

La distribución de frecuencias obtenida para esta característica poblacional da lugar a la tabla de la página siguiente.

(12) En el muestreo probabilístico para poblaciones finitas como en nuestro caso, se distinguen dos clases fundamentales de muestreo: el irrestrictamente aleatorio y el estratificado aleatorio. Ver nota (10) sobre los motivos que nos han movido a elegir el irrestricto.

EL SEGURO OBLIGATORIO DE ENFERMEDAD EN 1952

INTERVALOS (Pesetas)	Marcas de clase	Frecuencias Entidades
425-455	440	1
455-485	470	0
485-515	500	2
515-545	530	5
545-575	560	4
575-605	590	4
605-635	620	5
635-665	650	4
665-695	680	2
695-725	710	1
725-755	740	1
755-785	770	0
785-815	800	0
815-845	830	0
845-875	860	0
875-905	890	0
905-935	920	1
		30

La media muestral es 604 pesetas y la desviación típica 88,5.

2. 5.º 2).—BONIFICACIÓN MATERNIDAD. (Ver gráfico núm. 6.)

Los valores muestrales obtenidos para esta característica poblacional, agrupados con arreglo a los intervalos adoptados, dan lugar a la siguiente tabla de frecuencias:

INTERVALOS (Pesetas)	Marcas de clase	Frecuencias Entidades
4- 6.....	5	11
6- 8.....	7	4
8-10.....	9	5
10-12.....	11	6
12-14.....	13	1
14-16.....	15	1
		28

Los valores resultantes son: para la media 7,9286 pesetas y para la desviación típica, 2,9.

2. 5.º 3).—PRESTACIONES ECONÓMICAS

La tabla de frecuencias obtenida es la siguiente:

INTERVALOS (Tanto por 100)	Marcas de clase	Frecuencias Entidades
7-10.....	8,5	4
10-13.....	11,5	3
13-16.....	14,5	13
16-19.....	17,5	0
19-22.....	20,5	4
		30

Resulta una media de 14,8 por 100 y una desviación típica de 3,4.

2. 5.º 4).—PRESTACIONES SANITARIAS

La distribución de frecuencias que resulta para estos valores muestrales, queda reflejada en la tabla que se detalla a continuación:

INTERVALOS (Pesetas)	Marcas de clase	Frecuencias Entidades
110-130.....	120	1
130-150.....	140	4
150-170.....	160	17
170-190.....	180	6
190-210.....	200	1
210-230.....	220	1
		30

Obtenemos la media 162,33 pesetas y la desviación típica 18,7.

Bonificación Maternidad

(MUESTRA)

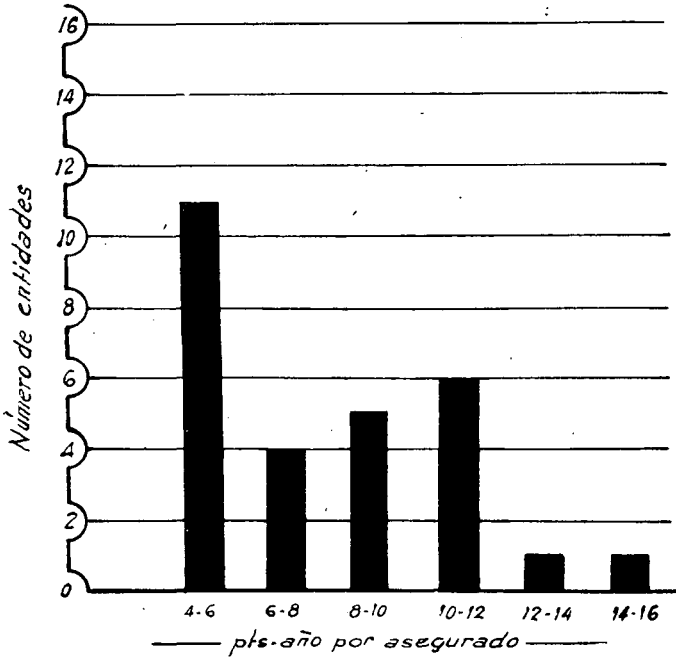


GRÁFICO NÚM. 6

2. 5.º 5).—PRESTACIONES FARMACÉUTICAS

Obtenemos la siguiente distribución :

INTERVALOS (Pesetas)	Marcas de clase	Frecuencias Entidades
125-145	135	3
145-165	155	0
165-185	175	0
185-205	195	8
205-225	215	10
225-245	235	2
245-265	255	5
265-285	275	0
285-305	295	1
305-325	315	1
		30

Resulta para la media 215,63 pesetas y para la desviación típica 36,9.

2. 5.º 6).—ESTABLECIMIENTOS ASISTENCIALES

La distribución es :

INTERVALOS (Pesetas)	Marcas de clase	Frecuencias Entidades
10-20	15	1
20-30	25	4
30-40	35	6
40-50	45	3
50-60	55	7
60-70	65	4
70-80	75	2
80-90	85	0

EL SEGURO OBLIGATORIO DE ENFERMEDAD EN 1952

INTERVALOS (Pesetas)	Marcas de clases	Frecuencias Entidades
90-100	95	1
100-110	105	1
110-120	115	0
120-130	125	0
130-140	135	0
140-150	145	1
		30

Los valores que resultan para la media y desviación típica son, respectivamente, 53,34 pesetas y 26,4.

2. 5.º 7).—DETRACCIONES DE PRIMAS. (Ver gráfico núm. 7.)

Los valores muestrales que resultan para esta característica de la población que estudiamos, una vez agrupados con arreglo a los intervalos correspondientes, forman la siguiente tabla de frecuencias:

INTERVALOS (Pesetas)	Marcas de clase	Frecuencias Entidades
70-80	75	2
80-90	85	8
90-100	95	6
100-110	105	2
110-120	115	7
120-130	125	3
130-140	135	2
		30

Para la media se obtiene el valor 102,00 pesetas, 17,2 para la desviación típica.

Detracciones de Primas

(MUESTRA)

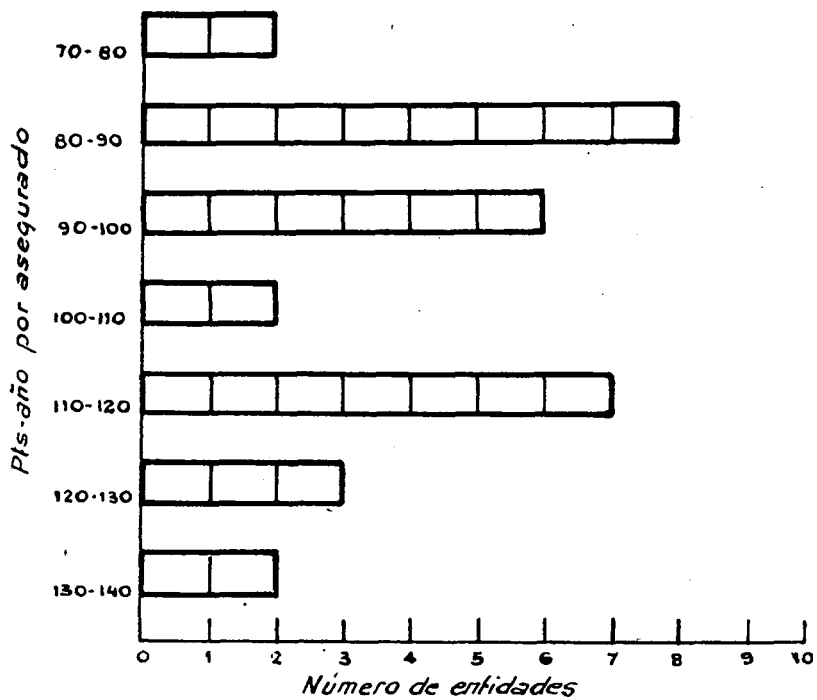


GRÁFICO NÚM. 7

2. 6.º—CONTRASTE DE LA HIPÓTESIS DE LOS VALORES MEDIOS NACIONALES

Una vez obtenidas, a través de la muestra, estimaciones de los valores de la media de la distribución de las distintas características de la población, ha de procederse a determinar si éstos son compatibles con las hipótesis establecidas en la «sobrevisión piloto». Para ello ha de verificarse, en primer lugar, la homogeneidad de varianzas —la desviación típica es la raíz cuadrada de la varianza—, y que, además, la diferencia entre las medias no resulte «significativa» (13).

La homogeneidad de varianzas se prueba mediante la aplicación del test «Z» introducido por Fisher. Este investigador obtuvo la distribución $Z = 1/2 \log_e \frac{S_1^2}{S_2^2}$, que corresponde al caso en que S_1^2 y S_2^2 —estimaciones de varianzas— proceden de la misma población.

Aplicando este test a las distribuciones estudiadas por nosotros, no resultan diferencias significativas entre los valores «Z» hallados (14) y los que corresponden a la distribución ideal de Fisher, para primas, prestaciones económicas, prestaciones sanitarias, prestaciones farmacéuticas y detracciones de primas. Por el contrario, si resultan diferencias significativas —y por tanto ha de rechazarse la hipótesis de varianzas iguales— en el caso de bonificación por maternidad y establecimientos asistenciales.

Nos encontramos, por tanto, que en estos dos últimos casos no pueden aceptarse como valores de la desviación típica de las distribuciones respectivas, los obtenidos en la sobrevisión piloto, y los sustituimos por las estimaciones que resultan mediante los valores

(13) Se dice que la diferencia es «significativa» cuando excede, a un nivel dado de probabilidad, los valores límite representados por la distribución tipo.

(14) La distribución «Z» presupone que las poblaciones estudiadas corresponden al tipo «normal».—Según queda indicado en la nota (2), la varianza es el cuadrado de la desviación típica, por tanto, al verificar la homogeneidad de varianzas, se determina también la igualdad de aquéllas.

muestrales. Estos valores serán los que utilizaremos ahora al contrastar la igualdad de medias.

También aquí, como en el caso de las varianzas, sabemos que la diferencia de medias se ajusta a una distribución tipo: la «t» de Student. En sus consecuencias hallamos los valores «t» correspondientes (15) y los comparamos con los dados para la distribución ideal. Las diferencias no resultan significativas para las distribuciones de primas, prestaciones económicas, prestaciones sanitarias, prestaciones farmacéuticas y establecimientos asistenciales; en su consecuencia, podemos admitir como valores medios nacionales los obtenidos en la sobrevisión piloto. Mas la diferencia sí resulta significativa para el caso de bonificaciones por maternidad y detracciones de primas; por ello aquí, como cuando resultaban varianzas no homogéneas, sustituimos los valores hipotéticos de la sobrevisión piloto por las estimaciones que resultan para estas medias a través de los valores muestrales.

Según se había previsto, las diferencias entre los valores medios de la población —hipótesis establecida— y los muestrales, son inferiores al error permisible «E», en el caso de las distribuciones de primas, prestaciones económicas, prestaciones sanitarias y prestaciones farmacéuticas, mientras que es superior para bonificación maternidad, es-

(15) Los valores t , que luego son comparados con la distribución ideal, nos vienen dados por la expresión:

$$t = \frac{\bar{X} - m}{S_x}$$

donde \bar{X} es la media aritmética muestral, m la de la población total y S la desviación típica, y que es igual a

$$\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$$

En esta última fórmula σ representa la desviación típica de la población, N , el tamaño total de la población, y n , el de la muestra. Es la expresión de la desviación típica correspondiente a la diferencia de medias, cuando se conoce σ , en el caso de poblaciones finitas.

tablecimientos asistenciales y detracciones de primas, según se puede apreciar en el siguiente detalle:

CARACTERISTICAS	E	X - m
Primas.....	29	11
B. Maternidad.....	1	1,29
P. Económicas.....	3	0,1
P. Sanitarias.....	8	2,33
P. Farmacéuticas.....	10	1,66
Est. Asistenciales.....	4	4,51
Detracciones Primas.....	5	7

Es superior esta diferencia en el caso de bonificación maternidad y detracciones de primas por el hecho de no poderse considerar como provinientes de una misma población la media hipotética y la media muestral. En cuanto a la asistencia en instituciones sanitarias, ha de tenerse en cuenta que la pequeña cuantía en que es rebasado el error permisible «E» —0,51— ha de ser debida a haberse tomado una muestra inferior a la mínima de 34 que resultaba para esta característica.

2. 7.º—INTERVALOS DE CONFIANZA

Nosotros establecimos una hipótesis sobre los valores medios que representaban los ingresos y coste medio por asegurado en el conjunto del Seguro. Hemos demostrado a través de una muestra que, salvo en dos casos, dichos valores eran, aproximadamente, los que representaban las medias buscadas. Ahora queremos establecer los límites entre los cuales oscila el verdadero valor de la media poblacional para cada una de las características. Los intervalos así delimitados, se denominan «intervalos de confianza».

Fijamos la amplitud del intervalo en dos veces la desviación típica con lo que la probabilidad de que el valor exacto de las medias poblacionales esté comprendido entre la media muestral más o menos

dos veces la desviación típica de la distribución de diferencia de medias, es del 95 por 100 (16).

O sea, que los intervalos en los que se encuentran incluidos los verdaderos valores medios de cada una de las características, son :

CARACTERISTICAS	Intervalos
Primas.....	579,00 — 629,00
B. Maternidad.....	6,78 — 9,07
P. Económicas.....	13,84 — 15,76
P. Sanitarias.....	154,53 — 170,13
P. Farmacéuticas.....	205,26 — 226,06
Est. Asistenciales.....	43,83 — 62,85
Detracciones Primas.....	96,00 — 108,00

Como para las características bonificación maternidad y establecimientos asistenciales no se verifica la homogeneidad de varianzas, según vimos, y por ello rechazamos la hipótesis de que el valor de la desviación típica de la población era el de la sobrevisión piloto, no hemos podido utilizar para fijar los intervalos de confianza el valor de la desviación típica de la población, que desconocemos, operando, en su consecuencia, con la estimación de la misma obtenida a partir de la muestra multiplicada por el valor correspondiente de la distribución «t» de Student (17).

Vemos, pues, que la hipótesis establecida para los valores medios está «recubierta» por los intervalos hallados a excepción del caso de

(16) La desviación típica se calcula mediante la expresión de la nota anterior. O sea, que a la media aritmética muestral hay que sumarle y restarle el duplo de la desviación típica.

(17) El intervalo de confianza viene dado en este caso, por

$$\bar{X} \pm t_{\alpha} \sqrt{\frac{S^2}{n}}$$

bonificación maternidad y detracciones de primas, precisamente en los que rechazamos la hipótesis de que la media obtenida en la sobrevisión piloto y la que resultaba del muestreo proviniesen de la misma población.

2. 8.º—RESUMEN

El objeto fundamental de este estudio es, según hemos indicado, el de llegar a determinar los valores medios nacionales tanto para la cotización como para las prestaciones y gastos a que da lugar el Seguro Obligatorio de Enfermedad.

Para ello hicimos el cálculo de estos valores sobre la base de los importes correspondientes a Entidades que agrupaban el 78 por 100 de la población asegurada. Estos datos, por sí solos, nos hubieran valido para conseguir nuestro objetivo, mas no se tenía la garantía de que las fuentes contables utilizadas fueran reflejo exacto de la realidad que tratábamos de descubrir. En su consecuencia, había que «contrastar» las hipótesis que representaban los valores medios calculados, lo cual fué realizado mediante el análisis estadístico de los datos, utilizando especialmente la técnica del muestreo.

La aplicación de distintos *test* nos han llevado a las siguientes conclusiones: los valores medios obtenidos a través de la sobrevisión piloto —Entidades que comprenden el 78 por 100 de la población asegurada— podían admitirse como representativos de las medidas nacionales en el caso de primas y prestaciones económicas, sanitarias, farmacéuticas y asistenciales. Para bonificación por maternidad y detracciones de primas había de «rechazarse» la hipótesis y teníamos que recurrir a la estimación obtenida mediante la muestra aleatoria.

Sobre estos datos podemos, pues, hacer una estimación de en qué medida las primas recaudadas por el Seguro de Enfermedad en el año 1952 cubrieron los gastos necesarios para su desarrollo.

A continuación hallamos, pues, la diferencia entre los ingresos medios por asegurado y los gastos medios, a base de los valores que hemos aceptado como una estimación de los verdaderos. El resultado

es, por tanto, aproximado, y únicamente ha de servir como estimación de la suficiencia de la prima media.

Ingreso medio por asegurado	600,928
Por primas	598,00
Por bonf. maternidad	7,928
Gasto medio por asegurado	622,380
Por prestación económica	88,523 (18)
Por prestac. sanitarias	160,000
Por prestac. farmacéutica	214,000
Por estab. asistenciales... ..	57,857
Por detrac. de primas	102,000
<hr/>	
Déficit medio por asegurado	—21,452

Este déficit representa el 3,61 por 100 de la prima media recaudada. Mas ha de tenerse en cuenta que en estos gastos no están incluidas las amortizaciones de activos de carácter sanitario, ni las prestaciones especiales y extraordinarias, ni el importe de 5 por 100 destinado a la dotación de reservas reglamentarias; solamente el considerar esta última partida haría elevarse el déficit medio al 8,61 por 100.

Ahora, en el capítulo siguiente, vamos a ver cómo ha afectado a las distintas Entidades este signo deficitario del Seguro Obligatorio de Enfermedad en el año 1952.

III.—LOS RESULTADOS DE LAS ENTIDADES COLABORADORAS

3. 1.º—GESTIÓN Y ADMINISTRACIÓN

Hemos querido extender nuestro análisis a cómo se dan también algunas regularidades en el déficit y superávit padecido por las Entidades en la gestión y administración del Seguro.

(18) Como la media de las prestaciones económicas se calculó en porcentaje de la prima, ahora hay que tomar el 14,928 por 100 de 593 = 88,523 pesetas.

Por imperativo legal existe una separación tajante entre ambos aspectos —gestión y administración— ya que para los gastos de administración es fijado a las Entidades un porcentaje máximo a detracer de las primas, que varía según el ámbito territorial de éstas, y por lo que su cuantía no debe afectar a los resultados de la gestión.

Así, pues, analizaremos separadamente los resultados en la gestión y en la administración, si bien esta vez operaremos con la totalidad de los datos del colectivo, en lugar de con una muestra, dada la facilidad con que se podían obtener los mismos.

Al estudio realizado en esta parte lo dividiremos en dos.

En la primera, trataremos de ver si existe o no independencia entre el hecho de tener superávit o déficit y el ámbito nacional, provincial, etc., de las Entidades.

En la segunda queremos averiguar si la probabilidad de déficit es la misma para todas las Entidades cualesquiera que sea el volumen de primas que manejen.

Con relación al ámbito de las Entidades hemos hecho una clasificación distinta a la que rige en las normas de colaboración; en lugar de distinguir las cuatro formas de ámbito nacional, interprovincial, provincial y caja de empresa, fueron agrupadas en una categoría «gremial» las cajas de empresa y las Entidades que, teniendo otro ámbito superior, reunían predominantemente asegurados de una determinada profesión o rama de producción. Esta modalidad tiene por objeto ver si el auténtico vínculo mutual influye o no en una gestión más cuidada del Seguro.

3. 2.º—CONTINGENCIA ENTRE EL ÁMBITO Y EL HECHO DE SUPERÁVIT O DÉFICIT EN LA GESTIÓN

Para probar el hecho de independencia o asociación entre dos características correspondientes a un individuo del colectivo o población, se disponen los datos formando una «tabla de contingencia» aplicando el test «ji» cuadrado, ya que la distribución conjunta de

ambas características en el caso de independencia se adaptan a este modelo matemático (19).

Así hemos procedido nosotros para ver si la existencia de superávit o déficit en la gestión viene influenciada por el ámbito de las Entidades Colaboradoras. La tabla de contingencia formada es la siguiente:

	ENTIDADES CON		Total de Entidades
	Déficit	Superávit	
Nacional.....	21	2	23
Interprovincial.....	16	8	24
Provincial.....	25	19	44
Gremial.....	45	34	79
<i>Totales</i>	107	63	170

Utilizando un procedimiento elemental —el de hallar porcentajes— y aun la simple inspección del gráfico núm. 8, llegamos a la conclusión de que el déficit está en razón directa del ámbito. Es decir, que mientras en las Entidades de ámbito nacional e interprovincial se produce déficit en el 91 por 100 y 66 por 100 respectivamente, en las de carácter provincial y gremial, sólo tiene lugar dicho déficit en el 56 por 100. Ello supone que, por las características del Seguro, las grandes Entidades son menos «económicas» en la gestión que las pequeñas.

A esta misma conclusión llegamos calculando el valor de la «ji» cuadrado que resulta de nuestros datos y comparándolo con el valor correspondiente de la distribución tipo. La diferencia entre ambos —9,110 el primero contra 7,815 que dan las tablas— resulta signifi-

(19) La expresión que nos da el valor ji cuadrado es

$$\chi^2 = n \left(\sum_{ij} \frac{v_{ij}^2}{v_{i.} v_{.j}} - 1 \right)$$

donde v representa cada uno de los valores y los subíndice f y j la fila y columna de la tabla.

Gestión

■ Deficit
▨ Superavit

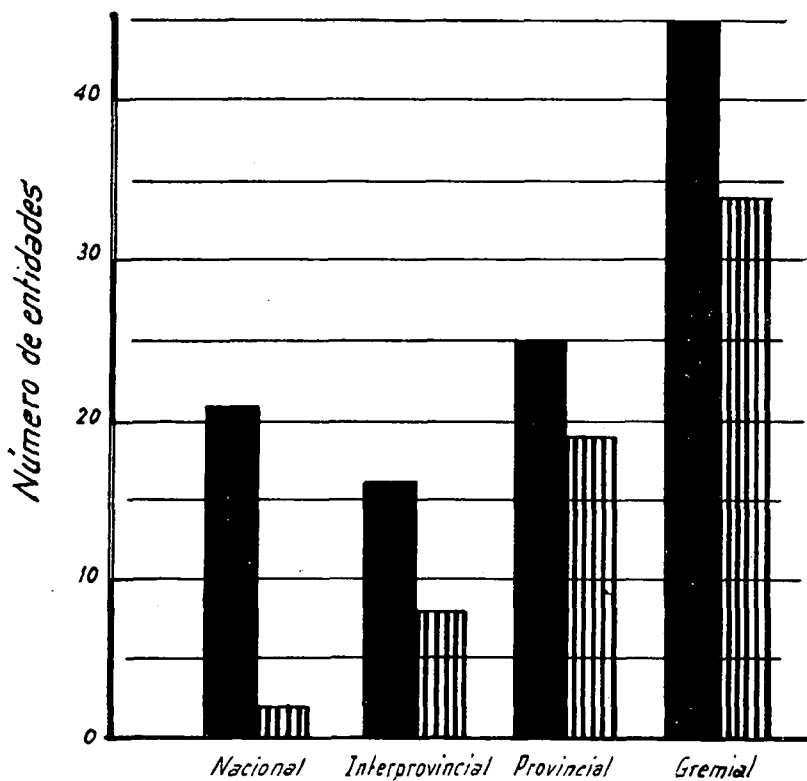


GRÁFICO NÚM. 8

cativa, lo que nos autoriza para rechazar la hipótesis de independencia establecida con un 5 por 100 de riesgo.

Esto quiere decir que *existe relación* entre el *ámbito* y el hecho de *superávit* o *déficit* en la gestión.

3. 3.º—CONTINGENCIA ENTRE EL ÁMBITO Y EL HECHO DE SUPERÁVIT O DÉFICIT EN LA ADMINISTRACIÓN

Análogo procedimiento ha sido utilizado para probar la relación entre el ámbito y el hecho de superávit o déficit en la administración.

El gráfico formado (ver gráfico núm. 9) es menos expresivo que en el caso anterior, e igualmente el cálculo de los porcentajes de Entidades que tienen déficit en gastos de administración, tampoco nos permite descubrir una relación positiva. Tienen déficit el 30 por 100 de las Entidades de ámbito nacional, el 41 por 100 de las interprovinciales, el 36 por 100 de las provinciales y 47 por 100 de las gremiales.

La tabla de contingencia es la siguiente:

	ENTIDADES CON		Total de Entidades
	Déficit	Superávit	
Nacional.....	7	16	23
Interprovincial.....	10	14	24
Provincial.....	16	28	44
Gremial.....	37	42	79
<i>Totales.. .. .</i>	70	100	170

El valor obtenido en el cálculo de la «ji» cuadrado, no difiere significativamente del que resulta tabulado para la distribución tipo (20), por lo que concluimos, que puede admitirse la *independencia* entre el *ámbito* y el *resultado deficitario*, o *superávit* en la *administración* del Seguro.

(20) Este valor es 3,162 que no difiere significativamente de 7,815 el cual corresponde al tabulado para la distribución tipo.

Administración

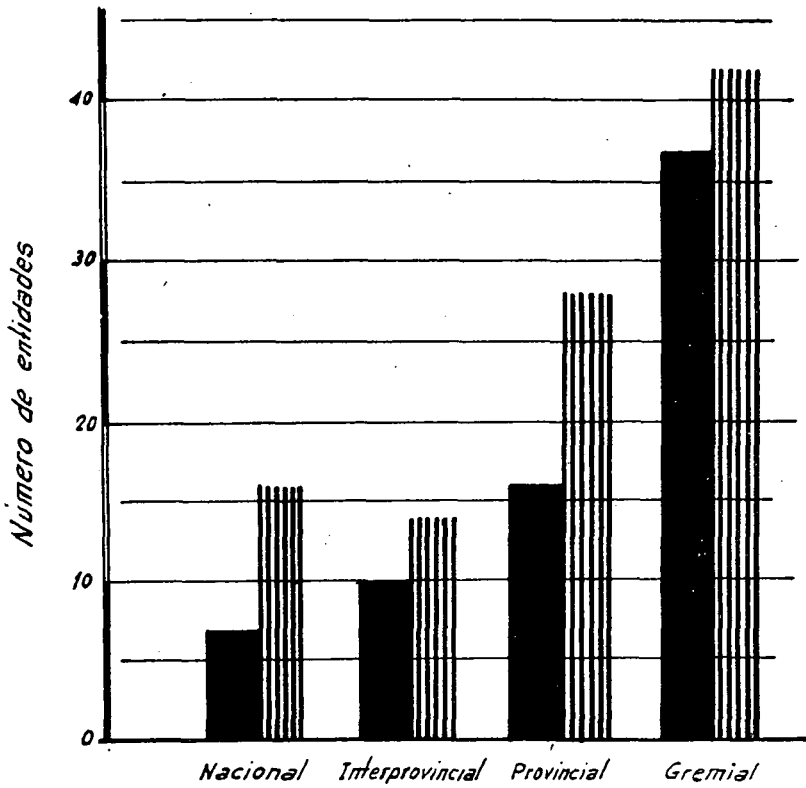
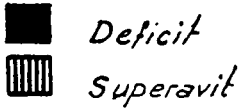


GRÁFICO NÚM. 9

3. 4.º—EL DÉFICIT EN LA GESTIÓN Y EL VOLUMEN DE PRIMAS

Queremos contrastar la hipótesis de si es constante la probabilidad de déficit en la gestión para todas las Entidades, cualesquiera que sea el volumen de primas recaudado.

A tal fin hemos distinguido previamente trece grupos según la cuantía de dicho volumen, tomando como intervalo dos millones.

G R U P O	Primas en millones de pesetas
I	0-2
II	2-4
III	4-6
IV	6-8
V	8-10
VI	10-12
VII	12-14
VIII	14-16
IX	16-18
X	18-20
XI	20-22
XII	22-24
XIII	24 y más

Los resultados obtenidos para el superávit y déficit en la gestión son los siguientes:

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	Total
Con déficit.....	46	16	9	4	7	4	2	3	1	1	4	0	10	107
Con superávit....	46	6	4	1	1	0	1	0	0	0	0	1	3	63
	92	22	13	5	8	4	3	3	1	1	4	1	13	170

El test utilizado en este caso es también la «ji» cuadrado de Pearson considerando que la probabilidad constante cuya vigencia preten-

$$\text{demos contrastar es } p = \frac{107}{170} = 0,6294.$$

El valor hallado para la «ji» (21) nos indica podemos afirmar que la probabilidad de *déficit no viene influida* —es independiente— por el *volumen* de primas recaudado, con una probabilidad de error del 6 por 100 tan sólo.

3. 5.º—EL DÉFICIT EN LA ADMINISTRACIÓN Y EL VOLUMEN DE PRIMAS

Ahora vamos a contrastar la hipótesis de si es constante la probabilidad de déficit en gastos de administración cualesquiera que sea el volumen de primas.

La clasificación de las Entidades que han tenido déficit según los grupos establecidos para el volumen de primas es la siguiente :

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	Total
Con déficit.....	45	8	4	1	2	3	0	2	1	0	2	0	2	70
Con superávit....	47	14	9	4	6	1	3	1	0	1	2	1	11	100
	92	22	13	5	8	4	3	3	1	1	4	1	13	170

Obtenemos para la «ji» cuadrado un valor de 16,199 que corresponde a una probabilidad de 0,19. Ello nos indica que si aceptásemos la hipótesis de probabilidad constante en el déficit en gastos de administración, cualesquiera que sea el volumen de primas recaudado por la Entidad, la probabilidad de error es de 19 por 100, error digno de tenerse en cuenta, por lo que podemos decir que *sí influye* el volumen de *primas* en el *déficit* en gastos de administración.

(21) La fórmula que nos da en este caso el valor *ji* cuadrado es distinta a la anterior, pues se trata de comparar los valores que aparecen en el cuadro con los que corresponden a una probabilidad fija de 0,6294. Estos valores teóricos vienen dados por el producto $n_j \cdot p$, donde n_j es la suma parcial correspondiente a cada uno de los grupos, o sea: 92, 22, etc.; v_j es la frecuencia con que se presenta el déficit en cada grupo, y q es la probabilidad de «no déficit», o sea $1 - 0,6294$.

Esta fórmula es

$$\chi^2 = \sum_j \times \frac{(v_j - n_j p)^2}{n_j p q}$$

Esta hipótesis es confirmada por la experiencia ya que la cuantía del trabajo administrativo no aumenta proporcionalmente con el volumen de primas recaudado y, por tanto, aquellas Entidades que recaudan mayor cuantía de primas y que, por razón de su ámbito tienen asignado mayor porcentaje para gastos de administración, están en situación privilegiada con respecto a las que, aun teniendo su mismo ámbito, recaudan menos primas y, sobre todo, a las de pequeño ámbito y volumen de ingresos.

3. 6.º—RESUMEN

Como resumen de esta tercera parte cabe resaltar, asociando las conclusiones particulares de los cuatro contrastes realizados, que la «dimensión óptima» de las Entidades colaboradoras del Seguro Obligatorio de Enfermedad no depende de la cuantía de las primas recaudadas, sino del ámbito de la Entidad, siendo precisamente las de reducido ámbito las que se encuentran más cerca de dicha dimensión óptima, es decir, aquellas que pueden realizar la gestión del Seguro más económicamente, debido, precisamente, a las características técnicas de éste, que requiere una gran *vigilancia* sobre las *prestaciones* y ello es *más fácil* en la *Entidad pequeña* que en la grande.

IV.—LA ETAPA DE PERFECCIONAMIENTO

4. 1.º—LAS CARACTERÍSTICAS ECONÓMICO-FINANCIERAS DEL SEGURO OBLIGATORIO DE ENFERMEDAD

No queremos concluir este estudio dejando una impresión pesimista sobre la situación económica del Seguro Obligatorio de Enfermedad, mas también es nuestro deber hacer resaltar las dificultades que han de surgir en un futuro próximo para mantener el equilibrio financiero deseado y que, todos los indicios parecen asegurar, se producirá en el actual ejercicio de 1954. En este año ha de tener lugar

un aumento en los ingresos y una reducción en algunos capítulos del gasto, únicos tipos de medidas posibles.

El Seguro Obligatorio de Enfermedad tiene una fisonomía propia en el campo del Seguro. Sabemos que el objeto de todo Seguro es el riesgo a que están sometidas las personas, los bienes y las cosas. Desde un punto de vista técnico el riesgo es el valor actual de un daño posible, en una unidad de tiempo determinado. Pues bien, en el Seguro Obligatorio de Enfermedad el riesgo que se trata de cubrir viene determinado, en una buena parte, por los precios del mercado, y en otra, por las nuevas técnicas en el tratamiento de los procesos patológicos, y si bien puede preverse la evolución en el nivel de precios, el mayor coste que supone los nuevos tratamientos escapa a toda previsión.

Mas, ¿se ha tenido en cuenta al prever los ingresos del Seguro la evolución en el nivel de precios? Creemos que no.

Con arreglo a los datos publicados por el Instituto Nacional de Estadística sobre salario nominal máximo diario en distintas profesiones —media nacional de las clases de oficial o similar— hemos calculado la media general correspondiente a los cinco principales grupos profesionales —minería, metalurgia, textil, abañilería y agricultura— formando el índice de salarios tomando como base la media relativa a 1940. La serie resultante se compara con la del índice ponderado de precios, también sobre la base de 1940, a partir de la fecha de la implantación del Seguro de Enfermedad.

	Media de salarios	Índice 1940 = 100	Índice de precios 1940 = 100
1944	14,75	121,8	156,1
1945	15,06	124,3	173,2
1946	16,64	137,4	207,8
1947	17,45	144,1	243,8
1948	17,85	147,3	261,1
1949	17,85	147,3	279,4
1950	17,85	147,3	329,4
1951	17,85	147,3	423,5
1952	17,85	147,3	427,1
1953	17,85	147,3	457,5

En el examen de este cuadro se aprecia que los salarios bases permanecen inalterados desde 1948 a 1953, mientras que los precios, en el mismo período, tendían a duplicarse. ¿Qué significa esto para el Seguro de Enfermedad?

En 1949 se efectuó el último reajuste financiero de este Seguro anterior a la reforma de 1954. Se aumentó la prima en un 1 por 100, se extendió el campo de aplicación hasta 18.000 pesetas, fué sustituido el sistema de clases de salario por el de cotización proporcional, y se configuró un concepto más amplio de salario-base para la cotización. Todas estas modificaciones representaron el aumento de un tercio en la cotización media. Cuando en 1950 se aumentó el plus de carestía de vida en las distintas Reglamentaciones, fué declarado no computable a efectos de cotización en los Seguros Sociales. El mismo criterio se siguió para las pagas decretadas, al margen de las reglamentarias, con objeto de aumentar la capacidad de compra de la población trabajadora.

Así, pues, en el período de 1950-53 los aumentos en los ingresos medios fueron reducidos, viniendo determinados únicamente por las modificaciones parciales de algunas reglamentaciones de trabajo, y la reducción en el número de Empresas morosas, con aumento en la afiliación merced a la superación de la crisis de trabajo existente en el trienio 1949-51 y por el establecimiento del sistema mensual de cotización, con presentación de relación nominal de asegurados, en 1952.

Por el contrario, los gastos seguían aumentando: mejora en la asistencia sanitaria, empleo de antibióticos, aumento de precios en los productos farmacéuticos, mejoras en la retribución al personal sanitario, mayor coste de sostenimiento de los establecimientos asistenciales existentes y puesta en funcionamiento de los nuevos, implantación de otros servicios, etc. Además, la epidemia de gripe de 1950-51 vino a incrementar también los gastos del Seguro.

4. 2.º—PREVISIONES PARA LA NUEVA ETAPA

Bajo dichas perspectivas se presenta el Seguro en el año 1952 estudiado por nosotros, año que hemos calificado de «normal» en este período de 1949-53. El desequilibrio financiero no era alarmante (22) según vimos, pero la carencia de reservas no permitía considerar como favorable la situación económica.

Mas los gastos continuaron aumentando en 1953 con la creación del Montepío Laboral Sanitario, las nuevas normas sobre asistencias sanitarias y económicas en larga enfermedad, creación de nuevos servicios sanitarios —cirugía torácica, especialidad anestésica-reanimación— y otras.

Por otra parte se intenta una reducción en los gastos al establecerse una rebaja en el precio comercial de los productos farmacéuticos para el Seguro de Enfermedad —órdenes de 13 de febrero de 1953— y la implantación en 1.º de mayo del mismo año de la tarjeta renovable de asistencia, con lo que se eliminaba buen número de beneficiarios indebidos. En cuanto a los ingresos se cambia el procedimiento de cotización en octubre de aquel año fusionándose con la cotización a Montepíos Laborales, con lo que las ocultaciones se reducen.

Todas estas medidas mejoraron sensiblemente la situación del Seguro, más sin llegar a producir los excedentes necesarios para un fortalecimiento de su situación económica.

En su consecuencia se hizo preciso tomar nuevas medidas para conseguir incrementar los recursos del Seguro y reducir los gastos. Estas medidas se llevan a cabo en el siguiente año de 1954, aumentándose la prima en el 1 por 100 —aunque para el fin concreto de mejorar los emolumentos del personal sanitario—, extendiéndose el campo de aplicación hasta las 30.000 pesetas y estableciendo el petitorio de prestaciones farmacéuticas. Puede estimarse que en virtud

(22) Se entiende para la generalidad del Seguro, pues había entidades en la que sí revestía este carácter.

de estas disposiciones se eleva la prima media en un 25 por 100, sin que, por otra parte, las condiciones económicas generales —como ocurrió en 1949-51— reduzcan el incremento esperado en el número de asegurados.

Paralelamente ha de experimentarse una reducción en algunos capítulos del gasto, principalmente farmacia, además de que en este ejercicio tiene lugar la plena eficacia de las medidas tomadas en el anterior y a las que ya se ha hecho referencia —rebaja sobre el precio comercial de los productos farmacéuticos y reducción en el número de beneficiarios a consecuencia de la revisión llevada a cabo para la implantación de la tarjeta de asistencia—, y que sólo afectaron parcialmente a los resultados del mismo. Las noticias que se tienen de un pequeño número de Entidades —para los seis primeros meses del presente año, puestos en relación con el mismo período del año anterior— sobre la reducción del coste por asegurado de las prestaciones farmacéuticas, son contradictorias; mientras que en unas no llega al 10 por 100, en otras se acerca al 30 por 100.

Continúa también en 1954 la marcha ascendente de los gastos, bien por incremento de los existentes —aumento en el coste de residencias sanitarias y ambulatorios, incremento en la aportación para la Mutualidad del personal sanitario, etc.—, o por el establecimiento de nuevos servicios —por ejemplo, el de determinación de honorarios—, fenómeno que, como hemos dicho, constituye una característica esencial en el desarrollo de este Seguro.

Entonces cabe formular la pregunta: ¿el reajuste financiero del Seguro llevado a cabo en 1954 garantiza la estabilidad económica del mismo?

Nuestro estudio se concreta a un solo ejercicio y ello nos impide hacer previsiones completas a largo plazo, y más cuando desconocemos aún los resultados totales de 1954 —puesto que como los ingresos y gastos no se distribuyen uniformemente a través del ejercicio, no son representativos del mismo los que corresponden a períodos de tiempo inferiores al año—, ejercicio que consideramos clave en la explicación de lo que puede ocurrir en años sucesivos. Sólo pueden aventurarse hipótesis teniendo en cuenta lo ocurrido hasta ahora.

Sin embargo, sí hay un dato que nos permite hacer previsiones sobre el coste de un grupo de prestaciones que, junto con las farmacéuticas, están llamadas a desempeñar un papel decisivo en la situación económica del Seguro. Nos referimos a la asistencia en ambulatorios y hospitalizaciones en residencias.

Está próxima la fecha de cumplimiento de la primera fase de ejecución del Plan Nacional de Instalaciones, que comprende el pleno funcionamiento de treinta y dos residencias y treinta y un ambulatorios. De ellos, en el año a que se concreta nuestro estudio —1952— ya habían sido puestos en servicio siete residencias y diez ambulatorios. En las residencias se habían causado ciento diez mil cuatrocientas ochenta y una estancia en dicho año (23).

Según la ponencia titulada «Diversos problemas actuales del Seguro de Enfermedad y de su Plan Nacional de Instalaciones» de la I Asamblea General del Instituto Nacional de Previsión, las treinta y dos residencias, y a un índice de utilización del 90 por 100, tienen una capacidad anual de 2.882.567 estancias, resultando un coste medio por estancia de 84,52 pesetas (24).

Indudablemente —ya ha sido previsto por el Instituto Nacional de Previsión (25)— dado el campo de aplicación actual del Seguro Obligatorio de Enfermedad, esa capacidad de las residencias excede a sus necesidades presentes en hospitalizaciones quirúrgicas.

Como se desconoce el número total de estancias causadas por hospitalizaciones actualmente, por la carencia de estadísticas a este respecto, se ha intentado hacer una estimación, para 1952, sobre la base de los datos disponibles de 15 Entidades.

Los datos son: número de enfermos hospitalizados y estancias causadas. Según éstos se ha hallado la media de estancias por en-

(23) Ponencia correspondiente a la I Asamblea General del Instituto Nacional de Previsión sobre *Diversos problemas actuales del Seguro de Enfermedad y de su Plan Nacional de Instalaciones*. Publicación del I. N. P. Madrid, 1953, página 54.

(24) Publicación citada, pág. 60.

(25) Publicación citada, págs. 61 y 62.

fermo y también la media de estancias por asegurado a cargo de la Entidad. Hubiera sido más próximo a la realidad poner en relación el número de estancias y el número de beneficiarios, pero no se dispone de este dato para cada una de las Entidades.

Los resultados obtenidos son los que se expresan a continuación:

Entidades	Media Asegurados	Núm enf. hospita.	Estanc. causada	Estanc. por enf.	Estanc. aseg.
1	19.883	1.475	15.586	10,56	0,783
2	9.074	386	3.202	8,29	0,352
3	8.529	854	9.979	11,68	1,170
4	3.609	338	2.256	6,67	0,625
5	13.976	752	8.913	11,85	0,637
6	29.960	2.509	22.552	8,98	0,752
7	2.459	84	602	7,01	0,244
8	4.740	303	4.359	14,38	0,919
9	6.419	560	5.016	8,95	0,781
10	14.072	1.841	9.389	5,10	0,667
11	2.154	163	2.014	12,35	0,935
12	1.446	108	1.006	9,31	0,695
13	18.923	1.075	18.364	17,08	0,970
14	2.336	168	1.125	6,69	0,481
15	635	48	661	13,77	1,040

O sea, que el índice de siniestralidad —que así se puede denominar al número de estancias por asegurado-inscrito (26)— varía desde 0,44 a 1,170. No se ha podido calcular el índice correspondiente a la Caja Nacional, a pesar de conocer el número de estancias causadas en sus residencias, debido a que se desconocían en qué parte correspondían a los asegurados propios.

(26) Denominamos asegurado-inscrito a todo aquel que recibe prestaciones de una Entidad Colaboradora para distinguirlo del asegurado que precisa de internamiento en clínica.

EL SEGURO OBLIGATORIO DE ENFERMEDAD EN 1952

Se ha formado la tabla de frecuencias correspondiente para ver la tendencia central, resultando:

INTERVALOS	Marcas de clase	Frecuencias
0,2-0,4.....	0,3	2
0,4-0,6.....	0,5	1
0,6-0,8.....	0,7	7
0,8-1,0.....	0,9	3
1,0-1,2.....	1,1	2
		15

Puede apreciarse en la distribución de frecuencias y en el gráfico correspondiente formado (ver núm. 10), que dicha tendencia corresponde al intervalo de 0,6 a 0,8 días de estancia por asegurado-inscrito, por lo que la media resulta igual 0,726.

Es decir, que si multiplicamos esta media por la media mensual de asegurados correspondiente a todo el Seguro de 1952, o sea, 3.297.287, resulta un total de 2.393.830 estancias causadas en dicho año.

Esto nos confirma la hipótesis de que, aun contando con las mayores necesidades de hospitalizaciones con motivo de la extensión actual en el campo de aplicación del Seguro, aún quedarán al ponerse en funcionamiento las 32 residencias, un excedente de estancias para poner a disposición de otros Seguros obligatorios o Entidades privadas, pues ha de tenerse en cuenta, además, que aún existirán durante esta etapa del Plan, residencias provisionales del Instituto Nacional de Previsión, y algunas de Entidades Colaboradoras.

Mas, atendiendo a nuestro objetivo de hacer previsiones sobre el aumento en el coste del Seguro que supondrán la efectividad del Plan Nacional de Instalaciones, vamos a tratar de estimar este aumento suponiendo que ya en 1952 hubieran funcionado las 32 residencias de la primera fase de ejecución urgente de este Plan.

Como no nos ha sido posible calcular el coste medio por asegurado en 1952 solamente para las hospitalizaciones, sino que hemos

Siniestralidad en Hospitalizaciones

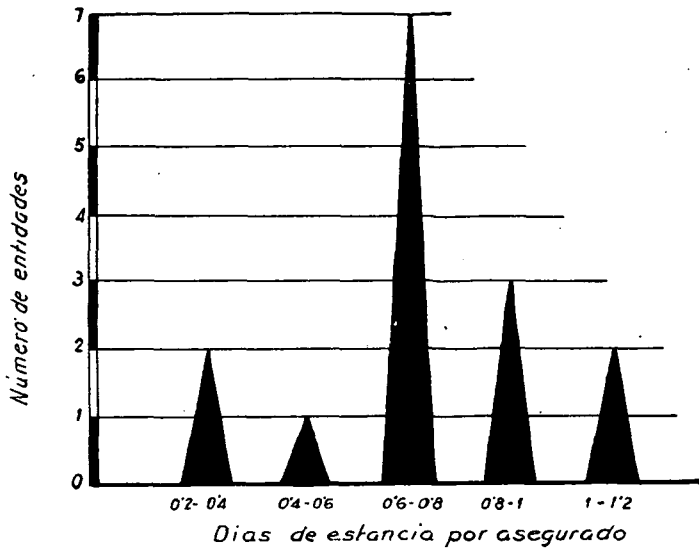


GRÁFICO NÚM 10

tenido que hallarlo conjuntamente con el coste de asistencia en Instituciones abiertas —ambulatorios—, ahora tendremos también en cuenta en nuestra estimación el coste por asegurado que representa el sostenimiento de los ambulatorios comprendidos en esta primera

fase, a la cual nos referimos. Este coste por asegurado y año resulta de 50,707416 pesetas (27).

O sea, que el coste medio por asegurado que resulta para la asistencia en Instituciones Sanitarias sería de 50,707416 más 61,36152 que hace un total de 112,068936 pesetas (28), lo que supone un aumento de casi un 100 por 100 sobre el coste de 57,857 pesetas calculado para 1952. Claro es que este aumento sería algo menor, puesto que aún continuarían algunas Entidades utilizando sus consultorios y clínicas, algo menos costosas. Mas, por otro lado, hay que considerar que el costo de 84,52 pesetas por estancia —y que correspondiendo una media de 0,726 por asegurado da lugar al coste medio indicado de 61,36152 pesetas— ha sido calculado al nivel de precios de 1952, y sobre la base de una utilización del 90 por 100 de la capacidad de las residencias. Análogamente ocurre con los ambulatorios. Luego, a largo plazo, podría resultar superior el coste calculado.

Sin embargo, los presuntos nuevos ingresos para la fase del Seguro que comienza en 1954, permiten esperar con optimismo el impacto que sobre el Seguro supondrá la extensión del Plan Nacional de Instalaciones y que, merced a los adelantos en la asistencia que lleva consigo, terminará por imponerse de grado o por la fuerza, a las modestas instalaciones aún hoy utilizadas.

Por sí solo este gasto no es posible haga peligrar el actual equilibrio financiero del Seguro. Mas hay que contar con el inevitable aumento de gastos por otros conceptos, conjugando con el incremento del nivel de precios. Es el problema de la estabilidad económica necesaria a todo seguro que, por tratarse de un Seguro Obligatorio con la extensión que alcanzará el de Enfermedad es, a su vez, factor de consideración en el logro de la estabilidad económica nacional.

El problema se plantea en los siguientes términos: ¿permitirá la situación financiera del Seguro creada en virtud del reajuste inicia-

(27) Publicación citada, pág. 60.

(28) Es el resultado de multiplicar el coste por estancia, 84,52 pesetas por el coeficiente de siniestralidad por asegurado, inscrito, o sea 0,726.

do en 1954, acumular las reservas necesarias para liquidar la situación deficitaria anterior y hacer frente a las desviaciones normales y extraordinarias en la siniestralidad que se produzcan en años sucesivos hasta que un aumento de la renta nacional real por cabeza —y aumento de salarios por tanto— o un aumento nominal de salarios —merced al también nominal de los ingresos en las Empresas—, permita incrementar los recursos del Seguro por cauces normales sin necesidad de recurrir al aumento del tipo de prima que, aun cuando legalmente «percute» sobre las Empresas, es soportado por la masa de consumidores con efectos económicos difícilmente previsibles?

V.—CONCLUSIONES

Nuestro objeto principal ha sido el mostrar las posibilidades de aplicación de la ciencia y técnica estadística a este campo concreto del Seguro Obligatorio de Enfermedad. Aun cuando los datos de que se disponía eran pocos y de no mucha fiabilidad, podría haberse sacado, sin embargo, mayor provecho de los mismos.

No obstante, creemos haber aportado nuestro pequeño esfuerzo en el análisis estadístico de ese Seguro Social.

El haber estimado los valores medios y desviación típica para la cotización y prestaciones en el año 1952, puede ser de gran valor para apreciar la efectividad de ciertas medidas, para reducir costes, llevadas a cabo en los años 1953 y 1954, y las posteriores que pueden tomarse.

El muestreo en años sucesivos podrá indicarnos si han variado los parámetros de la población o continúan dentro del intervalo fijado.

Las previsiones sobre la variabilidad de la media nacional para ingresos y gastos, nos ha llevado al terreno económico y financiero para sentar algunas hipótesis que la realidad estadística podrá luego confirmar o rechazar.

SANTOS GIL CARRERO