Hospital Luis Calvo Mackenna.
Cátedra de Pediatría
del Prof. Aníbal Ariztía.

ESTUDIO DEL PESO DEL LACTANTE

Comparación entre lactantes de Hospital y de la Caja de Seguro.

Por los Dres. TEODORO ZENTENO y OSCAR CORREA B.

Es superfluo extenderse sobre la importancia que tiene el peso en la evaluación del grado de desarrollo y salud del niño. Si bien han de reconocérsele ciertas limitaciones, fáciles de comprender, cuando se emplea en forma aislada, constituye el mejor índice con que se dispone para dicho objeto.

Plan de estudio.

La circunstancia de trabajar desde hace tiempo en el Servicio de Lactantes Asilo del Hospital Luis Calvo Mackenna, despertó nuestro interés por estudiar, en forma comparativa, el desarrollo ponderal de niños de hospital con el de lactantes atendidos por otro tipo de instituciones. El Servicio antes nombrado mantiene, como se sabe, un íntimo contacto con la Casa Nacional del Niño, de donde su material lo constituyen lactantes cuyo ingreso se rige exclusivamente por causas sociales: orfandad, abandono, enfermedad de los padres, etc. En atención al hecho recién anotado, la mayor parte de los niños se hallan sanos a la fecha de su hospitalización, la cual, salvo excepciones, comprende un tiempo prolongado.

Nuestro estudio se limitó a comparar el peso con que alcanzan el año de edad lactantes criados en el hospital con el

de lactantes atendidos en policlínicas. Como material de comparación elegimos la clientela de la Caja de Seguro Obrero, constituida, como es de conocimiento, por hijos de la clase proletaria, los cuales están bajo control de pediatra desde las primeras semanas de la vida hasta los dos años de edad. Dado que por razones que se comprenden, la alimentación de los lactantes hospitalizados hubo de ser artificial, en el grupo de lactantes del Seguro, que sirvió de comparación, se excluyeron niños alimentados al pecho.

El grupo de lactantes de hospital comprende 49 casos, todos nacidos de término y en buen estado nutritivo a la fecha de su ingreso al establecimiento, efectuado antes del mes y medio de edad. Si bien algunos recibieron alimentación al pecho, total o parcial, hasta el día de su hospitalización, la mayoría fueron alimentados exclusivamente en forma artificial, la que en adelante, salvo un breve período de leche humana en algunos, fué de rigor en todos ellos. En cuanto al grupo de lactantes de la Caja de Seguro, lo constituyen 160 casos, elegidos al azar, de varias policlínicas, entre aquéllas que cumplían las condiciones antes fijadas (de término y eutróficos a la fecha de inscripción). Tanto en este grupo como en el anterior, se eliminaron lactantes afectados de tuberculosis, sea cual fuere la época de aparición de ésta. Todos los lactantes de la Caja de Seguro habían estado bajo cuidado de pediatra desde las primeras semanas de la vida y su alimentación había sido artificial desde el nacimiento o, a más tardar, desde la sexta semana, lo que hace que figuren niños de madres con agaláctea e hipogaláctea. Para estos últimos conviene hacer presente que la escasa secreción láctea, observada ya en los primeros días y acentuada más tarde, hizo necesario el agregado precoz de alimento artificial, que constituyó su medio de crianza exclusivo desde la edad antes indicada. Está demás declarar que también integran el grupo lactantes cuyas madres fallecieron o que por enfermedad de éstas, se prohibió o fué impracticable la alimentación al pecho.

Respecto a la constitución del grupo de lactantes de la Caja de Seguro, debemos decir que, con el fin de obtener una visión amplia del progreso ponderal del lactante asegurado, incluimos en él material de varias policlínicas, todas situadas en sectores populares de la capital. Ellos fueron los Consultorios N° 15 (Unidad Sanitaria), N° 16 (Vitacura), N° 14 (José Joaquín Pérez) y N° 7 (Lo Franco). A excepción del primero, que contribuyó con 70 casos, los restantes aporta-

ron, dentro del total de 160, un número proporcionalmente igual de ellos. En la obtención del material no se aplicó, salvo las condiciones señaladas al comienzo, ningún criterio especial de selección y él se constituyó de casos tomados al azar entre el conjunto de niños mayores de un año de edad inscritos en las respectivas policlínicas.

En cuanto a las características de la alimentación artificial empleada en uno y otro grupo, ellas fueron las indicadas por las normas pediátricas corrientes. Esto vale tanto para el tipo, concentración y diluyente de las leches como para la edad de adición de sopas, purés y demás alimentos. Un hecho que a este respecto merece consignarse es que el 60 % de los lactantes de la Caja de Seguro que se incluyen en el estudio, fueron atendidos por los propios autores.

Resultados.

Aparecen expuestos, junto con el material, en las diferentes tablas y cuadros. Dadas las características del trabajo, se hizo necesario el estudio de los datos. Esto, que en otras partes constituye el complemento indispensable de trabajos clínicos y experimentales, entre nosotros, salvo excepciones, no es hecho. En atención a esto, a lo que se agrega la relativa sencillez de los métodos estadísticos de uso más corriente, creemos de interés exponer nuestros cálculos en forma detallada.

TABLA 1

Observaciones del Hospital.

1.	6,750	14.	7,950	26.	8,260	38.	9,100
2.	7,000	15.	7,960	27.	8,460	39.	9,100
3.	7,020	16.	7,980	28.	8,500	40.	9,200
4.	7,120	17.	8,000	29.	8,520	41.	9,400
5.	7,200	18.	8,040	30.	8,580	42.	9,500
6.	7,350	19.	8,100	31.	8,580	43.	9,600
7.	7,440	20.	8,140	32.	8,700	44.	9,780
8.	7,450	21.	8,150	33.	8,700	45.	9,860
9.	7,560	22.	8,160	34.	8,720	46.	9,950
10.	7,600	23.	8,220	35.	8,760	47.	10,000
11.	7,660	24.	8,240	36.	8,860	48.	10,480
12.	7,740	25.	8,260	37.	8,900	49.	10,550
13.	7,850						

TABLA 2

Observaciones de la Caja de Seguro.

1.	5,100	41.	7,950	81.	8,700	121.	9,300
2.	5,700	42.	8,000	82.	8,700	122.	9,300
3.	5,700	43.	8,000	83.	8,700	123.	9,300
4.	5,900	44.	8,000	84.	8,700	124.	9,300
5.	6,300	45.	8,000	85.	8,700	125.	9,400
6.	6,500	46.	8,000	86.	8,700	126.	9,400
7.	6,500	47.	8,000	87.	8,700	127.	9,400
8.	6,550	48.	8,100	88.	8,700	128.	9,400
9.	6,600	49.	8,100	89.	8,700	129.	9,400
10.	6,900	50.	8,100	90.	8,700	130.	9,500
11.	6,900	51.	8,100	91.	8,750	131.	9,500
12.	7,000	52.	8,200	92.	8,800	132.	9,500
13.	7,000	53.	8,200	93.	8,800	133.	9,500
14.	7,000	54.	8,200	94.	8,800	134.	9,500
15.	7,000	55.	8,200	95.	8,800	135.	9,600
16.	7,000	56.	8,200	96.	8,800	136.	9,600
17.	7,000	57.	8,200	97.	8,850	137.	9,600
18.	7,050	58.	8,200	98.	8,850	138.	9,600
19.	7,100	59.	8,250	99.	8,900	139.	9,700
20.	7,200	60.	8,250	100.	8,900	140.	9,700
21.	7,200	61.	8,250	101.	9,000	141.	9,700
22.	7,200	62.	8,300	102.	9,000	142.	9,700
23.	7,300	63.	8,300	103.	9,000	143.	9,700
24.	7,300	64.	8,300	104.	9,000	144.	9,750
25.	7,400	65.	8,300	105.	9,000	145.	9,750
26.	7,450	66.	8,400	106.	9,100	146.	9,800
27.	7,500	67.	8,400	107.	9,100	147.	9,800
28.	7,500	68.	8,400	108.	9,100	148.	9,900
29.	7,700	69.	8,400	109.	9,100	149.	9,900
30.	7,700	70.	8,500	110.	9,150	150.	10,000
31.	7,700	71.	8,500	111.	9,150	151.	10,000
32.	7,700	72.	8,500	112.	9,200	152.	10,000
33.	7,700	73.	8,500	113.	9,200	153.	10,000
34.	7,800	74.	8,500	114.	9,200	154.	10,100
35.	7,800	75.	8,500	115.	9,200	155.	10,100
36.	7,800	76.	8,600	116.	9,200	156.	10,200
37.	7,800	77.	8,600	117.	9,200	157.	10,400
38.	7,900	78.	8,600	118.	9,250	158.	10,700
39.	7,900	79.	8,600	119.	9,300	159.	11,200
40.	7,900	80.	8,600	120.	9,300	160.	11,300

El problema básico en nuestro trabajo se circunscribía, en primer lugar, a determinar la media aritmética y desviación standard de cada grupo de observaciones y, en seguida, precisar, si diferencias entre éstos, en caso de existir, tenían o no significancia estadística. La importancia de este último dato aparecía obvia, ya que, hasta donde nuestra información alcanza, no existía un estudio comparativo entre el peso del

lactante criado en institución cerrada con el de aquél bajo atención en policlínica. Ni Ortega y colaboradores ni Bustamante, en efecto, que se han preocupado entre nosotros del estudio ponderal del lactante, han incluido en sus trabajos, que comprenden un alto número de observaciones, este aspecto. El estudio se inició con el conjunto de niños pertenecientes al hospital, de los cuales en la tabla 3 y gráfico N° 1 se presenta una distribución de frecuencia de las 49 observaciones, dividida en 10 grupos con un intervalo de clase de 380 grs. para cada uno (columna 1). Para obtener la media aritmética procedimos a multiplicar la frecuencia de cada grupo por el centro del intervalo de la clase correspondiente. Así, por ejemplo, siendo el intervalo de clase o módulo, de 380 grs. para cada grupo, multiplicamos, en la primera fila, 4 por 6,940, para obtener la cifra de la columna 3 (27,760). La suma de las cifras de esta columna representa el total de gramos correspondientes al conjunto de 49 observaciones, la media aritmética del cual será igual a dicha suma dividida por el número de observaciones. (8,413.47).

TABLA 3.

Clase	Fr.	Fr. x centro clase	Centro clase- media arit- mética	Desv. (4) ²	Desv. ² x Fr. (2 x 5)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
6.750- 7.129	4	27.760	—1.473.47	2.171.113.8	8.684.455.2
7.130- 7.509	4	29.280	—1.093.47	1.195.676.6	4.782.706.4
7.510- 7.889	5	38.500	— 713.47	509.039.4	2.545.197.0
7.890- 8.269	13	105.040	— 333.47	111.202.2	1.445.628.6
8.270- 8.649	5	42.300	+ 46.53	2.165.0	10.825.0
8.650- 9.029	6	53.040	+ 426.53	181.927.8	1.091.566.8
9.030- 9.409	4	36.880	+ 806.53	650.490.6	2.601.962.4
9.410- 9.789	3	28.800	+1.186.53	1.407.853.4	4.223.560.2
9.790-10.169	3	29.940	+1.566.53	2.454.016.2	7.762.048.6
10.170-10.550	2	20.720	+1.946.53	3.788.979.0	7.577.958.0
	49	412.260			40.325.908.2
Media real:		8.413.47			822.977.07
Desviación standard:					907.18

En el cálculo anterior hemos supuesto que cada una de las observaciones tiene exactamente el peso registrado en el punto medio del intervalo de cada clase. Es posible, sin em-

bargo, que algunos niños hayan tenido un peso inferior a esta cifra y otros uno superior a ella, lo que, no obstante, no invalida el método, ya que si admitimos que la distribución es simétrica, las desviaciones en uno u otro sentido se compensarían o en todo caso ofrecerían un margen de error que es muchas veces despreciable cuando se trata de un número alto de observaciones. Debemos, sí, hacer presente, que el cálculo matemático de la media aritmética verdadera reque-

Gráfico N° 1.

Peso del niño sano alimentado artificialmente. Estudio basado en 49 observaciones de niños de Hospital. Año 1947.

Peso (gramos).

riría otro procedimiento. Para ello sería necesario sumar los valores de las 49 observaciones que nos ocupan (peso en gramos) y dividir el resultado por el número de observaciones, operación que en la práctica no compensa, dado el escaso error que se comete al emplear el primer procedimiento.

Una vez calculada la media aritmética, se debe proceder al cálculo de la desviación standard. Para ello restamos la media aritmética de la cifra correspondiente al centro de la

clase de cada grupo. Las desviaciones en + o en —, de acuerdo con sus signos y el resultado de las operaciones correspondientes, se hallan inscritas en la columna 4. Es necesario, a continuación, con el objeto de anular la influencia de los signos negativos, elevar al cuadrado cada una de estas desviaciones y como cada una de ellas al cuadrado corresponde a la frecuencia de una sola observación, debemos multiplicar estos valores por el total de frecuencia de cada grupo, con lo cual obtenemos las cifras de la columna 6. La media aritmética del cuadrado de las desviaciones es igual, en este caso, a 222.977.07 (40.325.908.2 dividido por 49), cuya raíz cuadrada es la desviación standard (sigma) de esta distribución, 907.18.

TABLA 4.

Clase	Frec.	Desv. en U. T.	Fr. x Desv. (2 x 3)	(3 x 4)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
6.750- 7.129	4	—4	—16	64
7.130- 7.509	4	—3	—12	36
7.510- 7.899	5	—2	—10	20
7.890- 8.269	13	—1	—13	13
8.270- 8.649	5	0	0	0
8.650- 9.029	6	1	6	6
9.030- 9.409	4	2	8	16
9.410- 9.789	3	3	9	27
9.790-10.169	3	4	12	48
10.170-10.550	2	5	10	50
	49		— 6	280

Media real : 8.413.47

D. standard σ (6) : 907.18

El procedimiento anterior, como se desprende del análisis de las cifras, es bastante odioso y complicado, dado el alto volumen numérico que es necesario manejar. Un procedimiento más sencillo, que permite reducir este volumen de cifras a números fácilmente manejables es el que presentamos en la tabla 4 y cuyo desarrollo explicamos a continuación. La columna 1 inscribe los grupos con un intervalo de clase idéntico al de la tabla 3; la 2, las frecuencias respectivas, y la 3, los valores correspondientes al nuevo método, llamado "de unidades de trabajo". Si fijamos nuestra atención en la quinta fila de la columna 3 se verá que

el 0 representa el punto medio de la clase correspondiente al quinto grupo (8.460 grs.), a partir del cual reemplazamos los intervalos de clase, de diferencia constante de 380 (unidades reales o gramos) para cada grupo, por valores más sencillos y manejables (unidades arbitrarias). Se observará que la misma diferencia proporcional se mantiene para cada uno de los grupos (-1 ; -2 , -3 ; $+1$, $+2$, $+3$, . . . etc.). A continuación, el cálculo se reduce a multiplicar las cifras de la columna 2 por la columna 3, cuyo resultado aparece inscrito en la columna 4 y la suma algebraica, del cual (-6), dividida por el total de observaciones (49), nos da la media aritmética en unidades de trabajo (-0.12244). Para obtener, ahora, la media verdadera, debemos multiplicar la media obtenida en unidades de trabajo por el intervalo de clase correspondiente a los grupos originales (380), operación que es igual a -46.53 . El signo negativo nos indica que debemos restar este valor de la cifra original (8.460 grs. reemplazada por nuestro 0 arbitrario), de donde la media aritmética real es igual a 8.413.47.

Para calcular la desviación standard, deberíamos restar la media aritmética en unidades de trabajo de cada una de las desviaciones anotadas en la columna 3, elevar estos valores al cuadrado, multiplicarlos por las frecuencias respectivas y la raíz cuadrada del promedio de la suma de los cuadrados de las desviaciones sería igual a la desviación standard en unidades de trabajo. Pero este procedimiento, en razón de los decimales con que nos veríamos obligados a trabajar, es bastante laborioso, dificultad que se salva con elevar al cuadrado cada una de las desviaciones anotadas en la columna 4 y multiplicar cada una de estas cifras por las frecuencias de cada grupo. En este último caso debemos, sí, introducir un factor de corrección, ya que al elevar al cuadrado cada una de las desviaciones, hemos supuesto un origen arbitrario igual a 0, en circunstancias que las desviaciones al cuadrado deberían haberse medido a partir de la media obtenida en unidades de trabajo.

Un procedimiento aun más sencillo consiste en multiplicar las cifras de la columna 3 por las de la columna 4, cuyo resultado puede verse en la columna 5. La suma de los valores inscritos en esta última columna (280), representa la suma de las frecuencias multiplicadas por el cuadrado de las desviaciones de cada uno de los grupos. La raíz

cuadrada del promedio aritmético de la suma de los valores de la columna 5 (5.714285) menos el cuadrado de la media aritmética en unidades de trabajo (0.014991), nos da la desviación standard en unidades de trabajo, la que es igual a 2.3873. Para obtener la desviación standard en unidades reales, es necesario multiplicar este valor por el intervalo de clase de las unidades originales (380), lo que nos da 907.18, que es exactamente el mismo valor que encontramos con el procedimiento explicado más arriba. Finalmente, debemos re-

Gráfico N° 2.

Lactantes del Seguro Obrero (160 observaciones).

Peso (gramos).

cordar que la suma de dos desviaciones standard (1.814.36), aplicada en sentido positivo o negativo (10.229 y 6.599), a partir del promedio, nos permite ubicar, dentro de tales márgenes, el 95.44 % de las observaciones.

Los cálculos anteriores se refieren al grupo de lactantes del Hospital. Las mismas operaciones para el grupo de la Caja de Seguro Obrero da una media aritmética de 8.538, con una desviación standard de 1.065.60. Si se aplica, como en el caso anterior, la suma de dos desviaciones stan-

dard en uno y otro sentido del promedio, obtenemos los valores de 10.669 y 6.407, entre los cuales, según el cálculo de probabilidades, se encuentran comprendidos, con el carácter de valores normales, el 95.44 % de los casos.

Por último, debíamos establecer si la diferencia entre el promedio del grupo de lactantes de hospital y el correspondiente al de la Caja de Seguro Obrero tenían o no significancia estadística. Para este objeto empleamos la fórmula o expresión que la define (1), en la que sigma de la diferencia de los promedios, como puede verse, es igual a la raíz cuadrada de la desviación standard de uno de los promedios al cuadrado más la desviación standard del otro promedio llevada también al cuadrado. Si sustituimos estos términos por nuestros valores, tendremos que sigma de la diferencia es igual a raíz cuadrada de 1.065.6 al cuadrado, dividido por 160 más 907.18 al cuadrado, dividido por 49, lo que es igual a 154.55. En atención a que la diferencia de los promedios, 124.53 (8.538-8.413), no alcanza a ser dos veces mayor que su desviación standard (x/b , 154.55), dicha diferencia carece de significación estadística. En efecto, el cálculo de las probabilidades nos demuestra que diferencias de esta clase (0.80), en muestras como las analizadas, pueden producirse por la sola influencia del azar en 42 veces de cada 100. Dado que, como se comprende, este resultado es altamente probable, concluimos, si se considera que en nuestras muestras se ha eliminado el factor de selección y todo otro elemento de perturbación, que las diferencias de peso encontradas entre el grupo de lactantes de hospital con el de la Caja de Seguro, carece de significación estadística.

Los cálculos anteriores nos han permitido encontrar los valores de la media aritmética de ambos grupos de observaciones y las desviaciones standard correspondientes. En una etapa posterior demostramos, además, que la diferencia de los promedios de ambos grupos de observaciones carecía de significación estadística, esto es, que, dadas las características de ambas medias, bien podrían ser consideradas como estimaciones diferentes de grupos o colectivos pertenecientes a un mismo universo.

Ahora bien, a nosotros nos interesa establecer cuál es la exactitud de estos valores, en qué forma y de qué manera po-

$$(1) \quad b \text{ dif } m = \sqrt{b m_1^2 + b m_2^2}.$$

dríamos reproducir, con estos datos, la media real y verdadera de la totalidad de las observaciones pertenecientes a este grupo. Debemos reconocer, teóricamente, que deba existir algún valor que represente, con toda exactitud, el promedio normal del peso del niño alimentado artificialmente al cumplir un año de edad, dentro de las consideraciones que hemos hecho en un comienzo al empezar este trabajo. Para ello necesitaríamos agotar la investigación, reunir en un grupo más general la totalidad de los niños chilenos de esta edad que actualmente viven en nuestro territorio y que se encuentran en las condiciones señaladas anteriormente, pesarlos, sumar estos valores y dividirlos finalmente por el número total de niños que han formado parte de este grupo. El cociente de esta división nos daría la media aritmética real y verdadera del conjunto de observaciones, en otros términos, el peso medio normal del niño chileno alimentado artificialmente al cumplir un año de edad. Pero, este hecho, por razones obvias, es desde todo punto de vista impracticable.

En nuestra práctica corriente nosotros nos limitamos a tomar un grupo más o menos considerable de observaciones, seleccionadas al azar, con el objeto de que ellas puedan reproducir las características más generales del universo que nos ocupa y a calcular en ellas su media aritmética. Ahora, cabe preguntarnos: ¿qué características nos ofrece esta media?, ¿en qué forma reproduce ella los atributos más generales del universo que nos ocupa?, ¿cómo podemos establecer nosotros los límites dentro de los cuales debe encontrarse necesariamente la media aritmética, real y verdadera, de la totalidad de los niños de esta especie?

Es evidente que si nosotros tomamos de este universo total un conjunto de 100 observaciones y calculamos su promedio, obtendríamos una cifra, digamos, por ejemplo, 8,590. En un segundo ensayo, análogo al anterior, otro conjunto de observaciones podría arrojar otra cifra diferente, 8,640. En un tercer ensayo es posible que obtuviéramos 8,390 y así, al multiplicar nuestra experiencia, obtendríamos una serie de resultados, algunos iguales entre sí o con muy escasa variación entre ellos y algunos otros con cifras que se alejan de más en más en uno u otro sentido de las anteriores. Si nosotros llegáramos a realizar esta empresa, observaríamos en un conjunto bastante grande de experiencias semejantes, una constancia muy notable dentro de los grupos para repetir ciertos valores, una tendencia muy gene-

ral para concentrarse éstos dentro de ciertos límites, de suerte que las observaciones de medias aritméticas, cuyos valores se manifiesten muy alejados de los valores que se estimen como más normales, más probables o más corrientes, se irán haciendo por momentos menos frecuentes. Nosotros podríamos medir la dispersión de estos promedios alrededor del promedio general por medio de la desviación standard y el cálculo de las probabilidades nos demuestra que el 95.44 % de ellos se hallaría dentro de los límites de 2 desviaciones standard aplicadas en uno y otro sentido, a partir del promedio general. Todo hace suponer, entonces, que el promedio real y verdadero del universo total se encuentre dentro de estos límites y esta afirmación es de más en más exacta, a medida que acrecentamos el tamaño de la muestra. Sin embargo, en la práctica ordinaria, nosotros no trabajamos con muestras repetidas. Nos limitamos únicamente a tomar un solo grupo de observaciones y a calcular en ellas su promedio. No conocemos, en consecuencia, la desviación standard de una serie de promedios. Puede demostrarse, sin embargo, que la desviación standard de una serie de promedios es igual a la desviación standard de las observaciones en el universo partido por la raíz cuadrada del número de individuos que constituyen la muestra ($b = b_{\text{obs. universo}} / \sqrt{n}$). Pero nosotros no conocemos la desviación standard del universo. Su obtención resulta punto menos que impracticable. De allí, entonces, que como una estimación de este valor y tan sólo en este carácter, reemplazamos en dicha fórmula la desviación standard de las observaciones en el universo por la desviación standard de las observaciones del grupo que hemos analizado, recordando que, si bien es cierto que los promedios varían, lo hacen de igual manera las desviaciones standard de las observaciones. Ya que estas últimas son raíces cuadradas en la expresión de los valores, su variación es muy pequeña, de manera que el error que se introduce al hacer dicha sustitución, es insignificante y satisface, siempre que la muestra sea representativa y suficiente en número, fundadamente nuestro propósito.

En el gráfico N° 3 hemos reunido la totalidad de las observaciones. Dado que no existe una diferencia estadísticamente significativa entre ambos grupos, hemos tomado el conjunto como una estimación más general de nuestro material. La media aritmética, calculada por el método de las unidades de trabajo y su desviación standard, son $8.506.6 \pm 1.016.4$. Si ahora reemplazamos estos valores para de-

ducir de ellos los límites dentro de los cuales deberíamos hallar la media real y verdadera del universo más general, encontramos que la desviación standard de una serie de promedios sería igual a $1.016.4$ dividido por la raíz cuadrada de $209 = (1.012.2; 14.4 = 70.3)$.

Gráfico N° 3.

Lactantes de Hospital y Seguro Obrero (209 observaciones).

Si representamos por la letra x la media real y verdadera de todo el universo, esto es la media aritmética de la totalidad de los niños chilenos alimentados artificialmente en las condiciones planteadas en nuestro problema, el cálculo de las probabilidades nos permite afirmar que el 95.44 % de las medias de grupos de 20 observaciones cada

uno estará dentro de 2 desviaciones standard aplicadas a ambos lados de dicha media ($x \pm 2.70.3$), de donde las probabilidades de que nuestra media se halle dentro de ese campo es de 19 a 1. Recíprocamente, si nuestra media, $= 8.506.6$, es una de las 95.44 que se encuentran dentro de esos límites, entonces la media real y verdadera del universo debe hallarse necesariamente dentro de $8.506.6 \pm 2.70.3$, esto es, entre 8.647.2 y 8.366. La experiencia general y el cálculo de las probabilidades nos permite afirmar que no hay razón alguna para suponer que nuestra cifra sea necesariamente alguna de aquéllas que representan el reducido grupo de promedios que pueden caer fuera de tales límites. En consecuencia, concluimos que el peso medio real del niño chileno de la clientela asalariada, sujeto a las condiciones contempladas en la exposición de este trabajo, debe encontrarse, al cumplir un año de edad, en algún punto entre 8.647.2 y 8.366.

Resumen.

Se presenta un estudio comparativo del peso al cumplir un año de edad, entre un grupo de 49 lactantes de hospital y otro de 160 de la Caja de Seguro Obrero. El primero estaba compuesto de niños del Servicio de Asilo del Hospital Luis Calvo Mackenna, nacidos de término y eutróficos a la fecha de su ingreso al hospital, efectuado antes de la sexta semana de la vida; y el segundo, de niños atendidos en policlinicas del Seguro Obrero, que cumplían las condiciones antes dichas, la última en relación con su edad de inscripción. Los niños de ambos grupos fueron criados con alimentación artificial.

El material fué objeto de un estudio estadístico, del cual se presentan en forma detallada sus principales aspectos. Los siguientes hechos merecen ser destacados:

1. El peso medio del grupo de lactantes pertenecientes al hospital resultó de 8.413 grs., comparado con 8.538 para el de la Caja de Seguro. Las desviaciones standard de estos valores fueron 907.18 y 1.065.6, respectivamente.

2. El cálculo de la desviación standard de la diferencia de los promedios, permitió demostrar que las diferencias antes anotadas carecen de significación estadística ($x : 154.55$).

3. El peso medio real del lactante de la clase asalariada, al cumplir un año de edad, debe encontrarse entre 8.647 y 8.366 gramos.

Summary.

A comparative study is presented between a group of 49 infants of the Hospital Luis Calvo Mackenna and another of 160 of the Caja de Seguro Obrero in connection with the weight of them at their first birthdate. The first group was composed of infants of the Asylum Service of the Hospital just named, all born at full-term and with normal weight at the date of hospitalization; and the second one of infants of Seguro Obrero polyclinics, born also at term and under pediatrician care since the first weeks of life. The babies of both groups were reared by artificial feeding.

The statistical study of the material revealed the following facts:

1. The mean weight of the first group was 8.413 gm. (± 907.18) as compared with 8.538 ($\pm 1.065.6$) of the second one.

2. The difference between this two values is not statistically significant.

3. Under the conditions given in the study the real mean weight of chilean infant at his first birthdate, should be found between 8.647 and 8.366 gm.

Bibliografía.

- BUSTAMANTE, W. — Estudio pondoestatural del recién nacido y del lactante. *Rev. Chilena de Pediatría* 11 : 803-810, diciembre de 1940.
- ORTEGA, R.; SEPULVEDA, H. y ESCOBEDO, V. — Rendimiento de la policlínica de lactantes. I. Curvas de peso en lactantes con y sin control médico anterior. *Boletín Méd. Social* 11 : 477-480, 1944.